

Kurs złoty/euro: teoria i empiria



WYDAWNICTWA
UNIwersytetu
ŁÓDZKIEGO

ROBERT KELM 



Kurs złoty/euro: teoria i empiria



WYDAWNICTWO
UNIwersytetu
ŁÓDZKIEGO

ŁÓDŹ 2013

Robert Kelm – Katedra Modeli i Prognoz Ekonometrycznych, Instytut Ekonometrii
Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny
Uniwersytet Łódzki, 90-214 Łódź, ul. Rewolucji 1905 r. 41

RECENZENT

Cezary Wójcik

REDAKTOR WYDAWNICTWA UŁ

Elżbieta Marciszewska-Kowalczyk

SKŁAD I ŁAMANIE

Robert Kelm

OKŁADKĘ PROJEKTOWAŁA

Barbara Grzejszczak

Copyright by Uniwersytet Łódzki, Łódź 2013

Wydane przez Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego

Wydanie I. W.06156.13.0.H

ISBN 978-83-7525-821-9

Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego

90-131 Łódź, Lindleya 8
www.wydawnictwo.uni.lodz.pl
e-mail ksiegarnia@uni.lodz.pl
tel. (42) 665 58 63, faks (42) 665 58 62

Druk i oprawa: Quick Druk

Dedykuje moim Rodzicom

SPIS TREŚCI

| | |
|---|-----|
| Wstęp | 11 |
| Rozdział I. Długookresowe modele kursu walutowego | 25 |
| Wprowadzenie | 25 |
| 1. Prawo jednej ceny i parytet siły nabywczej walut..... | 28 |
| 1.1. Determinanty i stacjonarność realnego kursu walutowego | 29 |
| 1.2. Założenia LOP i PPP – dyskusja | 32 |
| 2. Standardowe metody weryfikacji hipotezy PPP – przegląd badań | 39 |
| 2.1. Bezpośrednie testy parytetu siły nabywczej walut | 40 |
| 2.2. Testy stacjonarności kursów realnych – metody i uwarunkowania | 41 |
| 3. Parytet siły nabywczej walut w długim okresie | 47 |
| 4. Testy PPP w próbach przekrojowo-czasowych | 53 |
| Podsumowanie | 68 |
| Rozdział II. Parytet siły nabywczej walut a koszty transakcyjne – podejście nieliniowe | 71 |
| Wprowadzenie | 71 |
| 1. Progowe modele autoregresyjne TAR | 72 |
| 2. Wykładnicze modele autoregresyjne ESTAR | 78 |
| 3. Nieliniowe testy pierwiastków jednostkowych | 83 |
| 4. Krytyka modeli gładkiego przejścia. Podsumowanie | 90 |
| Rozdział III. Analiza kointegracji w modelu parytetu siły nabywczej walut | 93 |
| Wprowadzenie | 93 |
| 1. Standardowa analiza kointegracji w modelu PPP – metody i wyniki empiryczne | 95 |
| 2. Kursy walutowe przy racjonalnych oczekiwaniach i w warunkach gospodarki niedoskonałej wiedzy | 103 |

| | |
|--|-----|
| 3. Analiza kointegracyjna systemów ze zmiennymi I(2) | 111 |
| 4. Dyskryminacja pomiędzy hipotezami REH i IKE w modelu PPP | 122 |
| Podsumowanie | 130 |
| Rozdział IV. Model PPP kursu złoty/euro w okresie 1999:01–2011:06 | 133 |
| Wprowadzenie | 133 |
| 1. Ewolucja systemu walutowego w Polsce | 135 |
| 2. Empiryczne modele PPP kursu złotego – przegląd badań | 141 |
| 3. Testy zintegrowania realnego kursu złoty/euro | 157 |
| 4. Hipoteza dostosowań nieliniowych | 166 |
| 5. Analiza kointegracyjna modelu PPP kursu złoty/euro | 174 |
| 5.1. Trendy i wahania zmiennych nominalnych | 175 |
| 5.2. Analiza I(1) | 179 |
| 5.3. Analiza I(2) | 186 |
| 5.4. Analiza I(2)-w-I(1) | 194 |
| Podsumowanie | 200 |
| Rozdział V. Nieubezpieczony parytet stóp procentowych. | |
| Model CHEER | 203 |
| Wprowadzenie | 203 |
| 1. Premia za ryzyko | 206 |
| 2. Struktura terminowa stóp procentowych | 214 |
| 3. Oczekiwania kursowe. Model CHEER | 222 |
| Podsumowanie | 227 |
| Rozdział VI. Model CHEER kursu złoty/euro w okresie | |
| 1999:01–2011:06 | 229 |
| Wprowadzenie | 229 |
| 1. Empiryczne modele CHEER – przegląd i dyskusja | 230 |
| 2. Model CHEER kursu złoty/euro – wstępne wyniki | 233 |
| 2.1. Podejście standardowe – długoterminowe stopy procentowe | 241 |
| 2.2. Stopy procentowe rynku międzybankowego | 249 |
| 3. Uogólnienie modelu CHEER – premia za ryzyko | 253 |
| 4. Model CHEER kursu złoty/euro – identyfikacja struktury | 261 |
| 4.1. Wahania ryzyka wewnętrznego – kurs złoty/euro w okresie | |
| 1999:01–2009:09 | 264 |
| 4.2. Wzrost ryzyka globalnego – model CHEER w okresie | |
| 1999:01–2011:06 | 273 |

| | |
|---|-----|
| 5. Symetria i asymetria ryzyka walutowego | 281 |
| Podsumowanie | 288 |
| Rozdział VII. Średniookresowe modele kursów walutowych. | |
| Model BEER | 291 |
| Wprowadzenie | 291 |
| 1. Realne kursy równowagi w średnim okresie | 293 |
| 2. Podejście zasobowo-strumieniowe | 302 |
| 3. Szoki podażowe – mechanizm Balassy-Samuelsona | 305 |
| 4. Szoki popytowe | 308 |
| 5. <i>Terms of trade</i> | 315 |
| 6. Empiryczne modele BEER – operacjonalizacja | 318 |
| Podsumowanie | 327 |
| Rozdział VIII. Empiryczne modele BEER | |
| Wprowadzenie | 329 |
| 1. Kursy walut krajów rozwiniętych i rynkowych gospodarek pozaeuropejskich | 330 |
| 2. Modele kursów walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej | 344 |
| 3. Krytyka standardowych modeli BEER | 358 |
| 4. Przeformułowanie problemu – niestacjonarność kursów realnych dla cen sektora <i>tradables</i> | 364 |
| 5. Kursy realne walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej dla cen sektora <i>tradables</i> | 369 |
| 6. Badania modeli BEER kursu złotego w Polsce | 378 |
| Podsumowanie | 384 |
| Rozdział IX. Hybrydowy model kursu złoty/euro w okresie 1999:01–2011:06 | |
| Wprowadzenie | 387 |
| 1. Premia za ryzyko, efekt Balassy-Samuelsona i modele NOEM | 390 |
| 2. Realny kurs PLN/EUR i zmienne fundamentalne – uogólnienie problemu i hipotezy badawcze | 396 |
| 3. Bezwarunkowe i warunkowe modele CHEER-BEER | 403 |
| 4. Średniookresowe determinanty kursu PLN/EUR. Kryzys <i>subprime</i> | 414 |
| Podsumowanie | 433 |

| | |
|---|-----|
| Zakończenie | 437 |
| Bibliografia | 445 |
| Spis tabel | 473 |
| Spis rysunków | 477 |
| Spis akronimów | 481 |
| Spis symboli | 485 |
| Źródła danych. Transformacje zmiennych | 495 |
| Od Redakcji | 499 |

WSTĘP

I would like to insist that macroeconomic data are surprisingly informative, but only if you let them tell the story they want to tell.

Katarina Juselius, *Imperfect Knowledge, Asset Price Swings and Structural Slumps: A Cointegrated VAR Analysis of Their Interdependence**

Światowy kryzys finansowy zapoczątkowany upadkiem banku Lehman Brothers i załamaniem rynku kredytów *subprime* w 2008 r. oraz mające miejsce nieco później kryzysy zadłużeniowe śródziemnomorskich krajów Unii Gospodarczej i Walutowej sprawiły, że perspektywa przystąpienia Polski do strefy euro przesunęła się w czasie, zaś dyskusja o potencjalnych korzyściach i kosztach oraz optymalnym momencie przystąpienia do unii walutowej straciła w ostatnich latach nieco na ostrości. Status Polski jako członka UGiW z derogacją dopuszczającą okresowe pozostawanie poza obszarem euro oznacza jednak, iż spełnienie kryteriów konwergencji nominalnej jest nadal jednym z głównych celów polityki gospodarczej. Katalog pytań towarzyszących przystąpieniu do unii walutowej jest szeroki, a problemy przed jakim staje polityka gospodarcza są analizowane na różnych płaszczyznach. Badane są zagadnienia tak ogólne, jak zaproponowana przez Robert Mundella w 1961 r. teoria optymalnych obszarów walutowych (*optimum currecny area*), oraz zagadnienia o większym stopniu szczegółowości, których lista obejmuje m.in. synchronizację cykli koniunkturalnych, efektywność polityki fiskalnej, elastyczność rynku pracy i zdolność gospodarki do absorpcji egzogenicznych szoków poprzez dostosowania inne niż kursowe. Równie ważne są badania mające na celu określenie korzyści i zagrożeń związanych z przyjęciem euro oraz próby oszacowania skali, w jakiej przystąpienie do unii walutowej może przełożyć się na wzrost gospodarczy. Z perspektywy bieżącej polityki monetarnej i fiskalnej

* Referat na konferencji *Microfoundations for Modern Macroeconomics*, Columbia University, New York, November, 19–20, 2010.

szczególnie istotne są analizy poświęcone potencjalnym trudnościom w wypełnieniu kryteriów konwergencji nominalnej, tj. kryterium inflacyjnego, kursowego, fiskalnego oraz kryterium konwergencji długookresowych stóp procentowych.

Kryterium kursowe, zgodnie z którym kraj przystępujący do unii walutowej jest zobowiązany do stabilizacji kursu swojej waluty względem euro w ramach mechanizmu ERM2 (*European Exchange Rate Mechanism*), jest bez wątpienia tym, które przykuwa największą uwagę w okresach wzmożonych wahań kursu nominalnego, a w szczególności takich, jakie miały miejsce na przełomie lat 2008–2009, gdy zaobserwowano ponad czterdziestoprocentową nominalną deprecjację złotego względem euro. W okresie poprzedzającym włączenie złotego do mechanizmu ERM2 kluczowego znaczenia nabierają zatem pytania o poziom kursu centralnego, ale problemy, przed którymi staje polityka gospodarcza przy wypełnieniu kryterium kursowego, nie sprowadzają się jednak do właściwego wyboru momentu wejścia do mechanizmu ERM2 i ustalenia optymalnego kursu parytetowego. Zważywszy na fakt, że precyzja szacunków kursów równowagi jest relatywnie mała, a wyniki zależą od arbitralnych założeń, kwestią nie mniej ważną jest identyfikacja zagrożeń dla stabilności kursu PLN/EUR, które mogą się pojawić już w okresie obowiązywania mechanizmu ERM2. Odpowiedź na pytanie o przyczyny potencjalnych trudności przy wypełnianiu kryterium kursowego ma charakter empiryczny. Decydują o tym trzy fakty. Po pierwsze, nie jest możliwe wskazanie spójnego modelu teoretycznego, w którym zaproponowano jednoczesne wyjaśnienie wahań lub trendów kursów walutowych w różnych horyzontach czasowych. Po drugie, ograniczoną użyteczność modeli teoretycznych w projektowaniu polityki fiskalnej i monetarnej można wiązać z przyjmowanym w większości z nich założeniem racjonalności oczekiwań podmiotów gospodarczych (*rational expectations hypothesis*, REH) i uzależnieniem wahań kursów walutowych od zdeterminowanego *a priori*, zazwyczaj dość wąskiego zbioru zmiennych fundamentalnych. Po trzecie, wykorzystanie modeli ekonometrycznych w analizie kursu walutowego prowadzi nie tylko do identyfikacji jego determinant, ale pozwala również na ustalenie listy tych spośród nich, na które można oddziaływać bezpośrednio lub pośrednio za pomocą instrumentów polityki monetarnej i fiskalnej.

Udzielenie odpowiedzi na pytanie o determinanty wahań kursu złotego względem euro w obowiązującym od kwietnia 2000 r. reżimie kursu płynnego jest głównym celem monografii. Przyjęta w pracy strategia modelowania ekonometrycznego odróżnia ją od większości opracowań poświęconych modelowaniu kursu walutowego.

Po pierwsze, badania empiryczne są prowadzone przy założeniu, zgodnie z którym rozłączna weryfikacja alternatywnych modeli teoretycznych jest rozwiązaniem niewystarczającym, gdy celem jest określenie kompletnego zbioru najważniejszych zmiennych, oddziałujących na kurs PLN/EUR w różnych horyzontach czasowych. Punktem wyjścia analiz empirycznych jest konkurencyjna wobec REH hipoteza gospodarki niedoskonałej wiedzy Frydmana i Goldberga (2007) (*imperfect knowledge economics hypothesis*, IKE), gdzie dopuszcza się sytuację, w której podmioty gospodarcze formułują oczekiwania w różnych horyzontach czasowych, na podstawie różnych i zmieniających się w czasie zbiorów zmiennych. Oznacza to, że w warunkach IKE dostosowania kursu walutowego mogą przebiegać jednocześnie wzdłuż wielu alternatywnych ścieżek równowagi, z których każda może być spójna z alternatywnym modelem teoretycznym. Dlatego też w monografii podjęto próbę konstrukcji hybrydowego modelu kursu PLN/EUR obejmującego najważniejsze teoretyczne modele kursów walutowych: długookresowy model parytetu siły nabywczej walut (*purchasing power parity*, PPP), behawioralny model kursu walutowego równowagi dla okresu średniego (*behavioural equilibrium exchange rate*, BEER) oraz krótkookresowy model nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych ze zmienną w czasie premią za ryzyko (*uncovered interest rate parity*, UIP). Uwzględniono także potencjalny wpływ na kształtowanie kursu PLN/EUR szoków podażowych wiązanych z oddziaływaniem mechanizmu Balassy-Samuelsona, stosowanie przez firmy strategii cenowych *pricing-to-market* oraz zaburzające arbitraż cenowy oddziaływanie kosztów transakcyjnych.

Po drugie, przyjęcie założeń hipotezy niedoskonałej wiedzy sprawia, że badania kursu PLN/EUR muszą mieć charakter *stricte* empiryczny. To z kolei oznacza konieczność wykorzystania w możliwie elastycznych narzędzi analizy ekonometrycznej, a ponieważ badania przedstawiane w dalszej części monografii były prowadzone w ramach częstościowego paradygmatu prawdopodobieństwa (w odróżnieniu od paradygmatu subiektywnego, prowadzącego do wnioskowania bayesowskiego), to naturalnym rozwiązaniem jest wybór modeli wektorowej autoregresji (*vector autoregressive model*, VAR) i będących ich izomorficznymi przekształceniami modeli wektorowej korekty błędem (*vector error correction model*, VEC) i oparcie wnioskowania na wynikach analiz kointegracyjnych. Użyteczność modeli VEC w badaniach empirycznych jest powszechnie znana, ale ich zastosowania budzą niekiedy zastrzeżenia. Te ostatnie stają się poważne, gdy wykorzystanie modeli VEC ma charakter rutynowy. Szczególne wątpliwości budzi ograniczenie badań empirycznych do modeli VEC, w których zakłada się obecność zmiennych zintegrowanych co najwyżej w stopniu pierwszym (zmiennych $I(1)$), podczas gdy tylko nieco dokładniejsza

analiza wyników estymacji pozwala na wskazanie błędów specyfikacji wynikających z obecności zmiennych zintegrowanych w stopniu drugim (zmiennych $I(2)$) lub też zmiennych $I(1)$ wykazujących cechy zmiennych $I(2)$. Konsekwencją jest zazwyczaj niemożność wskazania spójnej interpretacji ekonomicznej wyników estymacji.

Po trzecie, najsilniejszy akcent w monografii położono na możliwie kompletne wykorzystanie informacji zawartej w danych. W przypadku niemożności empirycznego potwierdzenia poprawności wybranego modelu teoretycznego podejmowano szczegółową analizę wyników estymacji i na jej podstawie formułowano, a następnie weryfikowano, kolejne hipotezy badawcze. Przyjęcie takiej ścieżki modelowania kursu walutowego PLN/EUR jest zgodne z rekomendowaną przez Katarinę Juselius strategią modelowania *od-szczegółu-do-ogółu* (*from-specific-to-general*, FSTG), w której ramach konstrukcja modelu „ostatecznego” nie jest tożsama z pozytywną weryfikacją pojedynczej hipotezy badawczej, lecz polega na weryfikacji całej sekwencji hipotez, które są spójne z alternatywnymi modelami teoretycznymi lub też są formułowane na podstawie identyfikowanych regularności w szeregach czasowych. Ta ostatnia cecha modeli VEC, konstruowanych w ramach strategii FSTG, stawia je w opozycji do cieszących się rosnącą popularnością i coraz częściej wykorzystywanych dynamicznych stochastycznych modeli równowagi ogólnej (*dynamic stochastic general equilibrium model*, DSGE). Ramy tej monografii są zbyt wąskie dla szerszej dyskusji o wadach i zaletach obu podejść w modelowaniu procesów gospodarczych (krytyka modeli DSGE w: Colander (ed.), 2006), jednak należy w tym miejscu silnie zaakcentować, że waga zastrzeżeń wobec ateoretycznego charakteru zależności identyfikowanych na podstawie regularności obecnych w szeregach czasowych nie jest większa od wagi zastrzeżeń, które można sformułować w odniesieniu do modeli DSGE. Hoover (2006, s. 247) prezentuje przykłady skrajnie krytycznych stanowisk wskazując pośrednio na niemożność rewizji modeli teoretycznych na podstawie modeli empirycznych o strukturach predeterminowanych przez teorię (*If [...] evidence can be viewed only through totalizing a priori theory, it cannot be used to revise the theory*) i ograniczone walory poznawcze takich modeli empirycznych (*...the Walrasian attitude is that to know anything, one must know everything*).

Monografia składa się z dziewięciu rozdziałów tworzących trzy części o podobnej strukturze.

W rozdziałach I–IV podejmowana jest dyskusja o modelu parytetu siły nabywczej walut. Zgodnie z tradycyjną interpretacją w modelu PPP opisuje się arbitraż cenowy na rynkach towarowych, który prowadzi do zrównania konkurencyjności cenowej w długim okresie, podczas gdy interpretacja przyj-

mowana w modelach zaliczanych do nurtu nowej makroekonomii gospodarki otwartej (*New Open Economy Macroeconomics*, NOEM; Obstfeld i Rogoff, 1995, 1996) wskazuje parytet siły nabywczej walut jako warunek kompletności rynków, wyrównywania użyteczności walut i równomiernego rozkładu ryzyka walutowego (*perfect risk sharing*). Niezależnie od przyjętej interpretacji, model PPP jest nadal postrzegany jako pierwszy (choć coraz częściej nie jedyny i nie najważniejszy) punkt odniesienia w analizach kursów walutowych, a zważywszy na bardzo dużą liczbę nowych publikacji przedstawiających wyniki badań modelu PPP, stwierdzenie Rogoffa (1996), iż większość ekonomistów postrzega parytet siły nabywczej walut jako model opisujący kurs walutowy w długim okresie, należy nadal uznawać za aktualne. Z tej też przyczyny w monografii poświęconej zagadnieniu identyfikacji determinant kursu złotego względem euro nie może zabraknąć szerszej dyskusji poświęconej – z jednej strony – wynikom badań stacjonarności kursu realnego PLN/EUR, z drugiej zaś – wynikom uzyskiwanym w modelach wiążących wahania nominalnego kursu PLN/EUR z indeksami cen w Polsce i strefie euro. Rozróżnienie pomiędzy testami stacjonarności realnego kursu walutowego i modelowaniem kursu nominalnego uzasadnia stosowane konsekwentnie w dalszej części monografii rozróżnienie pomiędzy hipotezą PPP i modelem PPP.

Rozdział I ma charakter przeglądowy. Punktem wyjścia jest dekompozycja kursu walutowego ilustrująca jego zależność od czynników długo-, średnio- i krótkookresowych, co z jednej strony pozwala wskazać najważniejsze problemy napotymane w analizach empirycznych (obecność zmiennych o różnych stopniach zintegrowania), z drugiej zaś – wskazać skalę uproszczeń obecnych w modelu PPP. Dalsza część rozdziału zawiera skrótowe omówienie prawa jednej ceny i będącej jego uogólnieniem hipotezy parytetu siły nabywczej walut, a rozważania koncentrują się przede wszystkim na założeniach leżących u podstaw obu modeli. Dyskusja poświęcona najczęściej stosowanym metodom weryfikacji hipotezy PPP i krytyka standardowo wykorzystywanych liniowych testów pierwiastków jednostkowych poprzedzają szersze omówienie badań stacjonarności realnych kursów walutowych prowadzonych najintensywniej w latach dziewięćdziesiątych ubiegłego wieku. Z obecnej perspektywy wyniki uzyskiwane w tamtym okresie mają już charakter historyczny. Nie zmienia to jednak faktu, że formułowana na ich podstawie teza, zgodnie z którą warunkiem koniecznym potwierdzenia hipotezy PPP jest wykorzystanie szeregow czasowych obejmujących bardzo długie okresy lub wykorzystanie paneli danych o dużej liczbie przekrojów (tj. analizowanych łącznie kursów realnych), nadal bywa postrzegana jako „stylizowany” fakt potwierdzający prawdziwość hipotezy PPP. Przedstawione w rozdziale I krytyczne omówienie wczesnych badań ma

na celu wskazanie dwóch przyczyn, dla których akceptacja tezy o prawdziwości hipotezy PPP jest nieuprawniona. Po pierwsze, jest ona formułowana na podstawie badań wykorzystujących testy statystyczne o niesatysfakcjonujących własnościach. Po drugie, wczesne badania parytetu siły nabywczej walut nie pozwalają na wyjaśnienie tzw. paradoksów PPP (względnie: zagadek PPP lub zagadek Rogoffa). Pierwszy z nich polega na tym, że niezależnie od potwierdzenia stacjonarności kursów realnych ich odchylenia od poziomu równowagi są na tyle trwałe, że nie można ich wyjaśnić, odwołując się do frykcji rynkowych utożsamianych najczęściej ze sztywnościami nominalnymi. Drugi paradoks wynika z kolei stąd, że zmiany kursów nominalnych są zbliżone do wahań kursów realnych i ta własność stoi w sprzeczności z tezą, iż duża zmienność kursów nominalnych powinna zapewniać szybki powrót kursów realnych do poziomu równowagi.

Dyskusja o testach stacjonarności kursów realnych jest kontynuowana w rozdziale II, a o jej wyłączeniu z rozdziału I decyduje to, że koncentruje się ona na wariacie hipotezy PPP, w którym uchyla się założenie o nieistotnym oddziaływaniu kosztów transakcyjnych, a standardowe testy pierwiastków jednostkowych są zastępowane przez testy dopuszczające nieliniowy charakter dostosowań kursów realnych. Punktem wyjścia jest założenie, zgodnie z którym niezerowe koszty transportu implikują istnienie przedziału wahań kursu realnego, w którym nie zachodzi arbitraż cenowy. Możliwe staje się wówczas rozróżnienie między reżimem wewnętrznym, w którym realny kurs walutowy może być generowany przez ścieżkę losową lub proces wybuchowy, i reżimem zewnętrznym, w którym – w przypadku prawdziwości prawa jednej ceny – są obserwowane dostosowania w kierunku przedziału bez arbitrażu cenowego. Dlatego też w rozdziale II omawiane są wyniki pionierskich badań LOP i PPP uzyskiwane w progowych modelach autoregresyjnych TAR (*band threshold autoregressive model*, B-TAR) oraz będących ich uogólnieniem modelach SETAR (*self-exciting threshold autoregressive model*). Wskazywane są argumenty przemawiające za aproksymacją dostosowań kursów realnych do poziomu parytetowego za pomocą wykładniczych autoregresyjnych modeli gładkiego przejścia ESTAR (*exponential smooth transition autoregressive model*), w których wzrost dysparytetu powoduje nasilenie się procesów dostosowawczych, a następnie przedstawiane są wyniki zastosowań testów pierwiastków jednostkowych dopuszczających asymetrię nieliniowych procesów stochastycznych generujących kursy realne. Wskazywana jest także niejednoznaczność wyników empirycznych podważająca forsowany przez Marka Taylora wniosek, iż zastosowanie modeli nieliniowych pozwala wyjaśnić pierwszy paradoks PPP – wyniki estymacji parametrów korekty błędem (*error correction terms*, ECT) uzyskiwane

w nieliniowych modelach korekty błędem (*error correction models*, ECM) potwierdzają wprawdzie, że szybkość dostosowań kursów realnych rośnie wraz ze wzrostem ich odchyleń od poziomu PPP, ale jednocześnie wskazują na istnienie dużych opóźnień z jakimi te dostosowania następują. Akcentowana jest również mała użyteczność modeli nieliniowych w identyfikowaniu determinant kursów realnych, gdyż rozważenie „dowolnie nieliniowych” hipotez alternatywnych musi prowadzić do odrzucenia hipotez o obecności pierwiastków jednostkowych i potwierdzać szybsze dostosowania do parytetu, ale jednocześnie nie dostarcza informacji o przyczynach wahań kursów realnych wewnątrz przedziału bez arbitrażu cenowego.

Model teoretyczny wyjaśniający oba paradoksy PPP oraz metody jego empirycznej weryfikacji są analizowane w rozdziale III. Dyskusję otwiera syntetyczne omówienie wyników estymacji parametrów najczęściej rozważanego w badaniach empirycznych modelu PPP w wersji słabej (*weak-form purchasing power parity*). Cechą wspólną tych badań jest, że są one prowadzone przy założeniu racjonalnych oczekiwań, ale niezależnie od dość często potwierdzanego skointegrowania kursu nominalnego z cenami krajowymi i zagranicznymi nie prowadzą one do wyjaśnienia paradoksów PPP. Dlatego też w dalszej części rozdziału III omawiany jest szerzej wariant monetarnego modelu Dornbuscha (1976), w którym hipotezę racjonalnych oczekiwań zastępuje hipoteza gospodarki niedoskonałej wiedzy Frydmana i Goldberga (2007). Istotny problem związany z zastosowaniem modelu Frydmana i Goldberga (2007) w empirycznych badaniach kursów walutowych wynika stąd, że zakłada się w nim występowanie dłuższych okresów, w których korekty struktur modeli prognostycznych charakteryzują się uwarunkowanym psychologicznie konserwatyżmem i są w związku z tym niewielkie, oraz krótkich okresów, w których następują gwałtowne, głębokie i odwracające trendy rewizje strategii inwestycyjnych. To oznacza, że w przeciwieństwie do hipotezy REH, z której – w niewielkim tylko uproszczeniu – wynika zgodność oczekiwań kursowych z poziomem parytetowym, hipoteza IKE nie tylko nie pozwala na jednoznaczną identyfikację struktury modelu empirycznego, ale również na aprioryczne ustalenie kompletnej listy jego zmiennych. Obecność konserwatywnych strategii inwestycyjnych może ponadto implikować zintegrowanie nominalnych kursów walutowych w stopniu drugim. Z tej przyczyny omawiane są szerzej własności modeli wektorowej korekty błędem VEC- $I(2)$ i nieporównanie bardziej złożone niż w modelach VEC- $I(1)$ problemy strukturalizacji wektorów kointegrujących w systemach ze zmiennymi $I(2)$. Dyskutowana jest także propozycja Juselius (2010a, 2010b) konstruowania scenariuszy teoretycznych CVAR (*theory-consistent cointegrated-VAR scenario*), która pozwala na identyfikację struktury relacji równowagi na podstawie

analizy rozprzestrzeniania się szoków $I(2)$ i $I(1)$ w równoważnej modelowi VEC reprezentacji wspólnych trendów stochastycznych (*common stochastic trends representation*, CST).

Rozdział IV ma charakter empiryczny. Otwiera go krótkie omówienie ewolucji systemu walutowego w Polsce po roku 1990 oraz krytyczny przegląd badań empirycznych, w których przeprowadzono testy hipotezy PPP i przedstawiono modele PPP kursu złotego względem najważniejszych walut światowych. W dalszej części rozdziału prezentowane są analizy przeprowadzone przez autora dla kursu PLN/EUR. Omawiane są wyniki standardowych liniowych testów stacjonarności realnego kursu PLN/EUR definiowanego dla różnych deflatorów w różnych próbach. Na ich podstawie formułowana jest hipoteza badawcza o „anomalii aprecjacyjnej”, zgodnie z którą dostosowanie kursowe z przełomu lat 2008–2009 mogło mieć w dużej części charakter procesu równoważącego rynek walutowy po okresie przewartościowania złotego. Weryfikowana jest także hipoteza PPP, przy założeniu nieliniowości dostosowań realnego kursu PLN/EUR do poziomu parytetowego, a następnie estymowane są parametry autoregresyjnego logistycznego modelu STAR drugiego stopnia. Wyniki pośrednio potwierdzają obecność mechanizmów uwzględnianych w modelu Frydmana i Goldberga (2007), co decyduje o tym, że analiza kointegracyjna modelu PPP jest przeprowadzana w dwóch etapach. W pierwszym rozważany jest model VEC- $I(1)$, a celem badań jest porównanie wyników estymacji z uzyskiwanymi w innych pracach oraz wskazanie tych cech systemu VEC- $I(1)$, które podważają jego użyteczność w analizach modelu PPP kursu PLN/EUR. Podjęta w drugim etapie analiza modelu PPP w ramach systemu VEC- $I(2)$ jednoznacznie wskazuje na niekompletność specyfikacji modelu PPP i daje mocne podstawy do objęcia badaniami nominalnych stóp procentowych.

Model nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych (*uncovered interest rate parity*, UIP) jest przedmiotem dyskusji w drugiej części monografii obejmującej rozdziały V–VI. Ponieważ model UIP – podobnie jak model PPP – jest omawiany szczegółowo w większości podręczników akademickich, rozważania zawarte w rozdziale V koncentrują się przede wszystkim na przyczynach, dla których empiryczne potwierdzenie relacji równowagi UIP napotyka poważne trudności i które ostatecznie prowadzą do szeroko akceptowanego wniosku o istnieniu anomalii premii terminowej (*forward premium anomaly* lub *forward discount puzzle*). Rozważono trzy zagadnienia. Po pierwsze, wskazano, że jedną z przyczyn niespełnienia relacji parytetowej UIP może być zmienna w czasie premia za ryzyko, a stopień ogólności modeli teoretycznych wyjaśniających wahania ryzyka walutowego jest tak duży, że ich bezpośrednie wykorzystanie w badaniach makroekonomicznych okazuje się skrajnie kłopotliwe. Po

drugie, podjęto szerszą dyskusję poświęconą hipotezie czasowej struktury stóp procentowych (*expectations hypotheses of the term structure*, EHTS), zgodnie z którą potwierdzenie prawdziwości hipotezy UIP nie zależy od terminu zapadalności rozważanych papierów wartościowych (upraszczając: wyboru między długo- i krótkoterminowymi stopami procentowymi) jeśli tylko na analizowanych rynkach finansowych nie występuje premia terminowa (*term premium*). Po trzecie, poruszono problem oczekiwań kursowych w modelu UIP. W dyskusji uwzględniono wnioski płynące z analizy scenariuszy CVAR, a następnie omówiono historycznie wcześniejszą, ale niesprzeczną ze scenariuszami CVAR, ideę Katariny Juselius, zgodnie z którą analiza procesów zachodzących na rynkach towarowych (pozostających w równowadze, gdy spełniony jest parytet siły nabywczej walut) i procesów zachodzących na rynkach kapitałowych (których równowagę zapewnia nieubezpieczony parytet stóp procentowych) powinna być prowadzona w ramach tego samego modelu VEC. Modele empiryczne uwzględniające tę rekomendację są określane w literaturze mianem modeli kursu walutowego równowagi z przepływami kapitałowymi (*capital enhanced equilibrium exchange rate*, CHEER).

W rozdziale VI zawarto wyniki badań empirycznych modelu CHEER, będących bezpośrednią kontynuacją analiz modelu PPP. Przedstawiono krytyczne omówienie najważniejszych prac poświęconych łącznej analizie relacji parytetowych definiowanych przez modele PPP i UIP przy założeniach REH i wskazano, że w wielu badaniach kurs walutowy jest zmienną słabo egzogeniczną, a to oznacza, że jego dostosowania nie przebiegają wzdłuż ścieżek równowagi identyfikowanych w modelach CHEER. Podkreślono również, iż brak apriorycznych kryteriów wyboru między modelami, w których wahania kursu walutowego są uzależniane od wahań długo- lub krótkoterminowych stóp procentowych, jest przyczyną, dla której wstępną analizą objęto jednocześnie warianty modelu CHEER z oprocentowaniem dziesięcioletnich obligacji rządowych i trzymiesięcznymi stopami procentowymi rynku międzybankowego. W obu przypadkach potwierdzono obecność zmiennych $I(2)$, co zadecydowało o rozszerzeniu badań na warianty modelu Frydmana i Goldberga (2007) przy założeniach hipotezy IKE. Wstępne wyniki empiryczne były jednak niesatysfakcjonujące, gdyż w modelu CHEER ze stopami długoterminowymi realny kurs PLN/EUR okazał się zmienną słabo egzogeniczną, a oszacowania parametrów modelu ze stawkami procentowymi rynku międzybankowego charakteryzowały się niestabilnością. Dlatego też w następnym etapie model CHEER z krótkoterminowymi stopami procentowymi rozszerzono o ryzyko walutowe aproksymowane przez krótkoterminowe zadłużenie sektora rządowego w Polsce i w krajach strefy euro. Takie rozwiązanie doprowadziło ostatecznie do skonstruowania modelu o interpretacji

zbliżonej do interpretacji mechanizmów determinujących strategie spekulacyjne *carry trade*, ale nie pozwoliło wyjaśnić przyczyn osłabienia (trwałego w analizowanej próbie) złotego od przełomu lat 2009–2010. Z tej przyczyny rozdział VI zamyka omówienie wyników weryfikacji hipotezy, zgodnie z którą o wahaniami kursu PLN/EUR w końcu próby 1999:01–2011:06 zadecydował skokowy wzrost ryzyka globalnego.

Kointegracyjna analiza modelu CHEER ze zmienną w czasie premią za ryzyko pozwala zidentyfikować równania równowagi realnego kursu walutowego PLN/EUR i inflacji krajowej o strukturach niemal identycznych ze strukturami relacji równowagi wynikającymi z analiz scenariuszy CVAR w monetarnym modelu Frydmana i Goldberga (2007). Problemy interpretacyjne jednak pozostają, gdyż powiązanie wahań realnego kursu PLN/EUR wyłącznie ze zmianami trzymiesięcznych stóp procentowych i premii za ryzyko oznacza w istocie identyfikację jego determinant krótkookresowych. Dlatego też w trzeciej części monografii obejmującej rozdziały VII–IX podjęto szerszy problem modelowania średniookresowych determinant kursu PLN/EUR.

W rozdziale VII przedstawiono najważniejsze średniookresowe, teoretyczne modele kursów walutowych. W dyskusji akcent położono na ich cząstkowy charakter o czym decyduje fakt, iż w różnych okresach na kursy walutowe mogą wpływać różne zmienne i nie jest możliwe jednoznaczne wskazanie uniwersalnego średniookresowego modelu teoretycznego, który można byłoby poddać formalnej weryfikacji empirycznej. Przegląd badań wskazuje, że jednym z najczęściej analizowanych modeli empirycznych jest zaproponowany przez Clarka i MacDonalda (1999) model behawioralnego kursu walutowego równowagi BEER, w którym wahania zmiennych fundamentalnych prowadzą do zmian oczekiwań kursowych, a te ostatnie przekładają się na zmiany kursu realnego. Struktura modelu empirycznego nie musi zatem bezpośrednio odpowiadać określonym modelom teoretycznym, co przybliżyła modele BEER do modeli konstruowanych przy założeniach IKE, a to z kolei oznacza, że dopuszczalna jest sytuacja, w której model empiryczny jest konstruowany na podstawie różnych modeli cząstkowych. Omówiono (i) model zasobowo-strumieniowy, (ii) model Balassy-Samuelsona, (iii) modele uzależniające kursy walutowe od wahań popytu oraz (iv) model wiążący wahania kursów walutowych ze zmianami *terms of trade*, a dyskusję zamykają rozważania na temat operacjonalizacji modeli BEER.

Obszerną krytykę zastosowań modeli BEER przedstawiono w rozdziale VIII. Omówiono wczesne badania prowadzone dla kursów walut krajów rozwiniętych i pozaeuropejskich krajów rozwijających się oraz wyniki analiz kursów walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Zwrócono uwagę na eklektyzm specyfikacji modeli BEER i dość wyraźną dowolność interpretacji oszacowań

parametrów, a następnie przedstawiono argumenty przemawiające przeciw obecnemu we wczesnych modelach BEER założeniu o dominującej roli efektu Balassy-Samuelsona w kształtowaniu kursów realnych. W szczególności wskazano, że modele konstruowane zgodnie z założeniami NOEM dopuszczają sytuację, w której niestacjonarność kursów realnych definiowanych dla ogólnych indeksów cen jest konsekwencją niestacjonarności kursów realnych definiowanych dla cen sektora *tradables*. Omówiono najważniejsze modele kursów walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej urealnianych indeksami cen sektorów *tradables*, w których obecne są mechanizmy implikowane przez modele NOEM, a następnie przedstawiono krytykę empirycznych badań modeli BEER prowadzonych w Polsce.

Ostatni rozdział ma charakter empiryczny. Zawarto w nim wyniki analiz hybrydowego, konstruowanego zgodnie ze strategią FSTG Katariny Juselius, modelu kursu realnego PLN/EUR urealnianego indeksami cen sektorów *tradables*. W badaniach uwzględniono wskazania modeli teoretycznych (rozdz. VII), wyniki wcześniejszych analiz modeli BEER (rozdz. VIII) oraz wyniki estymacji modeli PPP i CHEER z premią za ryzyko (rozdz. IV i VI). Dyskusję otwiera analiza przesłanek przemawiających za łącznym rozważeniem modeli PPP, CHEER i BEER w jednym systemie VEC i krótkie omówienie strategii FSTG. Następnie zanalizowano uproszczony wariant modelu hybrydowego, w którym krótkookresowe fluktuacje realnego kursu PLN/EUR są objaśniane przez dysparytet realnych stóp procentowych i premię za ryzyko, zaś mechanizmy średniookresowe są reprezentowane wyłącznie przez relację wydajności pracy w Polsce i strefie euro. Celem badań była weryfikacja hipotezy o aprecjacyjnych skutkach wzrostu krajowej produktywności. Wyniki empiryczne nie potwierdziły istnienia takiej zależności, więc sformułowano alternatywne hipotezy badawcze o oddziaływaniu na kurs walutowy takich zmiennych, jak relacja bezpośrednich inwestycji zagranicznych (*foreign direct investment*, FDI) do PKB, relacja zadłużenia zagranicznego niezwiązanego z napływem FDI do PKB i relacja wskaźników *terms of trade* w Polsce i w strefie euro. Ostatecznie, analiza kointegracyjna modelu hybrydowego pozwoliła zidentyfikować cztery relacje równowagi i potwierdzić jednoczesną zależność kursu walutowego PLN/EUR od relatywnych cen (nieliniowy wariant modelu PPP), stóp procentowych i premii za ryzyko (model CHEER) oraz wskaźników *terms of trade*, bezpośrednich inwestycji zagranicznych bezpośrednich inwestycji zagranicznych i niezwiązanym z tymi ostatnimi zadłużenia zagranicznego niezwiązanego z FDI (model BEER).

W zakończeniu sformułowano najważniejsze wnioski.

Ograniczona objętość pracy, jej empiryczny charakter, a także wielość wątków poruszanych przy konstruowaniu kolejnych wariantów modelu kursu

PLN/EUR sprawiły, że w monografii nie poruszono szeregu istotnych tematów. W badaniach przyjęto perspektywę makroekonomiczną, co tłumaczy brak szerzej dyskusji poświęconej mikrostrukturze rynku walutowego (np. Lyons , 2001; James, Marsh i Sarno (ed.) 2012; także: Kluza i Sławiński, 2006). Nie jest podejmowany również problem szacunków kursów równowagi, wokół którego koncentrują się badania Michała Rubaszka (por. Rubaszek i in., 2009, część 2), i nie są omawiane zagadnienia związane z konstrukcją monetarnych modeli kursów walutowych, które są z kolei głównym tematem badań Piotra Wdowińskiego (2010). Identyczna uwaga odnosi się do badań Ewy Syczewskiej i Dobromiła Serwy, którzy analizują *stricte* krótkookresowe determinanty kursów walutowych (por. Syczewska, 2007; Rubaszek i in., 2009, część 3). W pracy nie jest także podejmowana dyskusja poświęcona roli kursów walutowych w polityce pieniężnej w Polsce (np. Kokoszcyński, 2004; Brzoza-Brzezina, 2011), ciągle aktualnemu tematowi polityki kursowej w okresie poprzedzającym unię walutową (por. De Grauwe, 2003; Bilski, 2006; Wójcik, 2008; Borowski, 2011; Michalczyk, 2012; raporty NBP (2004) i (2009) oraz prace Backé i Wójcik, 2002; Borowski i in., 2003; Koronowski, 2008; Sławiński, 2008, 2010) i potencjalnemu zagrożeniu kryzysem walutowym (Małecki i in., 2001; Gruszczyński, 2002, także: Sławiński, 2000).

Niezależnie od znacznych rozmiarów monografii zawarto w niej ostatecznie fragmenty poświęcone skrócowemu omówieniu metodyki badań ekonometrycznych. Intencją autora było zaproponowanie Czytelnikowi pracy „domkniętej”, której lektura nie będzie wymagać sięgania do materiałów szczegółowo omawiających (i) własności panelowych testów pierwiastków jednostkowych, (ii) modele gładkiego przejścia STAR i (iii) metody analizy kointegracyjnej zmiennych $I(2)$. Dlatego też w dyskusji o panelowych testach pierwiastków jednostkowych właściwym punktem odniesienia pozostają prace źródłowe oraz syntezy Piotra Kęblowskiego (2007), Krystyny Strzały (2009) i Barbary Dańskiej-Borsiak (2011), ale jednocześnie zawarta w rozdziale I krytyka wyników badań panelowych daje już podstawy do podważenia tezy o prawdziwości hipotezy PPP. Omówienia autoregresyjnych modeli gładkiego przejścia można z kolei znaleźć w pracach Timo Teräsvirty, a także w pracy Joanny Bruzdy (2007), a szczegółowych opisów modeli VEC- $I(2)$ należy poszukiwać w pracach Sorena Johansena i Katariny Juselius, a także w monografii Michała Majsterka (2009) i najnowszej pracy pod redakcją Aleksandra Welfego (2013). Skrótowe omówienia modeli STAR i VEC- $I(2)$ zawarte w rozdziałach II i III systematyzują jedynie dyskusję podejmowaną w rozdziałach empirycznych.

* * *

W monografii podsumowano blisko dziesięcioletnie badania prowadzone przez autora w Katedrze Modeli i Prognoz Ekonometrycznych Uniwersytetu Łódzkiego. Autor pragnie podziękować kierownikowi katedry, Panu Profesorowi Aleksandrowi Welfe, za stworzenie idealnych warunków rozwoju naukowego. Bez krytycznych komentarzy, inspirujących dyskusji i życzliwej pomocy Pana Profesora jako pierwszego, wymagającego recenzenta obszernego maszynopisu, nadanie pracy obecnego kształtu nie byłoby możliwe. Podziękowania kieruję do profesor Katariny Juselius z Uniwersytetu Kopenhaskiego i profesora Michała Majsterka za pomoc w zrozumieniu nietatwej kointegracyjnej analizy zmiennych I(2). Wdzięczny jestem także Panu profesorowi Cezaremu Wójcikowi, za cenne uwagi i wskazówki, które pozwoliły udoskonalić ostateczną wersję pracy.

Monografia naukowa nie powinna zawierać wątków osobistych i emocjonalnych, jednak nie mogę w tym miejscu nie wspomnieć z wdzięcznością mojego pierwszego Nauczyciela, Pana Profesora Władysława Welfe, który otaczał mnie opieką i wspierał od pierwszych dni pracy naukowej. Żałuję, że nie zdążyłem i że już nigdy nie wręcę Panu Profesorowi egzemplarza tej książki. Pozostaje tylko wyrazić nadzieję, że Pan Profesor dostrzeżłby w niej to podejście do ekonometrii stosowanej, które staram się jedynie naśladować.

* * *

Asi i Maćkowi, moim najbliższym, dziękuję za wsparcie, cierpliwość i wyrozumiałość, szczególnie wtedy, gdy obiecowane tygodnie stawały się miesiącami, a miesiące – bywało i tak – półroczami.

Rozdział I

DLUGOOKRESOWE MODELE KURSU WALUTOWEGO

Wprowadzenie

Struktura teoretycznych i empirycznych modeli kursów walutowych zależy od definicji równowagi modelowanego systemu. Każdy kurs walutowy, przy którym na rynku walutowym zawierane są transakcje kupna-sprzedazy, może być postrzegany jako kurs równowagi, a to oznacza, że pomiędzy kursami o najwyższej częstotliwości (tzw. kursami tickowymi) a kursem walutowym dla stanu ustalonego (*steady state*) zawiera się całe spektrum kursów walutowych, którym – przy dodatkowych założeniach – można nadać interpretację kursów równowagi. Dlatego też wygodnym punktem wyjścia w analizach empirycznych jest zaproponowana przez Steina (1994, 1997) w modelu naturalnego kursu walutowego równowagi NATREX (*natural real exchange rate*) dekompozycja zmienności kursu walutowego na składowe zależne od czynników długo-, średnio i krótkookresowych¹:

$$\begin{aligned} b_t &= b_t^L + (b_t^M - b_t^L + \varepsilon_t^L) + (b_t^S - b_t^M + \varepsilon_t^M) + (b_t - b_t^S) = \\ &= b_t^L + (b_t^M - b_t^L) + (b_t^S - b_t^M) + \varepsilon_t^C \end{aligned} \quad (1.1)$$

gdzie:

$$\varepsilon_t^C = \varepsilon_t^L + \varepsilon_t^M + \varepsilon_t^S,$$

$$\varepsilon_t^S = b_t - b_t^S,$$

$$t = 1, \dots, T.$$

Równanie (1.1) definiuje rynkowy kurs walutowy b (tj. cenę jednostki waluty zagranicznej w jednostkach waluty krajowej) jako wypadkową składnika długookresowego i trzech procesów równoważących system. Słownik $b - b^S$ reprezentuje dostosowania kursu rynkowego b do kursu krótkookresowego b^S ,

¹ Małymi literami oznaczono w monografii logarytmy naturalne zmiennych.

który jest spójny z wartościami determinant oddziałujących jednocześnie w okresie długim, średnim i krótkim. Interpretacja różnic $b^S - b^M$ i $b^M - b^L$ jest analogiczna. Dostosowania kursu krótkookresowego b^S przebiegają wzdłuż ścieżki średniookresowej b^M wyznaczanej przez średnio- i długookresowe zmienne fundamentalne, zaś kurs średniookresowy fluktuuje wzdłuż trajektorii długookresowej b^L . Składnik losowy ε^C jest sumą zakłóceń, które towarzyszą dostosowaniom kursu walutowego b do jego ścieżek krótko-, średnio- i długo-okresowych.

Podział determinant kursu walutowego na długo-, średnio- i krótkookresowe ma w dużej mierze charakter umowny. Teoria ekonomiczna dostarcza jedynie dość ogólnych wskazówek ułatwiających poprawną identyfikację zmiennych decydujących o wahaniach kursów walutowych w różnych horyzontach czasowych. Krótkoterminowe stopy procentowe i rynkowe miary ryzyka walutowego są przykładami zmiennych, które można uznać za determinanty kursu w okresie krótkim. Identyfikacja czynników oddziałujących na kurs w okresie średnim i długim nie jest już tak oczywista. Pod uwagę należy brać wahania kursów związane z fazami cykli koniunkturalnych oraz rozciągnięte w zdecydowanie dłuższym czasie zmiany preferencji konsumpcyjnych, przepływy kapitałów inwestycyjnych i zmiany łącznej produktywności czynników produkcji (*total factor productivity*, TFP). Analiza dłuższych horyzontów czasowych prowadzi do określenia warunków, w których zachodzi równowaga *steady state* \bar{b} :

$$b_t = \bar{b} + (b_t^L - \bar{b}) + (b_t^M - b_t^L) + (b_t^S - b_t^M) + (b_t - b_t^S) \quad (1.2)$$

Wspólną cechą zmiennych wskazanych w modelu (1.2) jako potencjalne determinanty kursów walutowych jest to, że indukują one podtrzymywalne (*sustainable*) w różnych horyzontach czasowych odchylenia od poziomu *steady state*, których skutkiem jest niezbilansowanie rachunku kapitałowego bilansu płatniczego i zmiany zadłużenia zagranicznego. I tak, przy założeniu swobody przepływu kapitałów inwestycyjnych oraz pełnej substytucyjności krajowych i zagranicznych instrumentów finansowych można rozważyć równowagę krótkookresową $b_t = b_t^S$, którą charakteryzuje zrównanie krajowych i zagranicznych stóp procentowych oraz brak lub stałość ryzyka inwestycyjnego. Spełnienie równowagi średniookresowej $b_t^S = b_t^M$ wymaga z kolei domknięcia krajowej i zagranicznej luki produkcyjnej lub ustalenia się stóp bezrobocia na poziomie NAWRU (*non-accelerating wages rate of unemployment*), co jest równoważne z brakiem napięć i dostosowań płacowych na krajowym i zagranicznym rynku pracy. Zrównanie krajowych i zagranicznych inwestycji i oszczędności jest natomiast warunkiem równowagi długookresowej, gdy nastę-

puje stabilizacja długu zagranicznego (Stein, 1997). Łatwo zauważyć, że tak zdefiniowana równowaga długookresowa nadal nie spełnia warunków równowagi dla stanu ustalonego. Przy niezerowym zadłużeniu zagranicznym spłaty rat kapitałowych i odsetek są możliwe tylko w przypadku niezerowego salda obrotów bieżących, a to oznacza, że kurs walutowy musi nadal odchyłać się od poziomu *steady state*.

Powyższa analiza prowadzi do wniosku, iż w badaniach empirycznych kursów walutowych możliwe jest przyjęcie dwóch rozwiązań. Po pierwsze, można podjąć próbę ustalenia pełnej listy zmiennych oddziałujących na kurs walutowy w różnych horyzontach czasowych; kwantyfikacja ich wpływu na kurs walutowy jest wówczas równoważna estymacji wektorów parametrów $\varphi_{1(k)}$, $\varphi_{2(k)}$ i $\varphi_{3(k)}$ (np. Kelm i Bęza-Bojanowska, 2005; Kelm, 2010a)²:

$$b_t = \bar{b} + \varphi'_{1(k)} l_{(k)t} + \varphi'_{2(k)} m_{(k)t} + \varphi'_{3(k)} s_{(k)t} + \varepsilon_t \quad (1.3)$$

gdzie:

$l_{(k)}, m_{(k)}, s_{(k)}$ – wektory długo-, średnio- i krótkookresowych determinant kursu walutowego b ,

$\varphi_{i(k)} = [\varphi_{i1}, \dots, \varphi_{iK}]'$ – wektor parametrów równowagi,

$\varepsilon_t \sim n.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$,

$i = 1, 2, 3$,

$k = 1, \dots, K$.

Po drugie, analizie empirycznej można poddać modele, w których nakłada się kolejno arbitralne restrykcje zerowe na parametry $\varphi_{3(k)}$, $\varphi_{2(k)}$ i $\varphi_{1(k)}$. W przypadku $\varphi_{1(k)} = \varphi_{2(k)} = \varphi_{3(k)} = 0$ badania kursu walutowego sprowadzają się do weryfikacji hipotezy $b_t = \bar{b} + \varepsilon_t$ zakładającej oscylacje kursu walutowego wokół punktu równowagi *steady state*. Ponieważ warunkiem równowagi *steady state* jest zbilansowanie rachunku obrotów towarowych (czego warunkiem jest efektywność arbitrażu cenowego), analiza kursu walutowego sprowadza się wówczas do weryfikacji hipotezy parytetu siły nabywczej walut (*purchasing power parity*, PPP) będącej uogólnieniem prawa jednej ceny (*law of one price*, LOP). W dalszej części rozdziału I omawiane są założenia i wyniki weryfikacji hipotezy parytetu siły nabywczej walut.

² Superskryptem ['] (*prim*) oznaczono w monografii transpozycję macierzy. Dla uproszczenia zapisu w równaniu (1.3) założono równą liczbę determinant długo-, średnio- i krótkookresowych.

1. Prawo jednej ceny i parytet siły nabywczej walut

Zgodnie z prawem jednej ceny skutkiem procesów arbitrażowych na rynkach towarowych jest zrównanie wyrażonej w walucie krajowej ceny dobra j z jego ceną w walucie zagranicznej po przeliczeniu jej na jednostki waluty krajowej:

$$p_{j,t} = b_t + p_{j,t}^* \quad (1.4)$$

gdzie:

p_j, p_j^* – ceny dobra j w jednostkach waluty krajowej i zagranicznej,

b – nominalny kurs walutowy wyrażający wartość jednostki waluty zagranicznej w jednostkach waluty krajowej,

$j = 1, \dots, J$.

Prawo jednej ceny opiera się na restrykcyjnych założeniach. Przyjmuje się, że towary podlegające arbitrażowi cenowemu są doskonałymi substytutami. Zakłada się jednocześnie brak kosztów transakcyjnych związanych z transportem i dystrybucją oraz brak barier celnych i podatków nakładanych na towary importowane. Jako warunki prawdziwości LOP wskazywane są również odpowiednio silne powiązania krajowego i zagranicznego rynku towarowego, brak barier wejścia firm na rynki międzynarodowe, nieobecność strategii *pricing-to-market* (dalej: PTM) i różnicowania cen przez firmy funkcjonujące w warunkach niepełnej konkurencji oraz brak sztywności nominalnych spowalniających dostosowania cenowe. Nieco rzadziej akcentowana jest kluczowa rola założenia o pełnym dostępie do informacji, które oznacza przyjęcie *implicite* hipotezy racjonalnych oczekiwań.

Hipoteza parytetu siły nabywczej walut PPP jest formułowana przy założeniu prawdziwości prawa jednej ceny LOP na wszystkich rynkach towarowych. Przy dodatkowym założeniu o identycznej strukturze koszyków towarowych w kraju i za granicą nominalny kurs walutowy jest definiowany wówczas przez relację zagregowanych indeksów cen krajowych (P) i zagranicznych (P^*):

$$\prod_{j=1}^J (P_{j,t})^{v_j} = B_t \cdot \prod_{j=1}^J (P_{j,t}^*)^{v_j} \quad (1.5)$$

gdzie:

$v_j = v_j^*$,

$\sum v_j = 1$.

Spełnienie hipotezy PPP oznacza zrównanie kosztów zakupu identycznych koszyków towarów i usług w kraju i za granicą i jest równoważne ustaleniu nominalnego kursu walutowego w warunkach *steady state* jako wielkości równej relatywnym cenom:

$$b_t = p_t - p_t^* \quad (1.6)$$

lub – równoważnie – zdefiniowaniu realnego kursu walutowego jako stałej:

$$q_t = b_t - p_t + p_t^* = \bar{q} \quad (1.7)$$

Podobnie jak w przypadku kursu nominalnego odchylenia q_t od równowagi *steady state* mogą być powiązane z wahaniami zmiennych oddziałujących na kurs realny w różnych horyzontach czasowych (tylko wyróżnia determinanty kursu realnego):

$$q_t = \varphi_1 \tilde{l}_{(k)t} + \varphi_2 \tilde{m}_{(k)t} + \varphi_3 \tilde{s}_{(k)t} + \varepsilon_t \quad (1.8)$$

Implikacje takiego przeformułowania problemu są istotne: model PPP przestaje być właściwym punktem odniesienia, gdy celem jest opis wahań i prognozowanie nominalnego kursu walutowego, a ścieżka wyznaczana przez parytet siły nabywczej walut (1.7) staje się jedynie trajektorią, wzdłuż której zachodzą długo-, średnio- i krótkookresowe dostosowania kursu realnego.

Powyższa dyskusja prowadzi do identyfikacji dwóch komplementarnych i szeroko reprezentowanych w literaturze empirycznej strategii analiz kursów walutowych. Pierwsza z nich ma charakter *stricte* długookresowy i polega na (i) weryfikacji hipotezy zakładającej stacjonarność kursu realnego $q_t \sim I(0)$ (szerzej o zintegrowaniu procesów stochastycznych np. w: Majsterek, 1998a, Majsterek i Welfe, 2000a, Welfe, 2009, s. 359–360) lub (ii) konstrukcji modelu PPP $b_t = \varphi_1 p_t + \varphi_2 p_t^* + \varepsilon_t$, a następnie weryfikacji hipotezy proporcjonalności $\delta_1 = -\delta_2 = 1$ (*proportionality restriction*) i stacjonarność $\varepsilon_t \sim I(0)$. Drugie podejście polega na poszukiwaniu kompletnej listy zmiennych determinujących kurs nominalny (1.3) lub kurs realny (1.8) w różnych horyzontach czasowych.

1.1. Determinanty i stacjonarność realnego kursu walutowego

Aprioryczne rozstrzygnięcie, która z naszkicowanych strategii modelowania kursów walutowych jest właściwa wydaje się problematyczne, ale już teza, iż wykorzystanie długich szeregów czasowych ułatwia potwierdzenie stacjonarności kursu realnego kontrowersyjna nie jest. Łatwo zauważyć, że kurs realny lub

zakłócenia będą stacjonarne jeśli (i) stacjonarne są wszystkie determinanty długo-, średnio- i krótkookresowe lub też (ii) istnieje taka kombinacja liniowa zmiennych $l_{(k)}$, $m_{(k)}$ i $s_{(k)}$, która zapewnia ich skointegrowanie z kursem realnym q (szersza dyskusja o kointegracji w rozdz. III).

Przypadek, w którym zakładamy stacjonarność wszystkich zmiennych obecnych w modelu (1.8) nie budzi zastrzeżeń jedynie wtedy, gdy analizą jest obejmowany bardzo długi okres, w którym – na skutek konwergencji nominalnej i realnej – odchylenia kursu realnego od poziomu *steady state* będą zbiegać do zera ($l_t, m_t, s_t \rightarrow 0$ lub $b_t \rightarrow b_t^S \rightarrow b_t^M \rightarrow b_t^L \rightarrow \bar{b}$ dla $t \rightarrow \infty$), a modele (1.2) i (1.8) upraszczają się do równań $b_t = \bar{b} + \varepsilon_t$ i $q_t = \varepsilon_t$. W typowych przypadkach badania są oparte na szeregach czasowych obejmujących 15–25 lat, a własności procesów generujących determinanty kursu walutowego q różnią się od procesów stacjonarnych. Dla ilustracji rozważmy system, w którym realny kurs walutowy jest generowany przez (i) zmienną l , odzwierciedlającą mechanizmy konwergencji realnej, które można utożsamiać z efektem Balassy-Samuelsona, oraz (ii) zmienną m , która w średnim okresie aproksymuje skutki cyklu koniunkturalnego (np. zmiany produktywności indukowane przez czynniki popytowe). Jeśli ε^L reprezentuje szok podaży (związany, na przykład, z napływem bezpośrednich inwestycji zagranicznych), można przyjąć, że proces generujący l w próbie o typowej długości opisuje ścieżka losowa:

$$l_t = l_{t-1} + \varepsilon_t^L = l_0 + \sum_{i=0}^t \varepsilon_i^L \quad (1.9)$$

gdzie l_0 określa warunki początkowe. Przy założeniu stacjonarności ε^L zmienna l jest generowana przez proces zintegrowany w stopniu pierwszym, $l_t \sim I(1)$. Przyjmując dalej, że szoki technologiczne ε^L są przyczyną konwergencji realnej, w procesach stochastycznych generujących średniookresowe determinanty kursu realnego należy uwzględnić obecność składnika długo-okresowego l :

$$m_t = l_t + m_{t-1} + \varepsilon_t^M \quad (1.10)$$

gdzie ε^M reprezentuje szoki indukujące cykl koniunkturalny. Ostatecznie otrzymujemy:

$$m_t = (l_0 + m_0) + \sum_{j=0}^t \sum_{i=0}^j \varepsilon_{t-i}^L + \sum_{j=0}^t \varepsilon_{t-j}^M \quad (1.11)$$

Obecność w równaniu (1.11) podwójnie kumulowanych szoków podaży ε^L decyduje o zintegrowaniu m w stopniu drugim, $m_t \sim I(2)$.

Uogólnienie wniosku płynącego z analizy przykładowych procesów stochastycznych generujących l i m (1.9)–(1.11), zgodnie z którym zmienne

oddziałujące na kurs walutowy w najdłuższym horyzoncie czasowym mają najniższy stopień zintegrowania, nie jest uprawnione, jednak naszkicowany przykład uzasadnia twierdzenie, iż obecność w modelu zmiennych wpływających na q w różnych horyzontach czasowych może wiązać się z koniecznością łącznej analizy zmiennych o różnych stopniach zintegrowania. Przy stosunkowo mało krępujących założeniach można wskazać przesłanki przemawiające za obecnością w modelu (1.8) zmiennych zintegrowanych w stopniu drugim, a to oznacza, że warunkiem znalezienia stacjonarnej kombinacji liniowej q , l , m i s jest nie tylko skointegrowanie zmiennych $I(1)$, ale również (i) istnienie stacjonarnych kombinacji liniowych zmiennych $I(2)$, lub (ii) obecność relacji kointegracji wielomianowej (szersza dyskusja w rozdz. III).

Powyższa analiza nie wyklucza stacjonarności realnego kursu walutowego, jednak warunki, które muszą być spełnione, by q było zmienną stacjonarną, a model PPP postrzegany jako jedyny warunek równowagi rynku walutowego, są na tyle restrykcyjne, że uprawniają tezę, zgodnie z którą potwierdzenie stacjonarności realnego kursu walutowego (1.8) w próbach o małej liczebności będzie raczej wyjątkiem niż regułą. Wydłużenie przedziału czasowego, dla którego prowadzona jest analiza empiryczna uzasadnia rewizję założeń o własnościach procesu generującego dane (1.9)–(1.10). I tak, identyfikacja czynników podażowych jako podstawowej przyczyny konwergencji realnej uprawnia uwzględnienie w długim horyzoncie czasowym efektów nasycania gospodarki nowymi technologiami, co z kolei prowadzi do zastąpienia ścieżki losowej (1.9) schematem autoregresyjnym:

$$l_t = \rho_1^l l_{t-1} + \varepsilon_t^l \quad (1.12)$$

gdzie $0 < \rho_1^l < 1$. Implikacje są istotne, gdyż l jest wówczas zmienną stacjonarną, podczas gdy m będzie generowane przez proces $I(1)$. Możliwość zastąpienia analizy kointegracyjnej zmiennych $I(2)$ standardowym podejściem dopuszczającym obecność zmiennych $I(1)$ zależy jednak od wartości parametru ρ_1^l . W przypadku, gdy ten ostatni przyjmuje wartości dodatnie tylko nieznacznie mniejsze od 1, zaś próba jest umiarkowanie długa, proces generujący m może nadal wykazywać silne cechy $I(2)$, czego skutkiem mogą być trudności ze znalezieniem interpretowalnej ekonomicznie stacjonarnej kombinacji liniowej kursu realnego q i jego determinant l , m i s .

Niezależnie od naszkicowanych wyżej trudności związanych z empirycznymi zastosowaniami modelu (1.8) definiuje on elastyczniejsze – w porównaniu z modelem PPP – środowisko badań realnych kursów walutowych. Po pierwsze, rozważenie modelu uwzględniającego oddziaływanie na realny kurs walutowy

w różnych horyzontach czasowych zmiennych generowanych przez procesy stochastyczne o różnych stopniach zintegrowania nie wiąże się z krępującym założeniem stacjonarności kursu realnego; ten ostatni może być nie tylko zintegrowany w stopniu pierwszym, ale dopuszczalna jest również sytuacja, w której jest generowany przez proces o cechach $I(2)$, co byłoby zgodne z wynikami analiz Frydmana i Goldberga (2007) oraz Juselius (2010a) (rozdziały III–IV). Po drugie, położenie akcentu na konstrukcję modelu korespondującego z równaniem (1.8) jest tożsame z pełną analizą współzależności zachodzących pomiędzy zmiennymi l , m i s .

Modele kursu walutowego o specyfikacjach odpowiadających równaniu (1.8) są omawiane szerzej w rozdziałach V–IX.

1.2. Założenia LOP i PPP – dyskusja

Warunkiem akceptacji hipotezy PPP jest istnienie mechanizmu równoważącego rynek walutowy wokół poziomu wyznaczonego przez równanie (1.7), co sprowadza analizę do weryfikacji hipotez o obecności pierwiastków jednostkowych w procesie generującym kurs realny. W najprostszym przypadku procesu stochastycznego AR(1):

$$q_t = \rho_1 q_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.13)$$

do potwierdzenia parytetu siły nabywczej walut wystarcza odrzucenie hipotezy zerowej, zakładającej obecność pierwiastka jednostkowego $H_0: \rho_1 = 1$ na korzyść alternatywy $H_1: 0 < \rho_1 < 1$ implikującej stacjonarność kursu realnego. Równoważne rozwiązanie polega na zastosowaniu modelu korekty błędem (*error correction model*, ECM):

$$\Delta q_t = \alpha_1 q_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.14)$$

gdzie $\alpha_1 = \rho_1 - 1$, i weryfikacji hipotezy $H_0: \alpha_1 = 0$ wobec hipotezy alternatywnej $H_1: \alpha_1 < 0$. Brak podstaw do odrzucenia hipotez zerowych oznacza niespełnienie hipotezy PPP.

W świetle dyskusji przedstawionej w poprzednim punkcie zintegrowanie q w stopniu pierwszym może być skutkiem niestacjonarności zmiennych oddziałujących na kurs realny w krótszych horyzontach czasowych, ale nie można również wykluczyć, iż niestacjonarność q jest konsekwencją niespełnienia założeń przyjmowanych w modelach LOP i PPP. W najprostszym przypadku problemy z pozytywną weryfikacją hipotezy PPP mogą wynikać z użycia agregatowych indeksów cen, które różnią się strukturą wag nadawanych poszczególnym towa-

rom i usługom. W równaniu (1.5) nie jest wówczas spełniony warunek $v_j = v_j^*$ (Sarno i Taylor, 2002a, s. 52–54, 2002b; także Wejner, 2008):

$$b_i = \sum_{j=1}^J v_j p_i^j - \sum_{j=1}^J v_j^* p_i^{*j} - \sum_{j=1}^J (v_j - v_j^*) p_i^{*j} \quad (1.15)$$

Uchylenie założenia o równości wag v_j i v_j^* nie przesądza jednak o niestacjonarności realnego kursu walutowego jeśli spełnione są dodatkowe, niezbyt krępujące warunki. Sarno i Taylor (2002b) podkreślają, że w przypadku szoków monetarnych oddziałujących na wszystkie ceny wchodzące w skład krajowego lub zagranicznego koszyka uwzględnianego przy konstrukcji agregatowych indeksów cen, skutki różnic między v_j i v_j^* mogą być umiarkowane. Uogólniając powyższą argumentację można postawić tezę, iż zniekształcenia wyników testów pierwiastków jednostkowych, wynikające z różnic w strukturach koszyków konsumenta (względnie producenta) w kraju i za granicą powinny być mniejsze w przypadku walut krajów, których gospodarki charakteryzują się zbliżonym poziomem rozwoju gospodarczego i podobną strukturą konsumpcji.

Konsekwencje nierówności wag v_j i v_j^* są znacznie poważniejsze, gdy analizowany jest kurs waluty kraju, którego gospodarka podlega przyspieszonej transformacji gospodarczej. Problem jest o tyle istotny, że konieczne jest wtedy uwzględnienie nie tylko różnic między strukturami koszyków cen, ale również trendów obecnych w agregatowych indeksach cen, które są konsekwencją różnic w dynamikach łącznych produktywności czynników produkcji w różnych gałęziach gospodarki. W przypadku uproszczonym, gdy koszyk konsumenta jest dekomponowany na towary i usługi wymienne (*tradables*, p^T) i niewymienne (*non-tradables*, p^{NT}):

$$p_i = v_T p_i^T + v_{NT} p_i^{NT} \quad (1.16)$$

gdzie:

v_T, v_{NT} – wagi,

$$v_T + v_{NT} = 1,$$

standardowym środowiskiem analizy wahań kursów walutowych jest model uwzględniający efekt Balassy-Samuelsona (dalej: BS; Balassa, 1964; Samuelson, 1964):

$$\begin{aligned} b_i - p_i + p_i^* &= b_i - p_i^T + p_i^{*T} - v_T (p_i^{NT} - p_i^T) + v_T^* (p_i^{*NT} - p_i^{*T}) = \\ &= b_i - p_i^T + p_i^{*T} + q_i^{NT,T}, \end{aligned} \quad (1.17)$$

zgodnie z którym wykorzystanie ogólnych indeksów cen (obejmujących towary i usługi wymienne i niewymienne) wiąże się z koniecznością uwzględnienia składnika $q^{NT,T}$ reprezentującego skutki wyższej dynamiki TFP w krajach transformacji gospodarczej.

Mechanizm Balassy-Samuelsona jest omawiany w rozdziałach VII–VIII, jednak już w tym miejscu należy zwrócić uwagę na jego zniekształcający wpływ na wyniki testów zintegrowania kursu realnego. Przy założeniu, że arbitraż zrównuje ceny krajowych i zagranicznych towarów i usług wymiennych, wahania (lub trendy) realnego kursu walutowego definiowanego dla agregatowych indeksów wynikają z fluktuacji krajowych i zagranicznych cen sektorowych $p_t^T - p_t^{NT}$ i $p_t^{*T} - p_t^{*NT}$, które zgodnie z modelem BS są funkcją relatywnych produktywności czynników produkcji. Weryfikacja hipotezy PPP na podstawie analizy wahań kursu walutowego, urealnionego deflatorami zawierającymi komponent *non-tradables* (1.7) może zatem prowadzić do odrzucenia parytetu siły nabywczej walut tylko ze względu na znaczną skalę efektu BS. Pozytywna weryfikacja modelu PPP powinna być łatwiejsza w przypadku wykorzystania indeksów cen, których wahania będą w możliwie małym stopniu zależne od cen w sektorze *non-tradables*.

Niespełnienie założeń o równości wag oraz wykorzystanie deflatorów zależnych od wahań cen w sektorze *non-tradables* może zadecydować o odrzuceniu hipotezy PPP, jednak już tylko pobieżna analiza wskazuje, że założenia przyjmowane w ramach prawa jednej ceny LOP są znacznie bardziej restrykcyjne i to w ich niespełnieniu należy upatrywać najważniejszych przyczyn potencjalnej niestacjonarności kursu realnego. Najprostszym i często wykorzystywanym w praktyce modelowaniem rozwiązaniem osłabiającym niespójności pomiędzy założeniami i rzeczywistymi procesami obserwowanymi na międzynarodowych rynkach *tradables* jest zastąpienie absolutnej wersji modelu LOP (1.4) jego wersją relatywną. Zakłada się wówczas stałość narzutów na ceny tych czynników, których oddziaływanie odbiega od implikowanego przez założenia modelu LOP:

$$\Delta b_{j,t} = \Delta p_{j,t} - \Delta p_{j,t}^* \quad (1.18)$$

Uogólnienie prawa jednej ceny do modelu parytetu siły nabywczej walut w wariancie relatywnym prowadzi do równania wiążącego stopę wzrostu nominalnego kursu walutowego ze stopami wzrostu cen krajowych i zagranicznych:

$$\Delta b_t = \Delta p_t - \Delta p_t^* \quad (1.19)$$

Najważniejszą wadą relatywnych modeli LOP i PPP jest to, że mają one w istocie charakter *ad hoc* – warunek równowagi długookresowej jest zastępowany zależnością pomiędzy dynamikami kursu nominalnego i cen, których fluktuacje mogą być niezwiązane ze ścieżką równowagi długookresowej. Jednocześnie implementacja modeli (1.18)–(1.19) nie prowadzi do zasadniczej rewizji wniosków formułowanych na podstawie empirycznych badań modeli LOP i PPP w wariancie absolutnym.

Analiza założeń obecnych w modelu LOP pozwala na wyróżnienie dwóch grup. Pierwsza z nich obejmuje szeroko definiowane koszty arbitrażu, takie jak koszty transportu i dystrybucji oraz podatki, cła i opłaty. Druga grupa ma charakter bardziej heterogeniczny, jednak w akceptowalnym uproszczeniu można ją określić jako zbiór pozakosztowych warunków efektywności arbitrażu cenowego i można do niej zaliczyć m.in. założenie jednorodności i wynikającej z niej doskonałej substytucyjności towarów i usług wymiennych. Podobną rolę odgrywają założenia implikujące obecność na rynku wielu podmiotów gospodarczych, pełny dostęp do informacji oraz brak barier towarzyszących wejściu na rynki zagraniczne. Ich niespełnienie jest równoważne z uchyleniem założenia o funkcjonowaniu producentów i konsumentów w warunkach zbliżonych do konkurencji doskonałej.

Rozróżnienie pomiędzy założeniami dotyczącymi kosztów arbitrażu cenowego oraz założeniami implikującymi funkcjonowanie przedsiębiorstw w warunkach doskonałej konkurencji pozwala na identyfikację dwóch dodatkowych i jednocześnie bardzo ważnych przyczyn odrzucenia prawa jednej ceny i parytetu siły nabywczej walut w badaniach empirycznych, tj. niezerowych kosztów transakcyjnych i stosowania przez przedsiębiorstwa strategii cenowych *pricing-to-market*.

Konsekwencje uchylenia założenia o nieistotności kosztów transakcyjnych w procesach arbitrażowych są na tyle poważne, że konieczne staje się zredefiniowanie środowiska analizy mechanizmów opisywanych przez modele LOP i PPP. Dumas (1992), Uppal (1993) oraz Sercu i in. (1995) rozważają przypadek, w którym koszt związany z dostarczeniem jednostki towaru j pomiędzy dwoma punktami (krajami) wynosi \tilde{C}_j i wykazują, że arbitraż cenowy nie wystąpi jeśli tylko relacja cen w obu krajach ($P_{j,1}/P_{j,2}$) będzie zawierać się w przedziale między $(1 + \tilde{C}_j)^{-1}$ i $1 + \tilde{C}_j$ (MacDonald i Marsh, 1999, s. 66–68; MacDonald, 2007, s. 69; także omówienie w: Wejner, 2008) co można zapisać równoważnie:

$$-\tilde{c}_j \leq p_{j,1} - p_{j,2} \leq \tilde{c}_j \quad (1.20)$$

O'Connell i Wei (1997) uściślają i jednocześnie uogólniają przedstawione wnioski. Po pierwsze, rozważenie kosztów transportu pozostających w stałej proporcji do relatywnych cen umożliwi wprowadzić wskazanie wartości $-\tilde{c}_j$ i \tilde{c}_j określających przedział zmienności cen relatywnych, w którym nie będzie występował arbitraż cenowy, jednak bliższa analiza prowadzi wówczas do wniosku, iż dostosowania na rynkach towarowych będą miały w istocie miejsce tylko w bezpośrednim otoczeniu punktów definiowanych przez $-\tilde{c}_j$ i \tilde{c}_j . W szczególności, skutkiem szoku „wypychającego” relatywne ceny poza przedział $(-\tilde{c}_j, \tilde{c}_j)$ będą ograniczone dostosowania cenowe sprowadzające system jedynie na krańce tego przedziału; jednocześnie nie pojawi się mechanizm, którego skutkiem byłby powrót cen relatywnych do wnętrza przedziału $(-\tilde{c}_j, \tilde{c}_j)$ i tym samym spełnienie hipotezy LOP. Po drugie, wnioski o przebiegu arbitrażu ulegają rewizji, gdy zamiast kosztów proporcjonalnych rozważane są koszty stałe. Również i w tym przypadku możliwe jest wskazanie przedziału, w którym odchylenia od ścieżki LOP nie prowadzą do pojawienia się mechanizmów arbitrażowych, jednak szoki powodujące wypchnięcie cen relatywnych na zewnątrz tego przedziału uruchamiają procesy dostosowawcze prowadzące do całkowitego wyeliminowania odchyień od LOP. Po trzecie, jednoczesne występowanie kosztów proporcjonalnych i stałych implikuje obecność hybrydowego arbitrażu cenowego: (i) koszty proporcjonalne wyznaczają węższe pasmo wahań cen relatywnych bez arbitrażu, (ii) koszty stałe decydują o istnieniu zewnętrznego pasma, w którym zachodzą dostosowania sprowadzające ceny relatywne na granice pasma węższego, (iii) na zewnątrz pasma wyznaczanego przez koszty stałe dostosowania cenowe zachodzą z największą intensywnością.

Strategie ustalania cen w handlu zagranicznym, w których w niepełnym stopniu uwzględnia się wahania nominalnego kursu walutowego są postrzegane jako jeden z najważniejszych przejawów niespełnienia założenia konkurencji doskonałej na rynkach towarowych. W ogólnym przypadku stosowanie przez przedsiębiorstwa strategii *pricing-to-market* (dalej: PTM) może być motywowane chęcią utrzymania udziałów w rynkach, istnieniem kosztów zmian cen (*menu costs*) oraz kosztami związanymi ze zmianą podaży, a ostatecznym skutkiem PTM może być stabilizacja cen wyrażonych w walutach importerów (*local currency pricing*, LCP) implikująca niespełnienie prawa jednej ceny i parytetu siły nabywczej walut.

Najwcześniejsze analizy procesów zaburzających arbitraż cenowy na różnych rynkach towarowych zawierają prace Dornbuscha (1987) i Krugmana (1987) (szczegółowa dyskusja w Marczewski, 2002, rozdz. 2; także MacDonald, 2007, s. 77–80). Zwrócono w nich uwagę, iż użyteczność prawa jednej ceny w badaniach empirycznych ogranicza się niemal wyłącznie do rynków surowco-

wych, podczas gdy przydatność keynesowskiego modelu elastycznościowego (który bazuje na hipotezie PPP) w analizach reakcji cen towarów przetworzonych na zmiany kursu nominalnego w gospodarkach rozwiniętych okazuje się niewystarczająca po załamaniu systemu Bretton Woods, tj. w systemie kursów płynnych. Dornbusch (1987) podkreśla, że czynnikami decydującymi o powyższych zjawiskach są (i) separacja rynków towarowych, (ii) ograniczona substytucja krajowych i zagranicznych towarów wymiennych oraz (iii) własności rynków towarowych, które mogą charakteryzować się niedoskonałą konkurencją lub strukturami oligopolistycznymi. Ostatecznym skutkiem są frykcje rynkowe decydujące o niepełnym przenoszeniu zmian kursowych na ceny (por. także: Marczewski, 2002, s. 44 i n.).

Analizy Krugmana (1987) koncentrują się na ostatnim spośród wymienionych wyżej problemów, a niepełne przenoszenie wahań kursowych na ceny jest związane bezpośrednio ze strategiami PTM. Punktem wyjścia analizy jest model zakładający rozliczenia w walucie eksportera. Popyt w kraju i na produkcję krajową Y_i jest funkcją cen importu (tj. ilorazu cen eksportera P_i i kursu walutowego B_i) oraz zmiennej reprezentującej szoki popytowe w krajach-importerach ε_i^D (por. Knetter, 1989; MacDonald, 2007, s. 78–79):

$$Y_i = f_i(P_{i,t} / B_{i,t}) \varepsilon_{i,t}^D \quad (1.21)$$

Koszty eksportera $c(\cdot)$ zależą od łącznej produkcji ΣY_i i zmiennej losowej odzwierciedlającej cenowe szoki podażowe ε^S , a zysk z jest różnicą pomiędzy przychodem $\Sigma Y_i P_i$ i kosztem:

$$z_t = \Sigma_i Y_{i,t} P_{i,t} - c(\Sigma_i Y_{i,t}) \varepsilon_t^S \quad (1.22)$$

Knetter (1989) wykazuje, że przy powyższych założeniach eksporter maksymalizuje zysk, jeśli ceny wyrażone w jego walucie są ustalane następująco (także: Feenstra i Kendall, 1997):

$$P_{i,t} = C_t^M e_{i,t} (e_{i,t} - 1)^{-1} \quad (1.23)$$

gdzie:

C^M – krańcowy koszt produkcji,

e_i – elastyczność popytu w kraju i względem ceny wyrażonej w walucie importera.

Zgodnie z równaniem (1.23) ceny w walucie eksportera są wprost proporcjonalne do (i) krańcowego kosztu produkcji, który w wybranym okresie t jest stały i niezależny od kierunku eksportu i , oraz (ii) narzutu, którego wielkość

zależy z kolei od cenowych elastyczności popytu. W warunkach konkurencji doskonałej cenowe elastyczności popytu są zbieżne do nieskończoności i niezależne od kierunku eksportu, a optymalnym poziomem produkcji eksportera jest ten, przy którym następuje zrównanie kosztu krańcowego z cenami światowymi (np. MacDonald, 2007, s.79). W przypadku uchylenia założenia o konkurencji doskonałej potencjalna obecność lub nieobecność strategii cenowej PTM wynika z analitycznej postaci funkcji popytu na rynku i . I tak, w przypadku stałych elastyczności popytu przełożenie wahań nominalnego kursu na zmiany cen importera jest wprost proporcjonalne $\partial P_{i,t}^* / \partial B_t = -1$ (gdzie $P_{i,t}^*$ to cena importu w walucie importera), a stąd wynika, że fluktuacje kursu nominalnego są neutralne dla cen w walucie eksportera $\partial P_{i,t} / \partial B_t = 0$ i mechanizm różnicowania cen na poszczególnych rynkach i nie występuje. Gdy zależność popytu od ceny ma charakter liniowy, elastyczność cen importu względem kursu nominalnego przyjmuje wartości z przedziału $(-\frac{1}{2}, 0)$, a to oznacza, że deprecjacja waluty eksportera umożliwi mu ustalenie wyższej ceny (w walucie eksportera) na rynku międzynarodowym niż na rynku krajowym (Marczewski, 2002, s. 52–53). W ogólnym przypadku strategii PTM okazują się efektywne, gdy kształt krzywych popytu różni się od funkcji o stałych elastycznościach e_i i strategii cenowe PTM-LCP mogą być realizowane dzięki zmianom marży $e_{i,t}(e_{i,t} - 1)^{-1}$ (MacDonald, 2007, s.79).

Wnioski o możliwości stosowania przez przedsiębiorstwa strategii PTM nie ulegają zasadniczym zmianom, gdy rozliczenia w handlu zagranicznym są dokonywane w walutach importerów. Feenstra i Kendall (1997) prezentują model, w którym eksporter unikający ryzyka (*risk averse*) zabezpiecza się przed ryzykiem walutowym za pomocą kontraktów na rynku terminowym. Model definiujący ceny eksportera jest analogiczny do równania (1.23):

$$P_{i,t} = E_{t-1}(B_{t-1,t}^f)C_t^* e_{i,t} (e_{i,t} - 1)^{-1} \quad (1.24)$$

gdzie E jest operatorem oczekiwania, zaś B^f oznacza kurs terminowy. Podobnie jak w modelu zakładającym rozliczenia w walucie eksportera, równanie (1.24) implikuje możliwość wystąpienia strategii PTM.

Konsekwencje stosowania strategii PTM w warunkach niedoskonałej konkurencji są wielorakie i wymagają prowadzenia analiz empirycznych na wielu płaszczyznach (por. m.in. omówienia w: Goldberg i Knetter, 1997; Marczewski, 2002, s. 53–76; MacDonald, 2007, s. 80–85). Z perspektywy modelowania kursów walutowych szczególnie istotny jest jednak wniosek, iż w warunkach PTM wahania cen w gospodarkach małych i otwartych, specjalizujących się w produ-

kcji wybranych towarów wymiennych nie muszą wynikać wyłącznie z fluktuacji kursów nominalnych i cen światowych, gdyż gospodarki te mogą być jednocześnie dawcami i biorcami cen (*price takers/price setters*).

2. Standardowe metody weryfikacji hipotezy PPP – przegląd badań

Literatura poświęcona empirycznym modelom prawa jednej ceny i parytetu siły nabywczej walut jest niezwykle bogata i szczegółowe jej omówienie wykracza poza ramy tej monografii. Dlatego też właściwym, choć wymagającym stosownych uzupełnień, punktem odniesienia pozostają wnioski formułowane w najważniejszych i najczęściej cytowanych opracowaniach przeglądowych, takich jak Froot i Rogoff (1995), Rogoff (1996), Sarno i Taylor (2002a, 2002b), Taylor i Taylor (2004) (nieco rzadziej: Breuer 1994; zob. także aktualne monografie MacDonald, 2007; Taylor, 2010 i James i in., 2012 oraz syntezy starszych prac w Wejner, 2008 i Wdowiński, 2010). Cechą wspólną wymienionych prac jest to, że zawarte w nich omówienia metod i wyników weryfikacji prawa jednej ceny i parytetu walut mają charakter chronologiczny, co w naturalny sposób prowadzi do identyfikacji kolejnych etapów i charakterystycznych dla nich podejść w empirycznych badaniach LOP i PPP. I tak, w najwcześniejszych pracach Froot i Rogoff (1995) oraz Rogoff (1996) wyróżniają trzy etapy badań:

(i) testowanie restrykcji nakładanych na parametry modelu statycznego:

$$b_t = \varphi_1 p_t + \varphi_2 p_t^* + \mu + \varepsilon_t \quad (1.25)$$

(ii) testowanie stacjonarności realnego kursu walutowego:

$$q_t \sim I(0) \quad (1.26)$$

(iii) analizę kointegracyjną zależności pomiędzy kursem nominalnym oraz cenami krajowymi i zagranicznymi:

$$(\beta_1 b_t + \beta_2 p_t + \beta_3 p_t^* + \mu) \sim I(0) \quad (1.27)$$

Późniejsza klasyfikacja zaproponowana przez Sarno i Taylora (2002a) i (2002b) obejmuje już sześć etapów (także: Wejner, 2008). Jej bliższa analiza wskazuje jednak, iż jedynym rozszerzeniem w stosunku do propozycji Froota i Rogoffa (1995) jest uwzględnienie, zapoczątkowanych publikacją Obstfelda i Taylora (1997), badań nieliniowego charakteru związków opisywanych przez modele LOP i PPP, a wyróżnienie pozostałych dwóch etapów ma na celu

nadanie odpowiedniej wagi analizom wykorzystującym długie szeregi czasowe i próby przekrojowo-czasowe o dużej liczbie przekrojów. Przegląd najnowszych badań empirycznych modelu PPP potwierdza, że analiza nieliniowości dostosowań kursów realnych do poziomu PPP wynikających z obecności kosztów transakcyjnych jest obecnie nurtem dominującym. Możliwe jest jednak postawienie tezy, iż kolejny ważny etap analiz parytetu siły nabywczej walut mogą wyznaczać badania nawiązujące do modeli zakładających zróżnicowanie dostępu podmiotów gospodarczych do informacji. Frydman i Goldberg (2007) prezentują model, w którym założenie racjonalnych oczekiwań jest uchylane na rzecz ogólniejszej hipotezy gospodarki niedoskonałej wiedzy, a Juselius (2010a, 2010b) wykazuje, że w warunkach IKE kursy realne mogą nie tylko wykazywać cechy procesów przyrostostacjonarnych, ale również cechy procesów $I(2)$.

2.1. Bezpośrednie testy parytetu siły nabywczej walut

Najwcześniejsze badania parytetu siły nabywczej walut prezentują Frenkel (1978, 1981) i Krugman (1978). Punktem wyjścia analiz jest model (1.25) z restrykcją symetrii, tj. równości parametrów przy indeksach cen, $\varphi_1 = -\varphi_2 = \varphi$ (*symmetry restriction*):

$$b_t = \mu + \varphi(p_t - p_t^*) + \varepsilon_t \quad (1.28)$$

a kryterium rozstrzygającym o poprawności absolutnej lub relatywnej wersji modelu PPP – bliska jedności ocena parametru kierunkowego φ . Wnioski możliwe do sformułowania na podstawie badań Frenkela i Krugmana można uogólnić następująco: po pierwsze, rozważenie kursów walut gospodarek znacznie różniących się dynamiką cen pozwala na konstrukcję modeli, w których ocena parametru φ jest bliska jedności (Frenkel, 1978), jednak już rozważenie par walut krajów o zbliżonej inflacji prowadzi do odrzucenia modelu PPP – oceny parametru kierunkowego wahają się pomiędzy wartościami ujemnymi i wartościami przekraczającymi 2 (por. Frenkel, 1981). Po drugie, różnice między wynikami uzyskiwanymi w modelach kursów walut gospodarek o różnych i zbliżonych inflacjach mogą być konsekwencją zignorowania w modelu (1.28) endogeniczności cen i ich sztywności w krótkich okresach. Zastosowanie metod estymacji parametru φ dopuszczających endogeniczność cen nie prowadzi jednak do rewizji wniosku o niespełnieniu parytetu walut w początkowym okresie obowiązywania reżimu kursów płynnych (Krugman, 1978; Frenkel, 1981).

Wnioski płynące z weryfikacji prawa jednej ceny są identyczne z naszkicowanymi wyżej. Isard (1977), Kravis i Lipsey (1978) oraz Richardson (1978)

identyfikują znaczne i trwałe odchylenia kursów nominalnych od relacji cen definiowanych na różnych poziomach dezagregacji i dla różnych gospodarek uprzemysłowionych. W pierwszym przybliżeniu na podstawie wyników można wnioskować, że niemożność konstrukcji modelu PPP jest konsekwencją niespełnienia założeń LOP, jednak w krytyce wczesnych badań parytetu siły nabywczej walut i prawa jednej ceny wskazuje się przede wszystkim na dwa inne, ściśle powiązane ze sobą problemy (np. Froot i Rogoff, 1995; Sarno i Taylor, 2002b). Po pierwsze, rozważenie specyfikacji (1.28) jest równoważne z przyjęciem *implicit*e założenia, zgodnie z którym reszty ε mają charakter czysto losowy i bezpośrednio korespondują z zakłóceniami rozważanymi w modelu (1.3). Takie podejście oznacza zignorowanie potencjalnego wpływu na kurs walutowy czynników o charakterze krótko- i średniookresowym. Zrozumiałe stają się wówczas wyniki sugerujące poprawność modelu PPP w wersji relatywnej dla kursów walut, których gospodarki charakteryzują się wysoką inflacją – większa dynamika systemu dominuje w krótkich próbach nad wahaniami kursów wynikającymi z fluktuacji zmiennych krótko- i średniookresowych. Po drugie, w cytowanych pracach ignorowany jest problem niestacjonarności procesów stochastycznych generujących kursy nominalne i ceny oraz kwestia skointegrowania tych zmiennych. Przyczyna jest oczywista – badania Frenkela (1978, 1981) i Krugmana (1978) były prowadzone w okresie, w którym koncepcja testowania stopnia zintegrowania zmiennych jeszcze nie była ostatecznie ukształtowana (Dickey i Fuller, 1979 i 1981), zaś idee analizy kointegracyjnej zaczynały się dopiero kształtować (Granger, 1981), by nabrać pierwszorzędного znaczenia dopiero po upływie dekady (Engle i Granger, 1987, Johansen, 1988, 1995a).

2.2. Testy stacjonarności kursów realnych – metody i uwarunkowania

Wczesne badania stacjonarności realnych kursów walutowych są powszechnie wiązane z zastosowaniem trzech metod: (i) testu Dickeya-Fullera (DF) i jego uogólnień (ADF), (ii) testu ilorazu wariancji (*variance ratio test*, VRT) oraz (iii) analizy integracji ułamkowej (por. Froot i Rogoff, 1995; Sarno i Taylor, 2002a, s. 59–60, 2002b; MacDonald, 2007, s. 57–58 oraz syntezy w: Wejner, 2008; Wdowiński, 2010). Zastosowanie testu ADF ma charakter standardowy. Punktem wyjścia analizy jest model:

$$\Delta q_t = \mu + \mu_1 t + (\rho_1 - 1) \cdot q_{t-1} + \sum_{s=1}^S \gamma_s \Delta q_{t-s} + \varepsilon_t \quad (1.29)$$

gdzie: $\varepsilon \sim n.i.d.(0, \sigma^2)$, a testowana jest hipoteza, zgodnie z którą kurs realny jest generowany przez proces $I(1)$, $\rho_1 = 1$. Wykorzystanie testu ilorazu wariancji

polega z kolei na przyjęciu założenia, zgodnie z którym w przypadku przyrostostacjonarności kursu realnego wariancja jego D -okresowego przyrostu powinna być D razy większa od wariancji przyrostu jednookresowego. Dla $q_t \sim I(1)$ będzie wówczas zachodzić:

$$v(D) = D^{-1} \text{var}(q_t - q_{t-D}) / \text{var}(q_t - q_{t-1}) = 1 \quad (1.30)$$

Stacjonarność kursu realnego implikuje $v(D) < 1$. Wreszcie analiza integracji ułamkowej jest prowadzona w ramach standardowego modelu ARFIMA (np. Diebold i in., 1991):

$$A(L)(1-L)^d q_t = B(L)\varepsilon_t \quad (1.31)$$

gdzie:

$A(L)$, $B(L)$ – wielomianowe operatory opóźnień,
 d – stopień zintegrowania procesu stochastycznego,
 $\varepsilon \sim n.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Kurs realny jest generowany przez proces stacjonarny jeśli $d = 0$, podczas gdy $d = 1$, $A(L) = 1$ i $B(L) = 1$ wskazują na przyrostostacjonarność q . Zaletą podejścia opartego na modelu (1.31) jest możliwość rozważenia procesów generujących kurs walutowy, których stopień zintegrowania zawiera się w przedziale od 0 do 1, co jest to o tyle istotne, że ułamkowe procesy ARIMA generują zmienne stacjonarne, których odchylenia od ścieżek równowagi mogą charakteryzować się dużą trwałością.

Powyższe trzy podejścia są nadal postrzegane jako rozwiązania standardowe. Przegląd prac zaliczanych przez Froota i Rogoffa (1995) i Sarno i Taylora (2002a, 2002b) do najwcześniejszych, tj. pochodzących jeszcze z lat osiemdziesiątych ubiegłego wieku, analiz realnych kursów walutowych wskazuje jednak na znacznie większe zróżnicowanie rozwiązań przyjmowanych w badaniach stacjonarności realnych kursów walutowych.

Adler i Lehmann (1983) formułują wnioski o przyrostostacjonarności kursów realnych na podstawie autoregresyjnego modelu dla stóp wzrostu kursu realnego. Zastosowana procedura testowa polega na weryfikacji istotności wpływu na Δq jego opóźnień, a brak podstaw do odrzucenia tak postawionej hipotezy na podstawie testu F jest interpretowany jako wynik potwierdzający nie-stacjonarność q . Z kolei Edison (1987) w analizie nominalnego kursu funta brytyjskiego do dolara USA w próbie rocznej 1890–1978 konstruuje model ECM (1.14) i na podstawie znaku i precyzji oceny parametru korekty błędem wnioskuje o jego stacjonarności. Takie podejście jest równoważne ograniczeniu

analizy empirycznej wyłącznie do drugiego etapu kointegracyjnej procedury Engle'a-Grangera. Zastrzeżenia, które można sformułować wobec rozwiązania przyjętego przez Edison (1987) znajdują potwierdzenie w wynikach empirycznych: mała precyzja oceny parametru korekty błędem przy realnym kursie walutowym daje słabe podstawy do sformułowania tezy o stacjonarności. Wnioski ulegają jednak zmianie po rozszerzeniu specyfikacji modelu kursu nominalnego o takie zmienne jak podaż pieniądza, produkcja realna i nominalne stopy procentowe. Na podstawie wyników estymacji parametrów rozszerzonego modelu ECM Edison (1987) formułuje ostatecznie wniosek, iż implikowane przez parytet siły nabywczej walut restrykcja symetrii i restrykcja proporcjonalności znajdują potwierdzenie empiryczne tylko wtedy, gdy uchylona zostanie założenie, iż ceny krajowe i zagraniczne są jedynymi determinantami kursu nominalnego (*exclusivness restriction*). Łatwo zauważyć, że taki wynik jest spójny z tezą o związkach realnego kursu walutowego ze zmiennymi długo- i średniookresowymi l i m (por. równanie (1.8)).

Hakkio (1984) wskazuje, że podstawowe problemy napotymane przy weryfikacji hipotezy PPP za pomocą modelu (1.28) wynikają z małej precyzji estymacji, która jest z kolei konsekwencją ograniczenia badań do kursów bilateralnych. Ponieważ w analizach tych ostatnich ignorowane są powiązania między rynkami kapitałowymi i możliwość wystąpienia szoków oddziałujących jednocześnie na wszystkie kursy wobec waluty pełniącej rolę *numéraire* (najczęściej dolara USA), zawężenie analiz do kursów bilateralnych jest równoważne ze zignorowaniem wzajemnego skorelowania odchyłeń kursów nominalnych od ścieżek wyznaczanych przez relatywne ceny. Istotnym problemem jest jednocześnie niedostateczna zmienność danych wykorzystywanych w analizach kursów bilateralnych. Frankel i Rose (1996) podejmują dyskusję poświęconą temu ostatniemu problemowi. Punktem wyjścia jest założenie o skorelowaniu składnika losowego ε z relatywnymi cenami $p - p^*$ w równaniu (1.28), co odpowiada sytuacji, w której odchylenia kursu nominalnego b od ścieżki PPP charakteryzują się dużą trwałością. Jeśli $\text{cov}(\varepsilon, p - p^*) \neq 0$, to MNK-estymatory parametrów φ_1 i φ_2 są obciążone i niezgodne (*errors-in-variables bias*). Zmniejszenie obciążeń jest możliwe dzięki zwiększeniu informacji zawartej w próbie, co w przypadku weryfikacji hipotezy PPP może nastąpić tylko przez uwzględnienie zmienności przekrojowej (*cross-sectional variability*).

Ostatecznie, podejście zaproponowane przez Hakkio (1984) polega na zastąpieniu modelu (1.28) modelem panelowym:

$$b_{i,t} = \mu_i + \varphi_i(p_{i,t} - p_t^*) + \varepsilon_{i,t} \quad (1.32)$$

gdzie subskrypt i wyróżnia kurs waluty i -tego kraju oraz ceny w kraju i ; analizowane są kursy funta brytyjskiego, franka francuskiego, dolara kanadyjskiego i jena względem dolara USA, a badanie obejmuje próby kwartalne 1973:3–1982:4 oraz 1921:1–1925:3. Kluczowym elementem analizy są założenia określające własności składników losowych ε_i . Dwa pierwsze mają charakter standardowy, tj. uwzględniają niejednorodność próby, $\text{var}(\varepsilon_{i,t}) = \sigma_{ii}$, oraz wzajemne skorelowanie zakłóceń, $\text{cov}(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{j,t}) = \sigma_{ij}$. Trzecie założenie implikuje trwałość odchyłeń kursów nominalnych, $\varepsilon_{i,t} = \rho_{ii}^{\varepsilon} \varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t}$, $\eta_{i,t} \sim n.i.d.(0, \sigma_{\eta(i)}^2)$. Jego pozytywna weryfikacja w ramach testu tzw. wspólnego czynnika (*common factor*, np. Majsterek, 1998b; Majsterek i Welfe, 2000a) prowadzi do wniosku, zgodnie z którym autokorelacja ε_i nie wynika z niepełnej specyfikacji determinant kursu, lecz jest skutkiem zignorowania zależności dynamicznych między kursem nominalnym oraz cenami krajowymi i zagranicznymi. To z kolei uzasadnia przeprowadzenie analizy w ramach modelu:

$$b_{i,t} = \rho_{ii}^{\varepsilon} b_{i,t-1} + \varphi_i (p_{i,t} - p_t^*) - \varphi_i \rho_{ii}^{\varepsilon} (p_{i,t-1} - p_{t-1}^*) + \mu_i (1 - \rho_{ii}^{\varepsilon}) + \eta_{i,t} \quad (1.33)$$

Hakkio (1984) zakłada skorelowanie składników losowych, co odpowiada przypadkowi, gdy egzogeniczne szoki walutowe oddziałują jednocześnie na kursy wszystkich rozważanych walut ($\text{cov}(\eta_{i,t}, \eta_{j,s}) = 0$ tylko dla $i \neq j$, $t \neq s$); do estymacji parametrów modelu (1.33) wykorzystywane są metody systemowe, tj. potrójna MNK z alternatywnymi zbiorami instrumentów.

Choć wyniki prezentowane przez Hakkio (1984) należy interpretować z ostrożnością, ze względu na zignorowanie problemu niestacjonarności kursów nominalnych i relatywnych cen, to wnioski możliwe do wyprowadzenia na ich podstawie nie budzą poważniejszych zastrzeżeń. Po pierwsze, wykorzystanie metod estymacji panelowej prowadzi do wyników jakościowo innych niż uzyskiwane we wcześniejszych badaniach modelu PPP. W szczególności, wyniki testów nie dają podstaw do odrzucenia restrykcji zakładającej równość parametrów kierunkowych przy relatywnych cenach dla kursów wszystkich rozważanych walut; nałożenie restrykcji symetrii prowadzi do oszacowań parametru φ na tyle bliskich jedności, że empiryczne potwierdzenie znajduje również restrykcja proporcjonalności. Zgodnie z interpretacją Hakkio (1984) uzyskanie wyników wspierających hipotezę PPP jest możliwe tylko dzięki wzbogaceniu zmienności danych wykorzystywanych do estymacji o ignorowaną we wcześniejszych badaniach zmienność przekrojową. Istotnym problemem pozostaje brak satysfakcjonujących kryteriów pozwalających ostatecznie rozstrzygać o stopniu zintegrowania kursów realnych. Estymacja parametrów modelu (1.33) prowadzi do dużych, przekraczających 0,85, ocen współczynni-

ków autoregresji. Jednocześnie z testów wynika, że oszacowania ρ_{li}^{ε} są empirycznie nieodróżnialne od jedności, co z kolei nie pozwala na odrzucenie hipotezy, zgodnie z którą rozważane kursy realne są generowane przez ścieżki losowe (co ma miejsce w przypadku $\varphi_i = 1$ i $\rho_{li}^{\varepsilon} = 1$). Jako podstawową przyczynę niemożności wyprowadzenia niebudzącego wątpliwości wniosku o poprawności modelu PPP Hakkio (1984) wskazuje małą moc testów zintegrowania zmiennych.

Zastrzeżenia dotyczące mocy testów zintegrowania zmiennych podnoszone są również przez Frankela (1986), który analizuje model autoregresyjny kursu funta brytyjskiego do dolara USA:

$$q_t - \bar{q}_t = \rho_1(q_{t-1} - \bar{q}_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (1.34)$$

gdzie:

\bar{q} – aproksymanta kursu walutowego w warunkach równowagi,

$\varepsilon_t = \rho_1^{\varepsilon} \varepsilon_{t-1} + \eta_t$,

$\eta_t \sim n.i.d.(0, \sigma_{\eta}^2)$.

Badania obejmują różne podpróby: (i) okres obowiązywania systemu Bretton Woods 1945–1972, (ii) system kursów płynnych 1973–1984, (iii) okres powojenny 1945–1984 oraz (iv) próbę wydłużoną 1869–1984. Wyniki estymacji parametru dostosowań ρ_1 w dwóch pierwszych przypadkach wskazują, iż tempo powrotu kursu realnego na ścieżkę równowagi jest bardzo umiarkowane i wynosi 26–29% w skali rocznej, zaś testy integracji Dickeya-Fullera nie dają podstaw do odrzucenia hipotez o przyrostostacjonarności q . Analogiczne wnioski są wyprowadzane w wariancie trzecim, jednak z tą różnicą, że oceny ρ_1 zależą od sposobu, w jaki wyznaczana jest ścieżka \bar{q} : w wariancie, gdy \bar{q} jest średnią arytmetyczną, ocena parametru korekty błędem (*error correction term*, ECT) $\alpha_1 = \rho_1 - 1$ wynosi zaledwie $-0,17$, podczas gdy w wariancie z trendem tempo równoważenia kursu realnego kształtuje się na poziomie 25% rocznie. Empiryczne podstawy do odrzucenia hipotezy o przyrostostacjonarności kursu realnego pojawiają się jedynie w ostatnim wariancie, w którym liczebność szeregów czasowych przekracza sto lat. Tempo z jakim kurs realny powraca na ścieżki równowagi jest wprawdzie jeszcze mniejsze, ECT = $-0,14$, jednak test DF daje podstawy do odrzucenia hipotezy $q_t \sim I(1)$ przy pięcioprocentowym poziomie istotności, a przedział ufności dla parametru ρ_1 obejmuje wartości mniejsze od jedności (0,77; 0,95).

Podstawowy wniosek płynący z badań Frankela (1986), iż pozytywna weryfikacja modelu PPP jest możliwa jedynie w przypadku objęcia badaniami odpowiednio długiego okresu, jest weryfikowany przez Froota i Rogoffa (1995) oraz

Sarno i Taylora (2002a), (2002b). W pierwszym opracowaniu rozważono przypadek, gdy półokres wygasania kursu realnego (*half-life*, $HL = \ln 0,5 / \ln \rho_1$) wynosi 3 lata, co odpowiada wartości parametru $\rho_1 = 0,981$ dla danych miesięcznych (lub $\rho_1 = 0,794$ dla danych rocznych)³. Na podstawie prostych kalkulacji Froot i Rogoff (1995) wykazują, że odrzucenie hipotezy zakładającej przyrostostacjonarność kursu realnego w ramach standardowego testu DF przy pięcioprocentowym poziomie istotności wymaga wykorzystania szeregów rocznych, których długość wynosi co najmniej 72 lata lub szeregów miesięcznych obejmujących ponad 860 obserwacji. Sarno i Taylor (2002b) przyjmują z kolei za punkt wyjścia oszacowanie parametru autoregresji, uzyskane w analizie kursu funta brytyjskiego do dolara USA, otrzymane przez Lothiana i Taylora (1996) na podstawie blisko 200 obserwacji z lat 1792–1990 $\rho_1 = 0,887$. W eksperymentach Monte Carlo badana jest moc testu DF dla $\rho_1 = 0,887$ oraz dla wartości krańcowych przedziału ufności $\rho_1^L = 0,825$ i $\rho_1^U = 0,950$, które są zgodne z wartościami konsensowymi dla 3–5-letnich półokresów wygasania (Rogoff, 1996). Wyniki symulacji jednoznacznie potwierdzają nieakceptowalnie małą moc testów DF: w przypadku $\rho_1 = 0,887$ odrzucenie hipotezy zerowej $q_t \sim I(1)$ wymaga wykorzystania szeregów czasowych o liczebności zbliżonej do 200 lat; dla $\rho_1^L = 0,825$ moc testu DF okazuje się satysfakcjonująca dopiero w próbach rocznych o liczebności zbliżającej się do 150 obserwacji; w przypadku trwałych odchyień kursu realnego od ścieżki PPP, tj. dla $\rho_1^U = 0,950$, moc testu DF nie przekracza wartości 0,5 nawet w przypadku wykorzystania prób obejmujących 250 lat.

W świetle powyższych wniosków wyniki uzyskiwane na podstawie testów ADF (1.29), testów ilorazu wariancji (1.30) oraz w ramach modeli integracji ułamkowej (1.31) dla kursów walut krajów uprzemysłowionych w reżimie kursów płynnych nie zaskakują. Wykorzystując test ADF Messe i Rogoff (1988) analizują definiowane dla ogólnych indeksów cen kursy realne marki niemieckiej, funta brytyjskiego i jena wobec dolara USA na podstawie danych miesięcznych 1974:02–1986:03 i w żadnym przypadku nie udaje się im odrzucić hipotezy zakładającej przyrostostacjonarność. Taylor (1990) rozszerza powyższą listę o kursy franka francuskiego i dolara kanadyjskiego i obejmuje badaniem kursy urealniane indeksami cen producentów w okresie 1973:01–1985:12. Wyniki testów ADF są jednoznaczne: tylko w przypadku kursu jena graniczny poziom istotności (0,21) zbliża się do wielkości standardowych. Enders (1988)

³ Półokres wygasania definiuje liczbę okresów, po upływie których procesy równoważące system wyeliminują 50% nierównowagi obserwowanej w okresie początkowym (zerowym).

analizuje kursy dolara kanadyjskiego, marki niemieckiej i jena do dolara USA wyznaczone dla cen hurtowych (*wholesale price index*, WPI) w okresie obowiązywania stałych kursów walutowych (1960:01–1971:04) i w systemie kursów płynnych (1973:01–1986:11). Wnioski są następujące:

- przy standardowych poziomach istotności nie jest możliwe odrzucenie hipotez o obecności pierwiastków jednostkowych w procesach generujących rozważane kursy realne niezależne od obowiązującego systemu walutowego;
- jedynie w przypadku kursu jena przyjęcie liberalnego poziomu istotności pozwala na odrzucenie hipotezy o zintegrowaniu realnego kursu w stopniu pierwszym.

Abauf i Jorion (1990) nie znajdują podstaw do odrzucenia przyrostostacjonarności urealnionych indeksami CPI (*consumer price index*) kursów 10 walut europejskich względem dolara USA w okresie 1973:01–1987:12.

Wyniki badań stacjonarności realnych kursów walutowych, w których zastosowano testy ADF i które można określić jako niejednoznaczne, przedstawiono w pracach Mark (1990) i Chowdhury i Sdogati (1993). W pierwszej z nich analizowane są wzajemne kursy walut europejskich w latach 1973–1988. Wyniki testów ADF wskazują, że odrzucenie hipotez o przyrostostacjonarności kursów realnych jest możliwe w przypadku liberalnych poziomów istotności. Chowdhury i Sdogati (1993) prowadzą analizę dla okresu późniejszego (1979–1990), w którym obowiązywał już Europejski System Walutowy. Wyniki testów dają podstawę do odrzucenia hipotezy o przyrostostacjonarności franka francuskiego i lira względem marki niemieckiej. Huizinga (1987) prezentuje jedno z najwcześniejszych zastosowań testu ilorazu wariancji dla kursów realnych walut 10 krajów uprzemysłowionych dla przyrostów D nie większych niż 2 lata i wskazuje na istnienie przesłanek przemawiających za akceptacją $v(D) < 1$.

3. Parytet siły nabywczej walut w długim okresie

Dyskusja o mocy testów pierwiastków jednostkowych i wnioski płynące z wczesnych badań zintegrowania kursów walutowych w reżimie kursów płynnych prowadzą do tezy, zgodnie z którą warunkiem koniecznym pozytywnej weryfikacji hipotezy PPP jest wykorzystanie odpowiednio długich szeregów czasowych (Shiller i Perron, 1985) lub – zgodnie z rekomendacjami Hakkio (1984) – wykorzystanie prób przekrojowo-czasowych.

Cytowane już prace Frankela (1986 – próba 1869–1984), Edison (1987 – próba 1890–1978) i Edison i Klovland (1987 – próba 1874–1971, kurs korony

norweskiej do funta brytyjskiego) są przykładami najwcześniejszych badań stacjonarności realnych kursów walutowych, w których wykorzystano próby o dużej liczebności i w których pojawiły się dostatecznie mocne podstawy do odrzucenia hipotez o obecności pierwiastków jednostkowych w procesach generujących kursy realne. Wyniki późniejszych badań zawarte m.in. w pracach Abaufa i Joriona (1990), Diebolda i in. (1991) oraz Glena (1992) potwierdzają możliwość odrzucenia przyrostostacjonarności kursów realnych w przypadku wykorzystania odpowiednio długich prób (także: Grilli i Kaminsky, 1991; Cheung i Lai, 1993; Crownover i in., 1996; Calderón i Duncan, 2003).

Lothian i Taylor (1996) przedstawiają argumenty skierowane przeciw krytyce wiążącej częstszą akceptację stacjonarności kursów realnych z rozszerzeniem badań na reżim kursów stałych. Wykorzystując testy ADF, testy Phillipsa i Perrona (1988) oraz proste modele autoregresyjne i testy Chowa stałości parametrów, analizują własności kursów funta brytyjskiego wobec dolara USA (próba 1790–1990) i franka francuskiego (próba 1803–1990) urealnionych indeksami WPI. W opinii autorów, wnioski płynące z badań potwierdzają poprawność modelu PPP w długim okresie. W przypadku kursu funt/dolar ocena parametru korekty błędem wskazuje, iż procesy równoważące rynek walutowy prowadzą do redukcji odchyłeń kursu realnego od poziomu PPP w tempie 11,3% w skali roku (HL rzędu 5,8 roku), podczas gdy – ze względu na bliskość geograficzną i silniejsze powiązania gospodarcze – równowaga na rynku funt/frank francuski jest przywracana dwukrotnie szybciej, tj. w tempie ok. 22,4% rocznie (HL rzędu 2,7 roku). Wniosek o stacjonarności obu kursów realnych nie ulega zmianie w próbie skróconej do roku 1945, jednak konkluzje okazują się już inne, gdy analizowany jest okres powojenny 1946–1990 i okres po załamaniu systemu Bretton Woods 1974–1990: testy ADF i Phillipsa-Perrona nie dają podstaw do odrzucenia hipotez zakładających obecność pierwiastków jednostkowych. Choć powyższe wyniki zdają się jednoznacznie potwierdzać sformułowane zastrzeżenia, Lothian i Taylor (1996) wskazują na dwie przesłanki przemawiające za wykorzystaniem długich prób w analizach parytetu siły nabywczej walut (por. także: Sarno i Taylor, 2002a, s. 64–65), 2002b). Po pierwsze, ważnych argumentów dostarczają testy Chowa, które nie pozwalają odrzucić hipotez o równości parametrów modeli autoregresyjnych w próbach 1790–1973 lub 1803–1973 i w okresie obowiązywania reżimu kursów płynnych. Po drugie, własności progностyczne modeli autoregresyjnych skonstruowanych na podstawie prób kończących się w roku 1973 i wykorzystanych do prognozowania kursów realnych po roku 1973 są lepsze od własności ścieżek losowych.

Cuddington i Liang (2000) wskazują, że wnioski sformułowane przez Lothiana i Taylora (1996) budzą wątpliwości ze względu na wykorzystanie w testach

ADF i PP modeli ze zbyt małą liczbą opóźnień. Wydłużenie horyzontu opóźnień prowadzi do wyników wskazujących na przyrostostacjonarność kursu funt/dolar, zaś rozwiązanie, w którym horyzont opóźnień w modelu (1.29) jest krótszy, wymaga z kolei uwzględnienia trendu deterministycznego, co jest także wynikiem podważającym hipotezę PPP w długim okresie. Lothian i Talyor (2000) kontrargumentują, podkreślając, że oddziaływanie czynników reprezentowanych przez zmienne deterministyczne jest z praktycznego punktu widzenia pomijalne – zmiana kursu realnego wynosi ok. 0,16% rocznie. Problem specyfikacji modeli wykorzystywanych w testach pierwiastków jednostkowych nie jest jednak błahy, a obecność nawet bardzo łagodnego trendu deterministycznego nie jest problemem, który można łatwo zignorować. Taylor (2002) prezentuje wyniki analizy stacjonarności kursów realnych walut 17 krajów o wysokim poziomie PKB *per capita* oraz trzech gospodarek rozwijających się (Argentyna, Brazylia i Meksyk) względem dolara USA i koszyka walutowego (definiowanego dla 19 z 20 rozważanych walut) na podstawie próby rocznej obejmującej okres 1850–1996. W przeciwieństwie do konkluzji formułowanych przez Lothiana i Taylora (1996, 2000), wyniki testów ADF uwzględniających (i) wyraz wolny lub (ii) wyraz wolny i trend deterministyczny są co najwyżej niejednoznaczne: w przypadku tylko 8 kursów bilateralnych istnieją podstawy do odrzucenia hipotezy o obecności pierwiastków jednostkowych niezależnie od specyfikacji części deterministycznej równania ADF (1.29), podczas gdy analiza kursów realnych względem koszyka walutowego prowadzi jedynie do odrzucenia hipotezy $q_t \sim I(1)$ dla, odpowiednio, 5 i 7 kursów realnych. Wnioski są inne, gdy stopień zintegrowania kursów jest badany za pomocą alternatywnego do ADF, charakteryzującego się większą mocą testu DF-GLS (por. Elliott i in., 1996). W zdecydowanej większości przypadków zastosowanie testu DF-GLS pozwala Taylorowi (2002) odrzucić hipotezę o zintegrowaniu kursów realnych w stopniu pierwszym, a wyjątkami są kursy jena i dolara kanadyjskiego (względem dolara USA i koszyka walut) oraz pesety hiszpańskiej i franka szwajcarskiego (zależnie od listy zmiennych deterministycznych uwzględnianych w teście DF-GLS). Wyniki badań Taylora (2002) należy jednak interpretować z ostrożnością, gdyż stosowanie testów DF-GLS wiąże się z przyjęciem *implicite* założenia o obecności trendu deterministycznego w procesach generujących kursy realne, więc ostatecznym wnioskiem płynącym z badań jest trendostacjonarność większości rozważanych kursów realnych.

Wy tłumaczenia różnic pomiędzy wynikami sugerującymi trendostacjonarność kursów realnych w analizach Taylora (2002) i stacjonarność wokół stałego poziomu w pracach Lothiana i Taylora (1996, 2000) dostarcza porównanie deflatorów wykorzystanych w obu badaniach. Otóż, Lothian i Taylor (1996,

2000) analizują kursy urealniane indeksami cen hurtowych WPI, które w przybliżeniu aproksymują ceny w sektorze *tradables*, podczas gdy Taylor (2000) opiera swoje badania na kursach deflowanych cen konsumenta lub deflatorami PKB, których wahania są w znacznie większym stopniu powiązane z fluktuacjami cen w sektorze *non-tradables*. Z tej perspektywy znaczenia nabiera analiza potencjalnych związków pomiędzy wynikami testów pierwiastków jednostkowych i obecnością mechanizmu Balassy-Samuelsona. Równanie (1.17) przedstawia dekompozycję wahań kursu realnego definiowanego dla ogólnych indeksów cen na wynikające bezpośrednio z fluktuacji kursu urealnionego cenami w sektorze wymiennym q^T i wynikające z wahań relatywnych cen w sektorach *non-tradables* i *tradables* $q^{NT,T}$:

$$q = q^T + q^{NT,T} \quad (1.35)$$

gdzie:

$$q^T = b - p^T + p^{*T},$$

$$q^{NT,T} = -v_T(p^{NT} - p^T) + v_T^*(p^{*NT} - p^{*T}).$$

Zakładając, zgodnie z wynikami Lothiana i Taylora (1996, 2000), efektywność arbitrażu cenowego na międzynarodowych rynkach towarowych, tj. stacjonarność q^T , łatwo wskazać, że źródłem niestacjonarności kursów realnych definiowanych dla ogólnych indeksów cen q jest niestacjonarność składnika aproksymującego w równaniu (1.35) oddziaływanie mechanizmu Balassy-Samuelsona. W szczególnym przypadku $q^{NT,T}$ może być zmienną trendostacjonarną. Wyniki testów pierwiastków jednostkowych mogą być wówczas spójne z przedstawianymi przez Taylora (2002).

Testowanie stacjonarności kursów realnych definiowanych dla ogólnych indeksów cen komplikuje się, gdy składnik reprezentujący efekt Balassy-Samuelsona jest przyrostostacjonarny. Badając powyższy problem Engel (2000) przyjmuje za punkt wyjścia wnioski z prac Cochrane'a (1991), Blougha (1992) oraz Fausta (1996), zgodnie z którymi dowolny stacjonarny proces stochastyczny może być aproksymowany z arbitralnie ustaloną dokładnością przez proces niestacjonarny (i *vice versa*). Konsekwencje są poważne. W eksperymentach symulacyjnych analizowany jest przypadek, który zdaniem Engela (2000) dość wiernie odpowiada własnościom kursów realnych: (i) kurs realny definiowany dla cen w sektorze *tradables* jest generowany przez proces stacjonarny $q_t^T = \rho_1 q_{t-1}^T + \varepsilon_t^T$, $|\rho_1| < 1$, o relatywnie dużej wariancji zakłóceń ε_t^T , a (ii) relacja cen sektorowych jest przyrostostacjonarna, $q_t^{NT,T} = q_{t-1}^{NT,T} + \varepsilon_t^{NT}$, przy czym wariancja ε_t^{NT} jest znacznie mniejsza od wariancji ε_t^T . Symulacje wykazują, że w tak zaplanowanym eksperymencie niemożliwe okazuje się rozróżnienie

między procesami stochastycznymi, których wariancje ε_t^{NT} są arbitralnie małe, tj. $q \sim I(1)$, oraz procesami, w których $\text{var}(\varepsilon_t^{NT}) = 0$, czyli $q \sim I(0)$ i wniosek ten pozostaje w mocy nawet w przypadku wykorzystania prób o liczebności bliskiej 100 lat. W szczególności Engel (2000) pokazuje, że rozmiary standardowych testów pierwiastków jednostkowych ulegają poważnym zaburzeniom: przy nominalnym poziomie istotności 0,05 rzeczywiste rozmiary testów mogą się zawierać w przedziale 0,90–0,99. Z tej perspektywy wyniki wskazujące na możliwość odrzucenia hipotezy $q \sim I(1)$ stają się skrajnie wątpliwe. Zgodnie z interpretacją Engela (2000) decyduje o tym wykrywana przez testy obecność składnika stacjonarnego q^T w równaniu (1.35) i niemożność jednoczesnego wykrycia przez nie pierwiastków jednostkowych w procesach generujących relatywne ceny sektorowe $q^{NT,T}$.

Ostatnim ważnym wątkiem, który należy poruszyć w omówieniu testów hipotezy PPP w długich próbach jest analiza potencjalnych różnic pomiędzy własnościami badanych kursów realnych w różnych reżimach gospodarczych. Lopez i in. (2005) podejmują go w krytyce wyników Taylora (2002) i formułują dwa istotne wnioski. Po pierwsze, odchylenia kursu realnego od poziomu parytetowego okazują się większe w reżimach dopuszczających większą płynność kursów. Po drugie, większe odchylenia od parytetu nie są powiązane z większą trwałością zaburzeń, co z kolei oznacza, że podstawowa różnica pomiędzy reżimami walutowymi nie sprowadza się do różnic w dostosowaniach kursów do poziomu równowagi, lecz wynika przede wszystkim ze skali szoków oddziałujących na kurs. Intuicyjnie powyższe wnioski nie budzą poważniejszych zastrzeżeń, jednak mogą również prowokować pytanie o stałość w czasie realnego kursu równowagi, wokół którego następują dostosowania kursu rynkowego. W szczególności można postawić tezę, iż zastąpienie reżimu kursu stałego kursem płynnym wynika z narastających nierównowag w sektorze zagranicznym, wobec czego w analizie *stricte* długookresowej należy również rozważyć hipotezy dopuszczające okresowe przesunięcia kursu równowagi (*quasi/qualified purchasing power parity*, QPPP).

Praca Edison (1987) jest jedną z pierwszych, w których dostrzegany jest problem potencjalnych przesunięć kursu równowagi. Hegwood i Papell (1998) przeprowadzają testy Perrona i Vogelsanga (1992), w których do identyfikacji zmian strukturalnych wykorzystywane są procedury testowe proponowane przez Bai (1997) oraz Bai i Perrona (1998). Analizowane są (i) kursy franka francuskiego i dolara USA względem funta na podstawie danych wykorzystywanych przez Lothiana i Taylora (1996) oraz (ii) deflowane indeksami WPI kursy dolara kanadyjskiego, franka francuskiego, lira, jena i funta brytyjskiego względem dolara USA w latach 1900–1990. W przypadku dwóch pierwszych kursów

realnych wyniki jednoznacznie potwierdzają wystąpienie zmian strukturalnych, których uwzględnienie prowadzi do spadku oszacowań półokresów wygasania z 5,8 do 2,3 roku dla kursu funt/dolar USA i z 2,7 do 2,0 dla kursu funt/frank francuski. Istnieją także empiryczne podstawy do stwierdzenia trwałych przesunięć poziomów QPPP kursów realnych dolara kanadyjskiego, lira i jena względem dolara USA. Również i w tych przypadkach uwzględnienie zmian strukturalnych prowadzi do głębokich spadków półokresów wygasania HL. Papell i Prodan (2006) podejmują z kolei analizę tych kursów realnych, w których przypadku Taylor (2002) i Lopez i in. (2005) nie odrzucają hipotez o występowaniu pierwiastków jednostkowych. Za pomocą testów Perrona i Vogelsanga (1992) i testów Vogelsanga i Perrona (1998) weryfikowane są, odpowiednio, hipotezy QPPP oraz hipotezy PPP dopuszczające jednoczesne występowanie w kursach realnych trendów deterministycznych i zmian strukturalnych (*time quasi/qualified purchasing power parity*, TQPPP). Jedynie w przypadku kursów dolara kanadyjskiego i guldena nie udaje się odrzucić hipotez zakładających przyrostostacjonarność.

Przegląd badań zintegrowania kursów realnych na podstawie długich prób wspiera obecnie mocno już ugruntowany pogląd, iż potwierdzenie stacjonarności kursów realnych w analizach jednowymiarowych jest możliwe w przypadku wykorzystania odpowiednio liczebnych szeregów czasowych, a prace Lothiana i Taylora (1996) i Taylora (2002) są jednymi z najczęściej przywoływanych w literaturze przykładów potwierdzających tę regułę. Wskazanie najważniejszych wątków w krytyce modeli konstruowanych na podstawie długich szeregów czasowych nie jest jednak kłopotliwe. Po pierwsze, wyniki wskazują na dużą trwałość odchyłeń kursu walutowego do ścieżek identyfikowanych jako zgodne z parytetem siły nabywczej walut – półokres wygasania wynosi w większości przypadków ok. 3–5 lat, co jest wynikiem, który trudno uzasadnić występowaniem sztywności nominalnych. Po drugie, użyteczność długich prób jest dyskusyjna ze względu na nieporównywalność agregatowych indeksów cen, które na początku i końcu analizowanych okresów mogą być wyznaczone na podstawie koszyków o zupełnie innych strukturach. Po trzecie, wykorzystanie długich szeregów czasowych prowadzi do krytyki, że wnioski o spełnieniu hipotezy PPP są wyprowadzane na podstawie informacji pochodzących z niejednorodnych prób obejmujących reżim kursu płynnego oraz historycznie wcześniejszy system kursów stałych (MacDonald, 2007, s. 59). Po czwarte, wykorzystanie prób obejmujących jednocześnie reżimy kursów stałych i płynnych jest równoznaczne z pominięciem analizy procesów dostosowawczych (Froot i Rogoff, 1995). Ponieważ w reżimie kursów stałych proces równoważenia kursu realnego wokół poziomu PPP dokonuje się poprzez dostosowania cenowe, zaś w systemie

kursów płynnych dostosowania obejmują również kurs nominalny, założenie stałości parametrów korekty błędem w obu reżimach jest równoważne z przyjęciem (i) założenia o różnych reakcjach cen w obu systemach walutowych w odpowiedzi na potencjalne nierównowagi lub (ii) założenia, iż ceny i kursy nominalne równie elastycznie reagują na te nierównowagi. To ostateczne założenie musi budzić wątpliwości w przypadku występowania sztywności cenowych.

4. Testy PPP w próbach przekrojowo-czasowych

Krytyka wyników weryfikacji hipotezy PPP na podstawie szeregów czasowych o dużej liczebności w naturalny sposób prowadzi do zastosowania metod opartych na danych przekrojowo-czasowych. Przesłanki przemawiające za wykorzystaniem podejść panelowych w analizach realnego kursu walutowego wydają się – przynajmniej w pierwszym przybliżeniu – w pełni przekonujące. Po pierwsze, łączna analiza kursów walut wielu krajów względem waluty odniesienia (*numéraire*) pozwala na osłabienie lub całkowite oddalenie krytyki Hakkio (1984), zgodnie z którą informacja zawarta w szeregach czasowych wykorzystywanych w analizie kursów bilateralnych może być niewystarczająca dla empirycznego potwierdzenia modelu PPP. Po drugie, zwiększenie liczby rozważanych walut pozwala na skrócenie okresu, dla którego prowadzone są badania i tym samym na analizę jednorodnych reżimów walutowych. Po trzecie, zastosowanie metod panelowych minimalizuje zagrożenie polegające na uogólnieniu wniosku o poprawności hipotezy PPP w sytuacji, gdy jest on wyprowadzany jedynie na podstawie długookresowych analiz kursów walut krajów najbardziej rozwiniętych (*survivorship bias*). Ten ostatni problem nie jest błahy. Froot i Rogoff (1995) wskazują na fakt, iż długookresowe badania kursów walut krajów, których gospodarki charakteryzowały się przyspieszonym wzrostem (np. Japonia) lub w których następował relatywny regres (np. Argentyna) są nieporównanie rzadsze niż badania walut krajów najbogatszych i podkreślają, że w przypadku walut krajów słabiej rozwiniętych potwierdzenie hipotezy PPP może być problematyczne ze względu na oddziaływanie czynników o charakterze średniookresowym (np. efektu Balassy-Samuelsona).

Niezależnie od naszkicowanych wyżej zalet modeli panelowych, krytyczny przegląd badań pozwala sformułować szereg zastrzeżeń i poddać pod wątpliwość możliwość pozytywnej weryfikacji hipotezy PPP na podstawie prób przekrojowo-czasowych. Po pierwsze, zastosowanie metod panelowych nie prowadzi do zasadniczego obniżenia oszacowań półokresów wygasania. Oceny HL

nadal oscylują w konsensusowym przedziale Rogoffa 3–5 lat i są nadal zbyt duże, gdy je odnieść do predykcji modeli teoretycznych implikujących znacznie krótsze procesy arbitrażowe nawet w przypadku uwzględnienia sztywności nominalnych. Wykorzystanie prób przekrojowo-czasowych nie prowadzi zatem do zasadniczej rewizji wniosków formułowanych na podstawie analiz długich szeregów czasowych. Po drugie, wyniki uzyskiwane w modelach przekrojowo-czasowych okazują się wrażliwe na dobór walut do paneli i wybór *numéraire*, co w istocie oznacza konieczność rozwiązywania w modelach panelowych problemów bardzo podobnych do tych, które pojawiają się na skutek zmian strukturalnych w modelach wykorzystujących długie szeregi czasowe. Po trzecie, sceptyczna ocena przydatności modeli przekrojowo-czasowych do badań parytetu siły nabywczej może prowadzić do postawienia bardzo ostrej tezy, zgodnie z którą w panelowych analizach modelu PPP mamy nie tyle do czynienia z ostateczną i pozytywną weryfikacją hipotezy PPP dla reżimu kursów płynnych obowiązującego po załamaniu systemu Bretton Woods, co raczej z poszukiwaniem takich testów i procedur statystycznych, które pozwoliłyby na potwierdzenie prawdziwości modelu PPP przynajmniej dla pewnych grup walut.

Cytowana już praca Hakkio (1984) jest pierwszym opracowaniem, w którym podjęto próbę weryfikacji hipotezy PPP przy wykorzystaniu modeli przekrojowo-czasowych. Interesujący i do pewnego stopnia zaskakujący może być fakt, iż wyniki prezentowane przez Hakkio (1984) znajdują sprzeczne interpretacje. Papell i Theodoridis (1998) oraz Sarno i Taylor (2002a, s. 65–67, 2002b) (a za nimi także Wejner, 2008), sugerują, że nie pozwalają one odrzucić hipotezy zakładającej obecność pierwiastków jednostkowych w procesach generujących kursy realne, podczas gdy Hakkio (1984) jednoznacznie stwierdza, iż nie znajduje empirycznych podstaw do dyskwalifikacji hipotezy PPP. Wyjaśnienie powyższej sprzeczności nie jest kłopotliwe, gdy zwrócić uwagę na fakt, że Hakkio (1984) rozważa alternatywne warianty modelu (1.33), których parametry są estymowane 3MNK z różnymi zmiennymi instrumentalnymi. W przypadku wykorzystania w roli instrumentów trendu deterministycznego (liniowego i kwadratowego) oraz opóźnień kursu nominalnego i relatywnych cen graniczny poziom istotności w teście LR (0,018) dla restrykcji proporcjonalności $\varphi_i = 1$ daje podstawy do odrzucenia hipotezy PPP. Rozszerzenie listy instrumentów prowadzi jednak do rewizji wniosków. Uwzględnienie podaży pieniądza i realnego PKB jest rozwiązaniem, które pozwala na pośrednie uwzględnienie oddziaływanie na kurs nominalny mechanizmów pojawiających się w alternatywnych do PPP modelach portfelowych (*asset market theory of the exchange rate*, Hakkio, 1984, s. 271). Graniczny poziom istotności w teście proporcjonalności wzrasta wówczas do 0,128 i jest to wynik, który nie dyskwalifi-

fikuje hipotezy PPP. Podsumowując powyższą dyskusję należy stwierdzić, iż nie prowadzi ona wprawdzie do jednoznacznych konkluzji, ale wspiera rozwijaną w dalszej części monografii tezę, zgodnie z którą rozszerzenie modelu parytetu walut o zmienne oddziałujące na kurs walutowy w krótszych horyzontach czasowych jest rozwiązaniem ułatwiającym pozytywną weryfikację hipotezy PPP.

Choć praca Hakkio (1984) jest uznawana za rozwiązanie pionierskie (Froot i Rogoff, 1996; Sarno i Taylor, 2002a; MacDonald, 2007, s. 48–50), to jednak dopiero wyniki uzyskane przez Abaufa i Joriona (1990) są powszechnie interpretowane w kategoriach sformalizowanych testów integracji realnych kursów walutowych wykorzystujących modele panelowe. Punktem wyjścia jest krytyka podejść polegających na wykorzystaniu jednowymiarowych testów ADF. Podobnie jak Hakkio (1984), Abauf i Jorion (1990) podkreślają, że takie rozwiązanie jest nieefektywne, gdyż w procedurach opartych na testach jednowymiarowych ignorowany jest fakt, iż weryfikowana hipoteza zerowa jest identyczna dla wszystkich kursów realnych. Wskazuje się również, że na skutek pominięcia wspólnej informacji o zależnościach pomiędzy poszczególnymi kursami realnymi (tj. korelacji między resztami pochodzącymi z modeli jednowymiarowych) rozłączna estymacja parametrów autoregresji prowadzi do wnioskowania opartego na estymatorach o nadmiernej dyspersji, czego ostatecznym skutkiem może być niemożność odrzucenia hipotezy zakładającej obecność pierwiastków jednostkowych. Rozwiązanie zapewniające większą moc testów polega na estymacji parametrów prostego modelu autoregresyjnego:

$$q_{i,t} = \mu_i + \rho_1 q_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1.36)$$

za pomocą metody Zellnera estymacji parametrów modeli o równaniach pozornie niezależnych (*seemingly unrelated regression*, SUR). Weryfikacji jest poddawana łączna hipoteza zerowa $\rho_{1i} = \rho_1 = 1, i = 1, \dots, I$.

Zastosowanie powyższego podejścia, określanego niekiedy mianem testu GLS (*generalized least squares*, np. Fleissig i Strauss, 2000), prowadzi do znaczącego wzrostu mocy łącznego testu pierwiastka jednostkowego. Niezależnie od tego faktu wyniki empiryczne uzyskane przez Abaufa i Joriona (1990) dla kursów walut ośmiu najbardziej rozwiniętych krajów europejskich, kursu dolara kanadyjskiego i jena względem dolara USA w okresie 1973:01–1987:12 okazują się niejednoznaczne: odrzucenie hipotezy zakładającej przyrostostacjonarność rozważanych kursów realnych jest możliwe dopiero dla poziomu istotności równego 0,10.

Wnioski wyprowadzane w odniesieniu do hipotezy PPP na podstawie modeli przekrojowo-czasowych nabierają ostrości, gdy uwzględnić wyniki nieco

późniejszych badań opartych na dwóch najczęściej stosowanych panelowych testach integracji, zaproponowanych w pracach Levina i Lina (1992, 1993; także Levin i in., 2002, dalej: test LLC) oraz Im i in. (1997, 2003; dalej: test IPS)⁴.

Test Levina i Lina (1992) bezpośrednio nawiązuje do testu Dickeya i Fullera (1979) i podejścia Abaufa i Joriona (1990). Rozważany jest model (dla uproszczenia pominięto trend deterministyczny):

$$\Delta q_{i,t} = \mu_i + (\rho_{li} - 1)q_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1.37)$$

Panelowy test pierwiastka jednostkowego prezentowany w pracy Levina i Lina (1993) jest z kolei analogonem rozszerzonego testu Dickeya i Fullera (1981). W celu usunięcia autokorelacji składników losowych w równaniu (1.37) uwzględnia się dodatkowe opóźnienia przyrostów zmiennej endogenicznej:

$$\Delta q_{i,t} = \mu_i + (\rho_{li} - 1)q_{i,t-1} + \sum_{s=1}^S \gamma_{i,s} \Delta q_{i,t-s} + \varepsilon_{i,t} \quad (1.38)$$

Podobnie jak w przypadku testów DF i ADF hipoteza zerowa dopuszcza przyrostostacjonarność wszystkich kursów realnych $H_0 : \rho_{11} = \rho_{12} = \dots = \rho_{1l} = 1$, podczas gdy w hipotezie alternatywnej zachodzi $H_1 : \rho_{11} = \rho_{12} = \dots = \rho_{1l} < 1$.

Okres największego zainteresowania wykorzystaniem testu LLC w badaniach kursów realnych przypadła na drugą połowę lat dziewięćdziesiątych ubiegłego wieku, a uzyskiwane wyniki są dość powszechnie interpretowane na korzyść hipotezy PPP niezależnie od faktu, iż w przeważającej większości badań szacunki półokresów wygasania mieszczą się w trudnym do zinterpretowania konsensowym przedziale 3–5 lat. Przegląd literatury poświęconej zastosowaniom różnych wariantów testu LLC pozwala ponadto na rozróżnienie pomiędzy badaniami obejmującymi umiarkowaną liczbę przekrojów I (m.in. Wu, 1996; MacDonald, 1996; Bayoumi i Mac-Donald, 1999) i tym samym koncentrującymi się na relatywnie homogenicznych panelach walut krajów rozwiniętych oraz badaniami prowadzonymi dla szerokich zbiorów walut, w których znaczenia nabiera nadmierna niekiedy heterogeniczność panelu i związana z nią niestabilność wyników i niejednoznaczność wniosków (Frankel i Rose, 1996; Oh, 1996).

MacDonald (1996) oraz Bayoumi i MacDonald (1999) testują obecność pierwiastków jednostkowych w rocznych kursach walutowych względem dolara USA urealnianych indeksami cen CPI i WPI w panelach obejmujących od 17 do

⁴ Omówienia panelowych testów integracji oraz metod panelowej analizy kointegracyjnej przedstawiają Kęłbowski (2007), Strzała (2009), Dańska-Borsiak (2011); por. także Maddala i Wu (1999), Caporale i Cerrato (2006).

23 krajów OECD w latach 1973/1974–1992/1993. Z kolei Wu (1996) analizuje urealniane CPI i WPI kursy roczne, kwartalne i miesięczne w latach 1974–1993 w panelach złożonych z 14–16 walut europejskich oraz kursów jena i dolara kanadyjskiego. We wszystkich przypadkach przesłanki przemawiające za odrzuceniem hipotezy o przyrostostacjonarności kursów realnych są w pełni przekonujące. Wnioski pozostają spójne, gdy porównamy oceny półokresów wygasania. Bayoumi i MacDonald (1999) raportują wartość HL wynoszącą w przybliżeniu 2 lata, podczas gdy w szacunkach Wu (1996) dla kursu urealnianego cenami konsumenta współczynnik HL waha się pomiędzy 2,7 roku dla danych miesięcznych i 2,3 roku w przypadku wykorzystania danych rocznych i jest o 0,4–0,5 większa od ocen HL dla kursów deflowanych indeksami WPI. Cechą wspólną powyższych wyników jest to, że zostały one uzyskane dla kursów walut krajów charakteryzujących się zbliżonymi poziomami dochodów *per capita*.

Wnioski przestają być oczywiste, gdy panele obejmują większą liczbę przekrojów.

Oh (1996) prezentuje wyniki bardzo szczegółowych testów LLC dla paneli liczących do 111 kursów realnych deflowanych ogólnymi indeksami cen. Próba obejmuje dane roczne z lat 1950–1990 dla 23 krajów OECD i 28 krajów rozwijających się oraz dane roczne z lat 1960–1989 dla kursów walut pozostałych 50 krajów rozwijających się. Badanie jest prowadzone w różnych przekrojach: (i) dla prób obejmujących możliwie długie okresy oraz podprób obejmujących rozłącznie reżimy kursów stałych (do roku 1972) i płynnych (od roku 1973), (ii) dla całych paneli walut i w podziałach na kursy walut krajów OECD i krajów rozwijających się, (iii) przy wykorzystaniu modelu (1.38) z opóźnieniami od 1 roku do 4 lat. Wyniki okazują się mieszane i wyprowadzenie na ich podstawie klarownych wniosków wydaje się co najmniej problematyczne. I tak, testy LLC w panelu zawierającym wszystkie waluty wskazują wprawdzie na stacjonarność kursów realnych w reżimie kursów stałych (1960–1972) i w próbie obejmującej oba reżimy walutowe (1960–1989), jednak dla reżimu kursów płynnych (1973–1989) wyniki okazują się już niejednoznaczne. Wnioski nie ulegają zmianie, gdy z panelu usunięte zostają kursy walut krajów OECD – teza o stacjonarności kursów walut krajów rozwijających się znajduje nadal potwierdzenie w całej próbie i w okresie obowiązywania kursów stałych, ale już w systemie kursów płynnych silne wsparcie uzyskuje teza o obecności pierwiastków jednostkowych. Wnioski ulegają zasadniczej zmianie w przypadku ograniczenia panelu do kursów realnych 23 krajów OECD. Choć utrzymany może być wniosek o stacjonarności kursów realnych w całym okresie 1960–1989, to odwróceniu ulegają wyniki uzyskiwane dla obu reżimów walutowych: kursy realne są

niestacjonarne w systemie Bretton-Woods i stacjonarne w systemie kursów płynnych. Oceny półokresów wygasania w panelu obejmującym oba reżimy walutowe wahają się w zależności od rzędu opóźnienia S w przedziale 3–4 lat i ulegają wyraźnemu obniżeniu w panelu dla krajów OECD w latach 1973–1989 (szacunki HL na poziomie od 1 roku do 2 lat). Rozważenie węższego panelu kursów walut 23 krajów OECD i 28 krajów rozwijających się rozpiętego na nieco dłuższej próbie rocznej 1950–1990 prowadzi do rewizji wyników. Kursy realne walut krajów rozwijających się okazują się stacjonarne w reżimie kursów stałych (1950–1972), podczas gdy w przypadku walut krajów OECD odrzucenie obecności pierwiastka jednostkowego jest możliwe tylko dla reżimu kursów płynnych (1972–1990). W pełnym panelu walut 51 krajów niestacjonarność realnych kursów walutowych jest jednak odrzucana niezależnie od okresu objętego badaniem.

Publikacja Frankela i Rose'a (1996) jest jedną z najczęściej przywoływaną w literaturze prac, w których zastosowanie szerokich rocznych paneli kursów realnych wykorzystujących szeregi czasowe o znacznej liczebności prowadzi do „ostatecznego” potwierdzenia hipotezy PPP, ale nie pozwala jednocześnie na rozwiązanie zagadki długich półokresów wygasania. Frankel i Rose (1996) wykorzystują próbę przekrojowo-czasową o rozmiarach nieco większych od panelu w pracy Oha (1996), tj. 150 kursów walutowych deflowanych indeksami cen konsumenta CPI w okresie 1948–1992 i, podobnie jak Oh (1996), badają wrażliwość wyników na zmiany podzbiorów rozważanych walut i zmiany okresu analizy. Analiza empiryczna koncentruje się na ocenach parametru korekty błędem α_1 w modelach obejmujących cały panel oraz mniejsze próby przekrojowo-czasowe dla krajów uprzemysłowionych (nomenklatura MFW) oraz panele walut tych krajów, dla których skumulowane zmiany kursów realnych względem dolara USA pomiędzy rokiem 1948 i 1992 nie przekroczyły 50% lub były większe niż 10%. Istotnym elementem analizy jest wybór ostatecznej postaci modeli (1.37)–(1.38), w których uwzględniane są zmiany wyrazu wolnego związane z tzw. efektami indywidualnymi (*country-specific fixed effects*) i efektami czasowymi (*time-specific fixed effects*). W przypadku wykorzystania pełnych paneli oceny parametrów korekty błędem oscylują wokół wartości $-0,15$, co jest równoważnie oszacowaniu HL na poziomie przekraczającym cztery lata. Wyniki są inne w panelach utworzonych przez kursy walutowe o różnej zmienności. Oszacowania ECT okazują się nieodróżnialne od zera w przypadku walut, których kurs realny uległ zmianie nieprzekraczającej 50% (co wskazuje na ich niestacjonarność), zaś w przypadku panelu zawierającego kursy o większej zmienności ocena ECT kształtuje się na poziomie $-0,30$ (HL poniżej dwóch lat).

Wnioski płynące z najwcześniejszych zastosowań panelowych testów integracji w analizach kursów realnych nie wywołują większych kontrowersji. Po pierwsze, zastosowanie testów LLC do weryfikacji hipotez o obecności pierwiastka jednostkowego w panelach zawierających waluty krajów o zbliżonym poziomie rozwoju i podobnych dynamikach PKB istotnie pozwala na potwierdzenie poprawności hipotezy PPP. Z tej perspektywy wykorzystanie panelowych testów pierwiastków jednostkowych jest rozwiązaniem w pełni satysfakcjonującym, choć problemem, którego znaczenia nie można nie doceniać pozostaje długi okres, w jakim następuje powrót kursów realnych na ścieżki zgodne z parytetem siły nabywczej walut. Po drugie, zastosowanie szerokich prób przekrojowo-czasowych związane jest z potencjalnymi zagrożeniami wynikającymi z ich heterogeniczności. W szczególności nie jest jasne do jakiego stopnia wniosek o stacjonarności realnych kursów walutowym może być „obciążony” na skutek wykorzystania testów zakładających w hipotezie alternatywnej homogeniczność mechanizmów determinujących kursy realne (równość parametrów ρ_{li} , $i=1,\dots,I$), podczas gdy wykorzystywane próby przekrojowo-czasowe są w istocie niejednorodne. Problem jest o tyle istotny, że wyniki relacjonowane przez Oha (1996) oraz Frankela i Rose’a (1996) jednoznacznie wskazują, iż poszerzenie próby przekrojowo-czasowej zawierającej kursy niestacjonarne o pewien zbiór kursów stacjonarnych może prowadzić do uzyskania wyników sugerujących stacjonarność zmiennych tworzących cały panel. To ostatnie zastrzeżenie można sformułować ostrzej: nie jest jasne do jakiego stopnia odrzucenie hipotez o obecności pierwiastków jednostkowych w testach LLC przeprowadzanych w heterogenicznych próbach przekrojowo-czasowych wynika ze stacjonarności pojedynczych kursów realnych.

Problem heterogeniczności dużych prób przekrojowo-czasowych jest także podejmowany w pracach następujących autorów: Papell i Theodoridis (2001) i Alba i Papell (2007) (także: Papell i Theodoridis, 1998; Holmes, 2001).

Papell i Theodoridis (2001) analizują kursy walut 20 krajów rozwiniętych, a dekompozycja panelu na możliwie jednorodne subpanele pozwala na wprowadzenie szeregu wniosków o potencjalnych różnicach między własnościami procesów stochastycznych generujących kursy realne różnych walut. I tak, pozytywna weryfikacja hipotezy PPP okazuje się łatwiejsza w przypadku kursów o mniejszej zmienności oraz dla walut krajów bliższych geograficznie, ale niekoniecznie bardziej otwartych na wymianę międzynarodową. Alba i Papell (2007) nawiązują z kolei do wcześniejszych badań Cheunga i Lai (2000) oraz Holmesa (2001) i rozszerzają analizę na kursy walut 84 krajów o różnym poziomie rozwoju (dane miesięczne obejmujące okres do pierwszego półrocza 2004, kursy względem dolara USA deflowane CPI). Potencjalne problemy związane

z heterogenicznością próby są identyfikowane wstępnie na podstawie testów dla panelu złożonego z walut wszystkich krajów i testów dla paneli walut krajów z poszczególnych kontynentów. Wyniki wskazują, iż jedynie w przypadku kursów walut krajów europejskich i Ameryki Łacińskiej możliwe jest potwierdzenie hipotezy PPP. Wyniki ulegają zasadniczej zmianie, gdy umowny podział geograficzny zostaje zastąpiony grupowaniem krajów na podstawie kryteriów uwzględniających najważniejsze cechy ich gospodarek. Alba i Papell (2007) rozważają pięć kryteriów, zgodnie z którymi konstruowane są panele obejmujące waluty krajów różniących się: (i) otwartością gospodarki, (ii) poziomami inflacji, (iii) stopniem rozwoju gospodarczego, (iv) zmiennością nominalnego kursu walutowego (względem dolara USA) oraz (v) odległością geograficzną. Kraje są ujmowane w cztery panele o (a) największych, (b) umiarkowanie dużych, (c) umiarkowanie małych i (d) najmniejszych wartościach pięciu wskazanych wyżej cech. Wyniki testów LLC dla tak zdefiniowanych prób przekrojowo-czasowych są jednoznaczne. Po pierwsze, hipoteza PPP jest jednoznacznie odrzucana jedynie w panelu walut krajów o najbardziej zamkniętych gospodarkach (panel (d)). Po drugie, potwierdzenie PPP okazuje się możliwe w panelu złożonym z walut krajów o najmniejszej inflacji (panel (d)). Po trzecie, parytet siły nabywczej walut jest empirycznie potwierdzany dla walut krajów o umiarkowanym tempie wzrostu gospodarczego i umiarkowanej zmienności kursu nominalnego (panele (b) i (c)). Po czwarte, pozytywna weryfikacja hipotezy PPP okazuje się łatwiejsza w przypadku walut krajów położonych najbliżej USA (panele (c) i (d)). Alba i Papell (2007) wskazują ponadto, że gospodarkę USA należy zaliczyć do gospodarek o małej otwartości, wysokim wroście i niskiej inflacji, a to z kolei prowadzi do dostrzeganej już we wcześniejszych badaniach „reguły”, zgodnie z którą potwierdzenie stacjonarności kursów realnych względem dolara USA jest łatwiejsze dla walut krajów otwartych i położonych bliżej USA (silniej powiązanych gospodarczo), krajów o zbliżonym rozwoju gospodarczym (podobne dynamiki cen i wzrost gospodarczy) oraz walut, których kursy charakteryzujących się umiarkowaną zmiennością.

Analiza wyników prezentowanych w pracach Papella i Theodoridisa (2001) oraz Alby i Papella (2007) prowadzi także do zidentyfikowania przypadków, w których potwierdzenie hipotezy PPP jest problematyczne. I tak, zastosowanie testu LLC nie daje gwarancji pozytywnej weryfikacji hipotezy PPP w przypadku kursów walut krajów słabiej rozwiniętych. Alba i Papell (2001) wskazują, że potencjalną przyczyną mogą być mechanizmy opisywane przez model Balassy-Samuelsona, co pośrednio potwierdzają również badania Holmesa (2001), który nie odrzuca hipotezy o przyrostostacjonarności kursów realnych walut krajów o wysokiej inflacji (por. także: Canzoneri i in., 1999 i Fleissig i Strauss, 2000).

Po drugie, istotnym problemem może być wybór waluty pełniącej rolę *numéraire*. Wprawdzie O'Connell (1998) wykazuje, że brak autokorelacji składników losowych w poszczególnych przekrojach panelu wystarcza na to, by panelowe testy LLC były inwariantne względem waluty odniesienia, to jednak wyniki prezentowane przez Papella i Theodoridisa (2001) oraz wnioski formułowane na podstawie wcześniejszych badań w pracach Joriona i Sweeneya (1996), Papella (1997), Papella i Theodoridisa (1998) oraz Canzoneriego i in. (1999) jednoznacznie wskazują, iż wykorzystanie w roli *numéraire* marki niemieckiej (lub walut europejskich, por. Papell i Theodoridis, 2001) zdecydowanie ułatwia empiryczne potwierdzenie hipotezy PPP⁵. Problem waluty odniesienia jest o tyle istotny, że w przypadku niektórych walut krajów o niższym poziomie dochodów *per capita* właściwym punktem odniesienia w analizach kursów realnych mogą być waluty inne niż dolar amerykański, a to z kolei stawia pod znakiem zapytania możliwość uogólnienia wniosków formułowanych na podstawie testów LLC w pracach Oha (1996) oraz Alby i Papella (2007). Po trzecie, heterogeniczność prób przekrojowo-czasowych jest ich cechą immanentną, a to oznacza, że nawet w przypadku ograniczenia badań do realnych kursów walut krajów o zbliżonym poziomie rozwoju testom LLC (1.37)–(1.38) mogą nadal towarzyszyć wątpliwości co do poprawności formułowanych na ich podstawie wniosków.

Najprostszy sposób na ominięcie problemu heterogeniczności prób przekrojowo-czasowych polega na zastosowaniu testu IPS (por. Im i in., 1997, 2003; por. także test MADF, *multivariate augmented Dickey-Fuller test*, Taylor i Sarno, 1998; Sarno i Taylor, 1998). Podobnie jak w przypadku testu LLC, punktem wyjścia jest model (1.38). Hipoteza zerowa zakłada obecność pierwiastków jednostkowych we wszystkich procesach generujących kursy realne, $H_0 : \rho_{11} = \rho_{12} = \dots = \rho_{1I} = 1$, jednak hipoteza alternatywna dopuszcza jednoczesną obecność w panelu szeregów generowanych przez procesy stacjonarne (które mogą się różnić wielkością parametrów autoregresji) i procesy niestacjonarne, tj. $H_1 : \rho_{1i} < 1$ dla $i = 1, \dots, J$ oraz $\rho_{1i} = 1$ dla $i = J + 1, \dots, I$ ⁶. Już pobieżne porównanie obu zespołów hipotez wskazuje na większą elastyczność testu IPS, przy czym należy zwrócić uwagę, iż formułowana w ramach testu IPS hipoteza alternatywna ma bardzo ogólny charakter: odrzucenie hipotezy zerowej oznacza jedynie to, że nie wszystkie szeregi tworzące panel są niestacjonarne.

⁵ Koedijk i in. (1998) proponują panelowy test zintegrowania kursów realnych, który jest niewrażliwy na wybór waluty odniesienia. Jego implementacja wymaga jednak przyjęcia restrykcyjnego założenia o równości wariancji wszystkich kursów realnych w panelu co ogranicza użyteczność testu.

⁶ Do weryfikacji identycznego zespołu hipotez Maddala i Wu (1999) rekomendują wykorzystanie charakteryzującego się nieco większą mocą testu Fishera (1932) (dalej: test MW).

Jeśli celem badania jest zatem precyzyjne ustalenie listy walut, których kursy są niestacjonarne, oraz kursów realnych, dla których hipoteza PPP jest spełniona, to test IPS wymaga zastosowania dodatkowych procedur selekcji kursów realnych do panelu.

Prace Coakleya i Fuertes (1997) oraz Canzoneriego i in. (1999) są najczęściej cytowane jako najwcześniejsze implementacje testu IPS. W pierwszym opracowaniu analizowane są kursy 10 walut w reżimie kursów płynnych, a ostatecznym wnioskiem jest potwierdzenie prawdziwości hipotezy PPP. Z kolei Canzoneri i in. (1999) nie znajdują potwierdzenia efektu Balassy-Samulesona w gospodarkach 10 najbardziej rozwiniętych krajów europejskich, USA, Japonii i Kanady, ale w przeciwieństwie do Coakleya i Fuertes (1997) nie potwierdzają poprawności hipotezy PPP dla cen sektora *tradables*, gdy walutą odniesienia jest dolar USA.

Przegląd późniejszych zastosowań modeli przekrojowo-czasowych w analizach parytetu siły nabywczej walut wskazuje, że pomimo znacznie większej elastyczności rozwiązań dopuszczających heterogeniczność paneli, wykorzystanie testu IPS nie jest nurtem dominującym, lecz tylko jednym z wielu podejść wykorzystywanych w badaniach hipotezy PPP (np. Fleissig i Strauss, 2000; Wu i Wu, 2001; Alba i Papell, 2007; Kalyoncu i Kalyoncu, 2008; Choortareas i Kapetanios, 2009). Przyczyn jest kilka, lecz dwie z nich – duża wrażliwość na niespełnienie przyjmowanych w teście IPS założeń oraz niejednoznaczność konkluzji – mają znaczenie pierwszorzędne.

I tak, przyjmowane w testach LLC oraz IPS założenie o niezależności procesów stochastycznych generujących szeregi czasowe jest nadmiernie restrykcyjne, a jego niespełnienie może być już konsekwencją wyrażenia wszystkich kursów względem tej samej waluty odniesienia. Implikacje są istotne, gdyż prawdopodobnym skutkiem wyboru jednej z najważniejszych walut światowych jako *numéraire* będzie występowanie wspólnych trendów w procesach generujących kursy realne w panelu. To z kolei oznacza, że składnik losowy $\varepsilon_{i,t}$ w (1.38) zawiera informację o oddziaływaniu wspólnego dla wszystkich przekrojów czynnika \mathcal{G}_t (*common factor*) oraz idiosynkratycznego, reprezentującego zaburzenia oddziałujące wyłącznie na kurs waluty kraju i , składnika losowego $\eta_{i,t}$:

$$\varepsilon_{i,t} = \kappa_i \mathcal{G}_t + \eta_{i,t} \quad (1.39)$$

gdzie: κ_i – parametr kwantyfikujący wpływ wspólnego czynnika.

Skutki niespełnienia założenia o niezależności procesów generujących kursy realne są poważne, gdyż obecność wspólnego czynnika \mathcal{G} powoduje pojawienie się jednoczesnych korelacji składników losowych z przekrojów

$i = 1, \dots, I$ (*cross-sectional correlation, cross-correlation*), czego skutkiem są z kolei znaczne różnice pomiędzy nominalnymi i rzeczywistymi rozmiarami testów LLC i IPS lub – równoważnie – obciążenie statystyk testowych i nazbyt częste odrzucenie hipotez zakładających obecność pierwiastków jednostkowych. Lyhagen (2008) pokazuje analitycznie, że skutkiem zignorowania korelacji jednoczesnych w analizach realnych kursów walutowych jest rozbieżność sprawdzianu testu LLC do nieskończoności przy rosnącej liczbie przekrojów. W przypadku testu IPS wyniki analiz Monte Carlo wskazują z kolei, że o ile dla $I = 2$ rozmiary testu są bliskie rozmiarom nominalnym, to w panelach dla $I \geq 10$ stają się już nieakceptowalnie duże, co podważa sens zastępowania testów jednowymiarowych testami panelowymi.

Najprostsze i spotykane w najwcześniejszych zastosowaniach testów panelowych rozwiązanie problemu korelacji jednoczesnych polega na przyjęciu założenia o homogenicznym wpływie wspólnego czynnika ($\kappa_i = 1$) i aproksymacji tego oddziaływania za pomocą wspólnych efektów czasowych (*time-specific fixed effects*). W tym celu dokonuje się korekty kursów realnych o ich średnie przekrojowe:

$$\bar{q}_{i,t} = q_{i,t} - \sum_{i=1}^I q_{i,t} / I \quad (1.40)$$

a testy LLC są stosowane w odniesieniu do zmiennych transformowanych \bar{q} (m.in. Wu, 1996; Frankel i Rose, 1996; Oh, 1996). Im i in. (1997) sugerują analogiczne podejście w teście IPS, jednak Caporale i Cerrato (2006) wskazują, że transformacja (1.40) nie uwalnia testów panelowych od problemu korelacji jednoczesnej nawet wtedy, gdy liczba rozważanych kursów realnych jest duża. Co więcej, rutynowe stosowanie korekty (1.40) może prowadzić do pojawienia się korelacji jednoczesnych, jeśli te ostatnie były nieobecne w modelu opartym na wyjściowej próbie przekrojowo-czasowej.

Inne rozwiązania problemu korelacji jednoczesnych polegają na zastosowaniu alternatywnych metod estymacji parametrów autoregresji ρ_{ii} lub korektach wartości krytycznych.

W bardzo szeroko cytowanej pracy poświęconej weryfikacji hipotezy PPP O'Connell (1998) proponuje estymator uogólnionej metody najmniejszych kwadratów (FGLS, *feasible generalized least squares*), którego wykorzystanie pozwala na uniezależnienie wnioskowania statystycznego w teście LLC od korelacji jednoczesnych. Decyzja o odrzuceniu hipotezy zerowej jest podejmowana na podstawie wartości krytycznych wygenerowanych dla prób o skończonej długości za pomocą parametrycznych metod *bootstrapowych* (przy założeniu normalności składnika losowego w równaniach poszczególnych kursów realnych).

Symulacje wskazują, że uwzględnienie korelacji jednoczesnych prowadzi do znacznych zmian wartości krytycznych w testach LLC, które okazują się na tyle duże, że powszechnie akceptowany wcześniej wniosek o stacjonarności kursów realnych może być w istocie uznany za fałszywy. Ostatecznie O'Connell (1998) nie znajduje podstaw do wykluczenia obecności pierwiastków jednostkowych w panelu zawierającym kursy realne walut 64 krajów oraz w subpanelach definiowanych według kryterium geograficznego,

Problemem, którego wagę trudno przecenić w empirycznych implementacjach testów LLC jest autokorelacja reszt w obrębie poszczególnych przekrojów (np. Papell, 1997). Ważnym przyczynkiem w dyskusji na ten temat jest praca Wu i Wu (2001), w której podjęto polemikę z wnioskami O'Connella (1998). Wu i Wu (2001) replikują podejście O'Connella (1998) w panelu (i alternatywnych subpanelach) kursów walut 20 krajów uprzemysłowionych (próba kwartalna 1973:2–1997:4, CPI) i również nie znajdują podstaw do odrzucenia hipotezy o obecności pierwiastka jednostkowego, gdy wnioskowanie opiera się na testach LLC. Wskazują jednak, iż podejście FGLS jest nadmiernie restrykcyjne, gdyż zakłada się w nim nie tylko równość parametrów ρ , ale również identyczne schematy autoregresyjne generujące składniki losowe w poszczególnych przekrojach. Uchylenie obu założeń prowadzi do rewizji wniosków. Ponieważ analiza Wu i Wu (2001) jest prowadzona przy wykorzystaniu testów IPS i MW, których sprawdziany są wyznaczane na podstawie testów ADF, warunkiem neutralizacji zagrożeń wynikających z autokorelacji składników losowych jest wybór właściwych rzędów opóźnień w testach jednowymiarowych. Ten ostatni warunek nie jest spełniony w badaniach O'Connella (1998).

Wykorzystanie metod *bootstrapowych* jest rekomendowane w przypadku testów uwzględniających heterogeniczność paneli. Maddala i Wu (1999) proponują wykorzystanie nieparametrycznego *bootstrapu* do generowania wartości krytycznych w teście MW. Analogiczne rozwiązania znajdują zastosowanie w przypadku testu IPS (m.in. Fleissig i Strauss, 2000; Wu i Wu, 2001). Położenie akcentu na wykorzystanie metod symulacyjnych do wyznaczenia wartości krytycznych w testach panelowych LLC, IPS i MW nie oznacza, że empiryczne zastosowania tych ostatnich nie niosą wówczas poważniejszych zagrożeń. Przyczyny korelacji jednoczesnych można analizować z dwóch perspektyw. W pierwszym przypadku obecność wspólnego czynnika \mathcal{G} wynika z pominięcia w modelu (1.38) zmiennej nieskorelowanej z regresorami, a to oznacza, że korelacje jednoczesne mogą się pojawić nawet w przypadku braku korelacji pomiędzy poszczególnymi kursami realnymi. Dodatkowym problemem jest wówczas potencjalna heterogeniczność zależności między wspólnym czynnikiem \mathcal{G} i składnikiem losowym ε , $\kappa_i \neq \kappa_j$ dla $i \neq j$. Naturalnym rozwiąza-

niem jest rozszerzenie specyfikacji modelu (1.38) o pominiętą zmienną lub też zastosowanie systemowych metod estymacji dopuszczających niediagonalną macierz kowariancji składników losowych (por. dyskusja w: Caporale i Cerrato, 2006). Drugi przypadek jest znacznie bardziej interesujący w badaniach parytetu siły nabywczej walut. Otóż, wspólny czynnik \mathcal{S} może pojawić się w modelu (1.38) nie tylko na skutek zdefiniowania kursów realnych względem tej samej waluty *numéraire*, ale również na skutek skointegrowania relatywnych cen w różnych krajach ujętych panelu. Na tą ostatnią przyczynę zaburzeń rozmiarów testów pierwiastków jednostkowych wskazują Banerjee i in. (2004) (por. także Chortareas i Kapetanios, 2009).

Powyższa dyskusja prowadzi do wniosku, że w przypadku korelacji jednoczesnych wnioskowanie o zintegrowaniu realnych kursów walutowych na podstawie wartości krytycznych generowanych za pomocą metod *bootstrapowych* jest także obciążone ryzykiem, co osłabia powtarzający się w większości prac empirycznych wniosek o poprawności hipotezy PPP (np. Fleissig i Strauss, 2000; Wu i Wu, 2001; Kalyoncu i Kalyoncu, 2008; Narayan, 2008). Nie zaskakuje zatem fakt, że ostatnie lata obfitują w prace poświęcone nowym testom panelowym, których implementacja pozwala zneutralizować skutki korelacji jednoczesnych. Testy zaproponowane w pracach Changa (2002), Phillipsa i Sula (2003), Bai i Ng (2004), Moona i Perrona (2004) oraz Pesarana (2007) charakteryzują się własnościami zdecydowanie przewyższającymi standardowe panelowe testy integracji. Wniosek o ostatecznym zdefiniowaniu właściwego środowiska analizy stacjonarności realnych kursów walutowych należy jednak nadal uznać za przedwczesny, gdyż żaden z wyżej wymienionych testów nie dopuszcza wzajemnego skointegrowania kursów realnych panelu.

Drugie ograniczenie panelowych testów integracji wynika ze sposobu w jaki formułowane są w nich zespoły weryfikowanych hipotez. Struktura testów GLS i LLC jest skrajnie sztywna, gdyż odrzucenie hipotezy zerowej oznacza, że wszystkie parametry autoregresji ρ_i muszą być mniejsze od jedności i sobie równe. Łatwo zatem postawić tezę, iż praktyczne zastosowanie testów GLS i LLC będzie się ograniczać do stosunkowo niewielkich i jednocześnie możliwie homogenicznych prób przekrojowo-czasowych. Z kolei hipotezy alternatywne w testach IPS i MW mają charakter na tyle ogólny, że odrzucenie H_0 nie pozwala na wyprowadzenie dalej idących wniosków i tylko w przypadku braku podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej uzyskiwana jest klarowna informacja o własnościach procesów generujących realne kursy walutowe w panelu. Powyższe ograniczenia nie są jedynymi, które są obecne w panelowych testach pierwiastków jednostkowych. Taylor i Sarno (1998) oraz Sarno i Taylor (1998) wskazują, iż hipoteza zerowa w teście LLC może być odrzucona, jeśli w panelu

występuje tylko jeden stacjonarny kurs realny. W połączeniu z nazbyt ogólną strukturą hipotez w testach IPS i MW oznacza to, że wniosek o możliwości wykazania poprawności hipotezy PPP za pomocą testów panelowych traci na ostrości, gdyż kluczowym etapem weryfikacji hipotezy PPP okazuje się właściwa kompozycja panelu walut.

Przegląd cytowanych wyżej prac jednoznacznie wskazuje, że problem wyboru kursów realnych do panelu jest w nich dostrzegany, jednak stosowane kryteria mają niesformalizowany, często arbitralny charakter. Wyjątkami od tej reguły są prace Fleissiga i Straussa (2000) oraz Wu i Wu (2001). W pierwszej z nich selekcja kursów realnych polega na eliminacji z paneli tych kursów, dla których oceny parametrów autoregresji wyraźnie odbiegają od wartości przeciętnych w próbie, a skutkiem preselekcji są wyraźnie mniejsze oszacowania półokresów wygasania HL. Wu i Wu (2001) uwzględniają z kolei krytykę Taylora i Sarno (1998), a w proponowanym przez nich rozwiązaniu z panelu są usuwane te kursy realne, w przypadku których już w testach jednowymiarowych odrzucona jest hipoteza o obecności pierwiastka jednostkowego.

Sformalizowaną iteracyjną procedurę SPSM (*sequential panel selection method*) identyfikacji stacjonarnych kursów walutowych w próbach przekrojowo-czasowych proponują Chortareas i Kapetanios (2009). Punktem wyjścia SPSM jest przeprowadzany dla całego panelu test IPS lub też inny test, który jest niewrażliwy na obecność korelacji jednoczesnych i w którym weryfikowany jest identyczny zespół hipotez. Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej kończy postępowanie wnioskiem o niestacjonarność wszystkich kursów ujętych w panelu. Jeśli jednak hipoteza zerowa jest odrzucana, to z panelu jest usuwany j -ty kurs realny, w którego przypadku istnieją najmocniejsze podstawy do odrzucenia obecności pierwiastka jednostkowego w teście jednowymiarowym. W następnych krokach przeprowadzane są ponownie testy panelowe dla prób, z których uprzednio usuwa się kursy stacjonarne. Zakończenie procedury SPSM następuje, gdy z panelu zostaną usunięte wszystkie kursy realne (co oznacza stacjonarność wszystkich przekrojów wyjściowego panelu) lub w przypadku braku podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej (co prowadzi do jednoznacznej identyfikacji J kursów stacjonarnych oraz $I - J$ pozostających w panelu kursów niestacjonarnych).

Już pobieżna analiza wskazuje, że implementacja SPSM oznacza przesunięcie akcentu z weryfikacji hipotez złożonych w próbach przekrojowo-czasowych na wykorzystanie testów jednowymiarowych i precyzyjną identyfikację stacjonarnych kursów realnych; testy panelowe odgrywają rolę pomocniczą. Korzyści wynikające z zastosowania strategii SPSM są największe, gdy większość kursów realnych w panelu jest stacjonarna, ale zaburzenia powodujące ich

odchylenia od parytetu charakteryzują się dużą trwałością. W takim przypadku wykorzystanie testów panelowych zwiększa prawdopodobieństwo identyfikacji kursów stacjonarnych. Z sytuacją odwrotną mamy do czynienia, gdy większość przekrojów w panelu tworzą kursy niestacjonarne, zaś kursy stacjonarne charakteryzują się krótkimi półokresami wygasania. Rozwiązaniem efektywniejszym jest wówczas oparcie wnioskowania na testach jednowymiarowych, gdyż nie można wykluczyć, że testy panelowe nie odrzucą hipotezy o obecności pierwiastka jednostkowego we wszystkich przekrojach panelu i identyfikacja kursów stacjonarnych okaże się niemożliwa.

Drugą ważną propozycją Chortareasa i Kapetaniosa (2009) jest uzupełnienie procedury SPSM o analizę spójności paneli (*poolability*). Ta ostatnia polega na weryfikacji hipotezy, zgodnie z którą w panelu kursów realnych zidentyfikowanych uprzednio jako stacjonarne możliwe jest nałożenie restrykcji równości parametru autoregresji, $\rho_{it} = \rho_1$ dla $j=1, \dots, J$. Celem takiego rozwiązania jest oszacowanie półokresów wygasania HL, które, w odróżnieniu od ocen uzyskiwanych w testach GLS/LLC, nie byłoby obciążone na skutek obecności kursów niestacjonarnych lub też kursów wolniej dostosowujących się do poziomu zgodnego z PPP. Chortareasa i Kapetanios (2009) potwierdzają, że w panelach spełniających warunek spójności oceny HL są mniejsze od wielkości konsensowych. W przypadku kursów realnych względem dolara USA najmniejsze roczne oceny HL wahają się w przedziale $1\frac{1}{2}$ –2, zaś dla kursów realnych względem marki niemieckiej maleją do 1 – $1\frac{1}{2}$ roku. Taki wynik wspiera tezę, zgodnie z którą zastosowanie podejścia SPSM a następnie analiza spójności prób przekrojowo-czasowych pozwalają na przynajmniej częściowe rozwikłanie zagadki 3–5-letnich półokresów wygasania.

Powyższa, nieco szersza dyskusja poświęcona wykorzystaniu technik panelowych do weryfikacji hipotezy parytetu siły nabywczej prowadzi do dość pesymistycznych wniosków i pozwala postawić tezę, iż potwierdzenie hipotezy PPP wymaga dalszych badań. Przyczyn sceptycyzmu jest kilka. Po pierwsze, badania Chortareasa i Kapetaniosa (2009) pokazują, że oparcie wnioskowania na dużych próbach przekrojowo-czasowych i wykorzystanie testów jedno- i wielowymiarowych w ramach procedur sekwencyjnych SPSM nie pozwala na sformułowanie jednoznacznych konkluzji o poprawności hipotezy PPP. Wyniki okazują się bardzo wrażliwe na wybór waluty odniesienia, okres objęty analizą oraz na specyfikację modeli. Po drugie, wykorzystanie technik panelowych nadal wymaga rozwiązania szeregu problemów natury ekonometrycznej. Zastosowanie standardowych testów LLC i IPS jest skrajnie problematyczne ze względu na korelacje międzyprzekrojowe. Z kolei wykorzystanie testów uwzględniających korelacje jednoczesne (m.in. testu Changa, 2002) jest dyskusyjne ze

względu na potencjalne skointegrowanie kursów realnych ujmowanych w panel. Z tej perspektywy ważnym obszarem badań są nowe testy pozwalające na badanie stacjonarności również w przypadku kointegracji międzyprzekrojowej. Ten problem jest dostrzegany w literaturze, jednak dotychczasowe propozycje są niewystarczające. W szczególności Chang i Song (2002) proponują wykorzystanie testu panelowego, w którym skointegrowanie zmiennych w poszczególnych przekrojach jest uwzględniane poprzez dobór nieliniowych zmiennych instrumentalnych i wykorzystanie ortogonalnych wielomianów Hermite'a, jednak i w tym przypadku pojawiają się istotne ograniczenia: wyniki testu okazują się wrażliwe na uporządkowanie przekrojów. Po trzecie, istotnym problemem są własności procedur estymacyjnych. Caporale i Cerrato (2006) wskazują, że jeżeli obecność wspólnego czynnika \mathcal{I} wynika z pominięcia wspólnej dla wszystkich przekrojów zmiennej globalnej, a ta jest skorelowana z regresorami, to własności estymatorów FGLS nie są lepsze od własności estymatorów klasycznej metody najmniejszych kwadratów, a to oznacza, że nawet w próbie przekrojowo-czasowej może pojawić się problem obciążeń typowy dla małych prób. Phillips i Sul (2003) wskazują, że problem małej próby ulega wzmocnieniu, gdy w panelu są obecne korelacje jednoczesne, a to oznacza, że – paradoksalnie – większość problemów napotykanych w analizie jednowymiarowej może ulec wzmocnieniu w próbach przekrojowo-czasowych.

Podsumowanie

W empirycznych analizach kursów walutowych stosowane są dwa podejścia. Pierwsze z nich polega na konstrukcji i weryfikacji modeli uzależniających fluktuacje kursów walutowych od wahań kompletnego zbioru determinant oddziałujących na kurs w różnych horyzontach czasowych. Drugie podejście, polegające na badaniu stacjonarności kursów realnych lub konstrukcji modelu PPP i testowaniu restrykcji, ma charakter *stricte* długookresowy.

Przedstawione w tym rozdziale omówienie wyników weryfikacji hipotezy parytetu siły nabywczej walut prowadzi do niejednoznacznych wniosków i pozwala wskazać dwa podstawowe wątki krytyki liniowych testów hipotezy PPP. Po pierwsze, kluczowym problemem jest mała moc standardowych testów pierwiastków jednostkowych (względnie: testów stacjonarności) w przypadku wykorzystania szeregów czasowych o typowej długości. Naturalnym rozwiązaniem problemu małej mocy testów są ich odpowiednie modyfikacje (np. test DF z poprawką estymacyjną Elliotta i in., 1996; test ERS Elliotta i in., 1996), jednak

wykorzystanie testów o własnościach wyraźnie lepszych od własności standardowo stosowanego testu ADF nie prowadzi do poważniejszej rewizji wniosków. Dlatego też w badaniach empirycznych akcent jest kładziony na wykorzystanie szeregów czasowych obejmujących bardzo długie okresy lub wykorzystanie możliwie szerokich i homogenicznych prób przekrojowo-czasowych. Przegląd literatury potwierdza powszechną akceptację tezy, zgodnie z którą oparcie badań na próbach o odpowiednio dużej informatywności jest warunkiem koniecznym potwierdzenia hipotezy parytetu siły nabywczej walut.

Po drugie, formalna, dokonywana na podstawie testów akceptacja hipotezy PPP nie oznacza, że model parytetu siły nabywczej walut satysfakcjonująco precyzyjnie identyfikuje determinanty kursów walutowych. Kluczowym problemem, określanym w literaturze jako jedna z zagadek Rogoffa, okazuje się wyjaśnienie przyczyn, dla których oszacowania półokresów wygasania kursów realnych wskazują na ich bardzo powolne dostosowania do poziomu równowagi. Potencjalnego wyjaśnienia zagadki długich półokresów wygasania dostarczają badania parytetu siły nabywczej walut wykorzystujące modele z okresowymi zmianami poziomów kursów parytetowych (QPPP i TQPPP) lub też badania dopuszczające dostosowania kursów realnych do ścieżek równowagi aproksymowanych przez trendy nieliniowe (Sollis, 2005; Cushman, 2008), w których oceny HL okazują się zdecydowanie mniejsze. Problem specyfikacji jest o tyle istotny, że rozszerzenia modeli ECM (1.14) lub (1.29) o dodatkowe zmienne oznaczają w istocie uzależnienie wahań kursów od determinant średnio- i krótkookresowych. Podobne uwagi można sformułować wobec badań opartych na modelach panelowych: zapewnienie spójności paneli polega na usunięciu z nich kursów niestacjonarnych i kursów o długich półokresach wygasania, co oznacza wyłączenie z analiz tych kursów realnych, których wahania w rozważanym okresie wynikają nie tyle z dostosowań do poziomu równowagi PPP co z oddziaływania czynników średnio- i krótkookresowych.

Powyższe wyjaśnienia niemożności jednoznacznego potwierdzenia hipotezy PPP nie mogą być uznane za w pełni przekonujące, gdyż przyjmuje się w nich poprawność założeń leżących u podstaw prawa jednej ceny. Szczególnie restrykcyjne i intuicyjnie niezrozumiałe jest założenie o nieistotnym wpływie kosztów arbitrażu. Przegląd najnowszych badań empirycznych wskazuje, że uchylene go prowadzi do konstrukcji nieliniowych wariantów modelu PPP i testów, w których hipotezy zakładające obecność pierwiastków jednostkowych są konfrontowane z alternatywami dopuszczającymi nieliniowość dostosowań. Wykorzystanie podejść nieliniowych w badaniach parytetu siły nabywczej walut jest omawiane szerzej w rozdziale II.

Rozdział II

PARYTET SIŁY NABYWCZEJ WALUT A KOSZTY TRANSAKCYJNE – PODEJŚCIE NIELINIOWE

Wprowadzenie

Uchylenie założenia o braku kosztów transakcyjnych w międzynarodowym arbitrażu cenowym prowadzi do zasadniczych zmian metod weryfikacji hipotezy parytetu siły nabywczej pieniądza. Analizy teoretyczne zawarte w cytowanych już pracach Dumasa (1992), Uppali (1993), Sercu i in. (1995) oraz O'Connell i Wei (1997) wskazują jednoznacznie, że w przypadku niezerowych kosztów transportu istnieje przedział wahań kursu realnego, w którym nie zachodzi arbitraż cenowy. Możliwe staje się rozróżnienie pomiędzy reżimem wewnętrznym, definiowanym przez przedział $(-\tilde{c}_i, \tilde{c}_j)$, w którym realny kurs walutowy może być generowany przez proces stochastyczny $I(1)$ lub proces wybuchowy $q_t = \rho_1 q_{t-1} + \varepsilon_t$, gdzie $\rho_1 > 1$, i reżimem zewnętrznym ($q < -\tilde{c}_i$ lub $q > \tilde{c}_j$), w którym – w przypadku prawdziwości hipotezy PPP – powinny być obserwowane dostosowania w kierunku przedziału bez arbitrażu $(-\tilde{c}_i, \tilde{c}_j)$. Konsekwencje uchylenia założenia o zerowych kosztach transakcyjnych są zatem bardzo poważne. W szczególności, konieczne staje się przeformułowanie hipotez badawczych: hipotezie zerowej, zakładającej zintegrowanie kursu realnego w stopniu pierwszym musi towarzyszyć alternatywa dopuszczająca nieliniowość dostosowań kursu do parytetu. Co więcej, istnienie wewnętrznego i zewnętrznego pasma wahań kursu realnego oznacza, że przedstawione w poprzednim rozdziale wyniki badań modeli liniowych zaczynają budzić wątpliwości nie tylko ze względu na błędnie formułowane hipotezy badawcze, ale również ze względu na potencjalne obciążenia estymatorów parametrów autoregresji, czego ostatecznym skutkiem może być pozorny charakter paradoksu długich półokresów wygasania.

Mocne podstawy do uchylenia założenia o braku kosztów transakcyjnych dają również wczesne badania prawa jednej ceny. Parsley i Wei (1996) weryfikują hipotezę LOP dla 51 indeksów cen w 48 miastach USA. Wyniki wskazują, że odległość geograficzna jest czynnikiem spowalniającym proces zrównywania

cen, a większe różnice cen wzmacniają arbitraż. Uwzględniając fakt, że badania koncentrują się na arbitrażu w granicach jednego kraju – co separuje wyniki estymacji od frykcji związanych z istnieniem barier celnych i wahaniami kursów nominalnych – wyniki Parsleya i Wei (1996) można interpretować na korzyść tezy o zaburzeniach arbitrażu cenowego wynikających ze zróżnicowanych kosztów transportu. Podobne wnioski formułują Engel i Rogers (1996) na podstawie analizy odchyżeń od poziomu LOP dla 14 indeksów cen w wybranych miastach USA i Kanady. Odległość geograficzna okazuje się czynnikiem decydującym o różnicach cen, gdy te ostatnie są analizowane w granicach wybranego kraju.

Przegląd najnowszych badań empirycznych wskazuje, że frykcje rynkowe, wynikające z niezerowych kosztów transakcyjnych, są obecnie postrzegane jako najważniejsza przyczyna niemożności potwierdzenia prawdziwości hipotezy PPP za pomocą liniowych testów pierwiastków jednostkowych. Omawiane w dalszej części rozdziału metody weryfikacji nieliniowego wariantu hipotezy PPP i uzyskiwane wyniki empiryczne wskazują jednak, iż wykorzystaniu modeli nieliniowych towarzyszy szereg istotnych pytań i wątpliwości. Szczególnie interesującym problemem jest określenie szerokości przedziału wahań kursów walutowych bez arbitrażu. Równie ważne jest pytanie o zmiany szybkości dostosowań kursu w reżimie zewnętrznym oraz pytanie o przyczyny potencjalnej asymetrii przedziału bez arbitrażu cenowego, tj. $|\tilde{c}_i| \neq \tilde{c}_j$, oraz pytanie o zróżnicowanie szybkości dostosowań nie tylko na skutek zmieniającej się skali dysparytetu, ale również jako konsekwencji różnych reakcji systemu na przewartościowanie i niedowartościowanie kursu realnego. Ważne jest wreszcie pytanie o to, czy wykorzystanie modeli nieliniowych rzeczywiście prowadzi do rozwiązania zagadki długich półokresów wygasania.

1. Progowe modele autoregresyjne TAR

Obecność kosztów transportu lub – poszerzając perspektywę – kosztów transakcyjnych sprawia, że weryfikacja prawa jednej ceny LOP i hipotezy PPP za pomocą alternatywnych wariantów liniowych modeli autoregresyjnych (1.14) i (1.29) budzi zasadnicze wątpliwości. Skutkiem istnienia przedziału zmienności kursu realnego, w którym obecność kosztów transakcyjnych uniemożliwia efektywny arbitraż, jest konieczność wyróżnienia dwóch reżimów. Pierwszy z nich jest definiowany przez koszty transakcyjne \tilde{C}_j , które powodują, że w przedziale $(-\tilde{c}_j, \tilde{c}_j)$ realny kurs sektorowy $q_{j,t} = b_t - p_{j,t} + p_{j,t}^*$ jest generowany przez ścieżkę losową. W drugim reżimie, gdy odchylenia $q_{j,t}$ od parytetu są większe

od kosztów transakcyjnych, pojawia się arbitraż korygujący nierównowagę, a kurs realny zaczyna grawitować w kierunku przedziału $(-\tilde{c}_j, \tilde{c}_j)$, co potwierdza prawo jednej ceny.

Wskazanie alternatywnych wobec równań (1.14) i (1.29) modeli kursów realnych nie jest kłopotliwe. Przedziałowy model progowej autoregresji (*band threshold autoregressive model*, B-TAR, np. Tsay, 1989; Tong, 1990):

$$\Delta q_{j,t} = \{(\tilde{\rho}_1^T - 1)(q_{j,t-1} - \tilde{c}_j)\} \cdot I(q_{j,t-D} > \tilde{c}_j) + \{(\tilde{\rho}_1^T - 1)(q_{j,t-1} + \tilde{c}_j)\} \cdot I(q_{j,t-D} < -\tilde{c}_j) + \varepsilon_{j,t} \quad (2.1)$$

gdzie I jest funkcją przyjmującą wartość 1, gdy spełniony jest warunek w nawiasie, 0 w pozostałych, $0 < \tilde{\rho}_1^T, \tilde{\rho}_1^T < 1$, D – parametr przesunięcia (*delay parameter*), $\varepsilon_{j,t} \sim n.i.d.(0, \sigma_{\varepsilon(j)}^2)$, pozwala na jednoczesną analizę przypadku, gdy w symetrycznym przedziale $(-\tilde{c}_j, \tilde{c}_j)$ kurs realny jest ścieżką losową, zaś na zewnątrz $(-\tilde{c}_j, \tilde{c}_j)$ jest zmienną stacjonarną.

Prace Michaela i in. (1994) oraz Obstfelda i Taylora (1997) zawierają przykłady najwcześniejszych badań, w których podjęto próbę wykorzystania modelu B-TAR (2.1) do analizy prawa jednej ceny na wybranych rynkach (pszenicy, odzieży, żywności, paliw). W obu opracowaniach potwierdzany jest potencjalny wpływ kosztów transakcyjnych. W szczególności, Obstfeld i Taylor (1997) szacują, że przeciętne odchylenia kursów realnych q_j najważniejszych walut światowych względem dolara USA wynoszą 7–10%. Jest to wynik w przybliżeniu odpowiadający różnicy między wartością światowego importu w warunkach CIF (tj. po uwzględnieniu kosztów transportu i ubezpieczeń) a wartością eksportu w warunkach FOB, która może być interpretowana jako przybliżony szacunek kosztów transakcyjnych w handlu światowym. Jednocześnie wykorzystanie modeli TAR prowadzi do istotnego obniżenia szacunków półokresów wygasania, które w przypadku kursów urealnianych agregatowymi indeksami cen spada do około 12 miesięcy, podczas gdy w liniowym modelu AR(1) zawiera się w przedziale 20–40 miesięcy. Najpoważniejsze zastrzeżenia wobec wniosków formułowanych w pracach Michaela i in. (1994) i Obstfelda i Taylora (1997) wynikają stąd, że nie wspierają ich formalne procedury testowe. W szczególności nie są weryfikowane hipotezy konfrontujące liniowość procesów generujących kursy realne z procesami nieliniowymi TAR, co można wprawdzie tłumaczyć tym, że odpowiednie testy liniowości zostały zaproponowane dopiero przez Hansena (1997, 1999), ale co jednocześnie sprawia, że wnioski formułowane w obu pracach mogą budzić wątpliwości. Te ostatnie są nieco mniejsze, gdy wyniki uzyskane przez Michaela i in. (1994) i Obstfelda i Taylora

(1997) porównamy z bardzo podobnymi wnioskami Sarno i in. (2004), gdzie liniowość q_j jest już testowana.

Sarno i in. (2004) wykorzystują następujący wariant modelu B-TAR

$$\begin{aligned} \Delta q_{j,t} = & \{(\rho_1^T - 1)(q_{j,t-1} - \tilde{c}_j) + \sum_{s=2}^S \rho_s^T (q_{j,t-s} - \tilde{c}_j)\} \cdot I(q_{j,t-D} > \tilde{c}_j) + \\ & + \{\sum_{s=1}^{S-1} \gamma_s \Delta q_{j,t-s}\} \cdot I(-\tilde{c}_j < q_{j,t-D} < \tilde{c}_j) + \\ & + \{(\rho_1^T - 1)(q_{j,t-1} + \tilde{c}_j) + \sum_{s=2}^S \rho_s^T (q_{j,t-s} + \tilde{c}_j)\} \cdot I(q_{j,t-D} < -\tilde{c}_j) + \varepsilon_{j,t} \end{aligned} \quad (2.2)$$

do analizy kursów funta szterlinga, marki niemieckiej, franka francuskiego, lira i jena do dolara USA. Badanie obejmuje próbę kwartalną 1974:1–1993:4, a kursy sektorowe są urealniane za pomocą interpolowanych na podstawie danych rocznych deflatorów wartości dodanej brutto w 9 grupach towarowych. Zgodnie z rekomendacjami Hansena (1997) estymacji parametrów dokonano warunkowo względem różnych kombinacji przesunięcia D i kosztów \tilde{c}_j , które – z założenia – nie przekraczały 20% wartości wymienianych towarów; opóźnienie S ustalono arbitralnie na poziomie 8 kwartałów. Podstawą decyzji o odrzuceniu hipotezy zerowej zakładającej specyfikację liniową na rzecz modelu (2.2) był test Hansena (1997), w którym porównano najmniejszą, warunkową względem parametrów \tilde{c}_j i D , wariancję reszt w modelu B-TAR z wariancją składnika losowego w modelu liniowym.

Wnioski płynące z badań Sarno i in. (2004) są następujące: po pierwsze, w reżimie zewnętrznym oszacowania półokresów wygasania są wyraźnie mniejsze od 3–5-letnich wielkości konsensowych K. Rogoffa. Oceny HL dla kursów walut europejskich mieszczą się w przedziale od 4,8 do 5,7 kwartału (odpowiednio dla funta i lira), podczas gdy w przypadku jena są zdecydowanie większe i przekraczają 2,5 roku. Po drugie, oszacowania kosztów transportu są różne dla różnych krajów i różne dla poszczególnych grup towarowych. Uwagę zwraca fakt, iż, podobnie jak w badaniach Obstfelda i Taylora (1997), najmniejsze koszty transportu są identyfikowane w modelu JPY/USD, a oszacowania dla krajów europejskich są zbliżone. Po trzecie, dość zaskakującym wynikiem są duże wartości parametrów przesunięcia – tylko w 6 przypadkach na 43 analizowane jest on równy 1, podczas gdy aż w 8 modelach przyjmuje największą z rozważanych wartości (2 lata), a średnia wartość przesunięcia we wszystkich modelach wynosi w przybliżeniu półtora roku. Sarno i in. (2004) wskazują na trudności interpretacyjne, które pojawiają się, gdy oceny D są wyraźnie większe od jedności, gdyż taki wynik wskazywałby na istnienie znaczących opóźnień z jakim podmioty gospodarcze reagowałyby na odchylenia od LOP (w rozważanych modelach 4–6 kwartałów).

Choć Sarno i in. (2004) jest jedną z najważniejszych i najczęściej przywoływanych prac, w których do analizy realnych kursów walutowych stosowane są modele progowej autoregresji, a prezentowane w niej wnioski są równie często interpretowane jako bliskie ostatecznemu rozwiązaniu obu paradoksów PPP, to nieco bliższa analiza wyników pozwala na sformułowanie przynajmniej trzech dość istotnych wątpliwości. Po pierwsze, interpretacja, zgodnie z którą duże przesunięcia D wynikają z opóźnień w reakcjach podmiotów gospodarczych na dysparytety kursów sektorowych jest niesatysfakcjonująca, gdyż nie identyfikuje *explicite* mechanizmów odpowiedzialnych za opóźnienia. W szczególności nie jest jasne czy paradoks dużych oszacowań HL wynika wyłącznie z niezerowych kosztów transakcyjnych, czy też stąd, że przy próbach jego wyjaśnienia należy dodatkowo uwzględnić – na przykład – mechanizmy typowe dla strategii *pricing-to-market* i czy w związku z tym nieliniowość nie jest skutkiem pominięcia ważnych zmiennych objaśniających. Po drugie, twierdzenie Sarno i in. (2004), że implementacja modeli TAR w analizach kursów realnych pozwala na obniżenie ocen HL, co przybliży nas do wyjaśnienia pierwszego paradoksu PPP, jest dyskusyjne, gdyż szacunki HL całkowicie ignorują przesunięcie D , z jakim kurs zaczyna reagować na odchylenia od parytetu. Przybliżona kalkulacja polegająca na zsumowaniu ocen HL i przesunięć D prowadzi do wniosku, że dostosowania kursów przebiegają znacznie wolniej. Po trzecie, zastrzeżenia budzi specyfikacja modelu B-TAR wykorzystanego w testach, gdyż równanie (2.2) zawiera kilka restrykcji. Zauważmy, że jego uogólnieniem jest model SETAR (*self-exciting threshold autoregressive model*), w którym wartość progowa \tilde{c}_j jest powiązana z opóźnieniem zmiennej endogenicznej:

$$\begin{aligned} \Delta q_{j,t} = & \{(\rho_1^{T(1)} - 1)(q_{j,t-1} - \tilde{c}_j) + \sum_{s=1}^{S-1} \gamma_{1,s} \Delta q_{j,t-s} + \mu_1\} \cdot I(q_{j,t-D} > \tilde{c}_j) + \\ & + \{(\rho_1^{T(2)} - 1)q_{j,t-1} + \sum_{s=1}^{S-1} \gamma_{2,s} \Delta q_{j,t-s} + \mu_2\} \cdot I(-\tilde{c}_j < q_{j,t-D} < \tilde{c}_j) + \\ & + \{(\rho_1^{T(3)} - 1)(q_{j,t-1} + \tilde{c}_j) + \sum_{s=1}^{S-1} \gamma_{3,s} \Delta q_{j,t-s} + \mu_3\} \cdot I(q_{j,t-D} < -\tilde{c}_j) + \varepsilon_{j,t} \end{aligned} \quad (2.3)$$

gdzie dla uproszczenia sumy parametrów ρ_s^T w (2.2) oznaczono jako $\rho_1^{T(1)}$, $\rho_1^{T(2)}$ i $\rho_1^{T(3)}$. Porównanie modeli (2.2) i (2.3) wskazuje, że wyniki Sarno i in. (2004) uzyskano przy dodatkowych założeniach. Najważniejsze z nich, $\rho_1^{T(2)} = 1$ i $\mu_2 = 0$, zapewniają, że wszystkie regresory równania modelu (2.2) są stacjonarne i wnioskowanie o liniowości można prowadzić za pomocą testu Hansena (1997), ale oznaczają również to, że konkluzje o nieliniowości dostosowań mają charakter warunkowy względem (nietestowanego) założenia o ich przyrostostacjonarności w reżimie wewnętrznym o stałych granicach wyznaczanych przez przedział $(-\tilde{c}_j, \tilde{c}_j)$. Rozwiązanie zaproponowane w pracy Beca i in. (2004a) nie

zawiera przedstawionych ograniczeń. Procedura składa się z dwóch etapów, w których testowane są kolejno (i) obecność pierwiastka jednostkowego $\rho_1^{T(1)} = \rho_1^{T(2)} = \rho_1^{T(3)} = 1$, a po jej odrzuceniu (ii) hipoteza zakładająca liniowość procesu autoregresyjnego generującego kursy realne, tj. $\rho_1^{T(1)} = \rho_1^{T(2)} = \rho_1^{T(3)} = 1$ i $\gamma_{1,s} = \gamma_{2,s} = \gamma_{3,s}$ ($s = 1, 2, \dots, S-1$) oraz $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = 0$. Bec i in. (2004a) wskazują, że ograniczenie analizy tylko do drugiej hipotezy (co w niewielkim uproszczeniu odpowiada rozwiązaniom przyjętym przez Obstfelda i Taylora, 1997, oraz Sarno i in., 2004), może prowadzić do sytuacji, w której zostanie ona odrzucona, gdyż proces generujący kurs realny q_j jest rzeczywiście nieliniowy, ale jednocześnie może być niestacjonarny. Z tej perspektywy badania Obstfelda i Taylora (1997) oraz Sarno i in. (2004) można uznać za niekompletne, co osłabia formułowane na ich podstawie wnioski.

Modele TAR są wykorzystywane również w analizach parytetu siły nabywczej walut. W cytowanej pracy Beca i in. (2004a) przedstawiono wyniki zastosowania dwuetapowej procedury testowej w badaniach dwóch grup kursów realnych: (i) dolara kanadyjskiego, funta szterlinga, marki niemieckiej, franka francuskiego i lira względem dolara USA (próba miesięczna 1973:09–2000:09, CPI) oraz (ii) franka francuskiego i belgijskiego, lira, guldena, pesety i escudo względem marki niemieckiej (próba 1973:09–1998:12, CPI). Wyniki są o tyle interesujące, że testy pierwiastków jednostkowych wskazują na stacjonarność tylko 5 spośród 11 kursów i w żadnym przypadku nie jest to kurs realny względem dolara USA (gdy walutą odniesienia jest marka niemiecka, obecności pierwiastka jednostkowego nie można odrzucić tylko w przypadku portugalskiego escudo). Taki wynik może podważać zasadność restrykcji $\rho_1^{T(2)} = 1$ przyjmowanej przez Obstfelda i Taylora (1997) oraz Sarno i in. (2004) nawet po uwzględnieniu różnic między danymi wykorzystanymi w cytowanych pracach. Przeprowadzone w drugim etapie testy liniowości w modelach kursów stacjonarnych potwierdzają istnienie podstaw do rozważenia modeli SETAR, a wyniki estymacji prowadzą do dwóch istotnych wniosków. Po pierwsze, restrykcje sprowadzające model SETAR (2.3) do modelu B-TAR są w badaniach Beca i in. (2004a) odrzucane. Taki wynik pozwala sformułować tezę, iż nałożenie restrykcji $\rho_1^{T(1)} = \rho_1^{T(3)}$, $\mu_1 = -\mu_3$ i $\gamma_{1,s} = \gamma_{3,s}$ może prowadzić do sytuacji, w której obecność pierwiastka jednostkowego jest testowana wobec zbyt wąsko definiovanych alternatyw, a to z kolei może zbyt często prowadzić do wniosku o niestacjonarności kursów realnych. Po drugie, analiza częstości z jaką stacjonarne kursy realne znajdują się na zewnątrz pasma kosztów transakcyjnych pozwala stwierdzić, że reżim zewnętrzny jest zazwyczaj identyfikowany w tych okresach, w których miały miejsce poważniejsze szoki popytowe lub ataki spekulacyjne na poszczególne waluty. Bec i in. (2004a) wskazują, że „wypchnięcia”

kursów realnych poza pasmo bez arbitrażu obserwowano w latach 1973–1979, tuż po załamaniu systemu Bretton-Woods i gdy miały miejsce szoki naftowe, oraz w latach kryzysu Europejskiego Systemu Walutowego 1992–1996. Takie wyniki prowadzą do pytania o wpływ obserwacji nietypowych na wyniki uzyskiwane na podstawie modeli TAR.

Naszkiecowane wyżej ograniczenia sprawiają, że badania kursów realnych za pomocą modeli TAR nie są w ostatnich latach nurtem dominującym. Do wyjątków zaliczyć można najnowsze prace Wu i Chen (2008) oraz Nakagawy (2010), w których progowe modele wektorowej korekty błędem (*threshold vector error correction model*, T-VEC, por. Balke i Fomby, 1997) są nie tyle wykorzystywane do weryfikacji hipotezy PPP, ile służą raczej do oceny proporcji w jakich odchylenia kursów realnych od ścieżki PPP są niwelowane poprzez dostosowania cen i kursów nominalnych. Idea zastosowania modeli T-VEC jest bardzo prosta: jeśli w reżimie zewnętrznym realny kurs walutowy jest stacjonarny, to kurs nominalny b i ceny relatywne $p - p^*$ muszą być skointegrowane, a ponieważ znane są wtedy obie składowe wektora kointegrującego $\beta = [1, -1]$, to można oszacować, która ze zmiennych – kurs nominalny czy ceny relatywne – reaguje szybciej na odchylenia kursu realnego od pasma $(-\tilde{c}_j, \tilde{c}_j)$. Choć Wu i Chen (2008) analizują kursy miesięczne tylko 6 walut europejskich względem marki niemieckiej w okresie 1973:04–1998:12, podczas gdy Nakagawa (2010) bada kursy realne aż 23 walut względem dolara USA (deflowane CPI oraz indeksami zdezagregowanymi wykorzystywanymi przez Obstfelda i Taylora, 1997), tj. CPI dla odzieży, żywności i paliw w okresie 1980:01–1995:12, to najważniejsze wnioski płynące z obu badań są zbieżne. I tak, w większości przypadków powrót kursów realnych w kierunku pasma $(-\tilde{c}_j, \tilde{c}_j)$ następuje dzięki dostosowaniom kursów nominalnych niezależnie od źródeł szoku (kursowego lub cenowego). Wyniki estymacji wskazują, że półokresy wygasania kursu nominalnego są wówczas zbliżone do (wyznaczanych niezależnie) oszacowań HL dla kursów realnych¹. Jeśli jednak powrót kursów realnych w kierunku pasma $(-\tilde{c}_j, \tilde{c}_j)$ następuje przede wszystkim na skutek dostosowań cen relatywnych, to półokresy wygasania okazują się wyraźnie krótsze niż w przypadku dostosowań kursu nominalnego. Wu i Chen (2008) podkreślają, że ten ostatni wyniki jest sprzeczny z powszechnym poglądem, iż sztywności nominalne są jedną z najważniejszych przyczyn długich półokresów wygasania kursów realnych.

¹ Wu i Chen (2008) szacują HL na poziomie nieprzekraczającym 2,5 roku, zaś Nakagawa (2010) uzyskuje półokresy wygasania od pół roku do 2 lat.

2. Wykładnicze modele autoregresyjne ESTAR

Wykorzystanie modeli TAR w analizach parytetu siły nabywczej walut może być kwestionowane ze względu na konieczność przyjęcia szeregu dość restrykcyjnych założeń. Zauważmy, że wykorzystanie modeli progowych TAR do weryfikacji prawa jednej ceny jest uzasadnione tylko wtedy, gdy relacja między kosztami transakcyjnymi a relatywnymi cenami jest w przybliżeniu stała w czasie i możliwa jest tym samym precyzyjna estymacja wartości progowych \tilde{c}_j . W szczególnych przypadkach, gdy analiza koncentruje się na cenach wybranych towarów lub ich grup, założenie to może być spełnione, jednak jego przyjęcie przy weryfikacji hipotezy PPP sprawia, że stałość relacji ceny/koszty transakcyjne zaczyna budzić poważne wątpliwości. Te ostatnie wynikają m.in. ze zmieniających się struktur koszyków konsumenta i/lub producenta i różnic w kosztach arbitrażu międzynarodowego dla różnych towarów. Można wskazać na szereg innych, równie przekonujących argumentów uzasadniających zastąpienie modeli TAR podejściami, w których przejście między reżimami jest gładkie. Dumas (1994) podkreśla znacznie agregacji danych w czasie, która nawet w przypadku weryfikacji LOP stawia pod znakiem zapytania użyteczność modeli zakładających dyskretną zmianę reżimów. Sarno i Taylor (2002a, s. 68, 2002b) zauważają, że wykorzystanie modeli progowych w analizie PPP jest uzasadnione tylko wtedy, gdy firmy biorące udział w arbitrażu są homogeniczne, a wymieniane towary identyczne. Michael i in. (1997) wskazują z kolei, że nawet w przypadku homogenicznych firm, prawdopodobieństwo podjęcia przez nie identycznych decyzji w tym samym czasie jest małe (por. Baum i in., 2001).

Przedstawione ograniczenia modeli TAR sprawiają, że rozwiązaniem cieszącym się większą popularnością w analizach parytetu siły nabywczej walut są wykładnicze autoregresyjne modele gładkiego przejścia – modele STAR (*exponential smooth transition autoregressive model*, ESTAR; Granger i Teräsvirta, 1993; van Dijk i in., 2002; szerokie omówienia w: Bruzda, 2007; także: Maciejewska, 2005, 2006; Welfe, 2009, s.182–185):

$$\Delta q_t = \{(\rho_1 - 1)q_{t-1} + \sum_{s=1}^{S-1} \gamma_s \Delta q_{t-s}\} + \{(\tilde{\rho}_1 - 1)q_{t-1} + \sum_{s=1}^{S-1} \tilde{\gamma}_s \Delta q_{t-s}\} \cdot G(\theta_1; c_1) + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

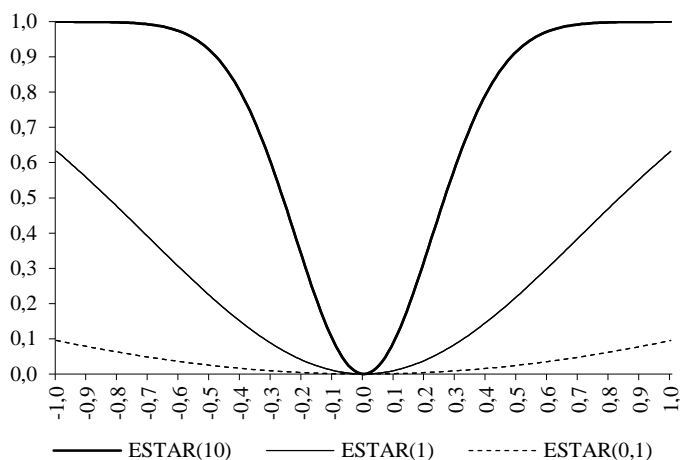
gdzie: $\varepsilon_t \sim n.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$. O własnościach modelu (2.4) współtrozstrzygają własności funkcji przejścia G . Wykładnicza funkcja przejścia

$$G(\theta_1; c_1) = 1 - \exp(-\theta_1(q_{t-D} - c_1)^2) \quad (2.5)$$

gdzie: $\theta_1 > 0$, definiuje dwa reżimy walutowe, których pojawienie się jest determinowane przez odchylenia kursu realnego q (z przesunięciem D) od stałej c_1 :

$$G(\theta_1; c_1) = \begin{cases} 0 & \text{dla } \{q_{t-D} - c_1\} = 0 \\ 1 & \text{dla } \{q_{t-D} - c_1\} \rightarrow \pm\infty \end{cases} \quad (2.6)$$

co zilustrowano na rysunku 2.1 dla $c_1 = 0$ i parametru θ_1 przyjmującego kolejno wartości 10, 1 i 0,1.



Rysunek 2.1. Wykładnicza funkcja przejścia ESTAR $G(\theta_1; 0)$

Źródło: opracowanie własne (dotyczy wszystkich rysunków).

Reżim wewnętrzny jest definiowany dla $q - c_1 = 0$. Łatwo zauważyć, że w tym przypadku proces generujący kurs realny jest następujący:

$$\Delta q_t = (\rho_1 - 1)q_{t-1} + \sum_{s=1}^{S-1} \gamma_s \Delta q_{t-s} + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

natomiast w reżimie zewnętrznym, gdy $\{q_{t-D} - c_1\} \rightarrow \pm\infty$ kurs jest realizacją procesu:

$$\Delta q_t = \{(\rho_1 - 1) + (\tilde{\rho}_1 - 1)\}q_{t-1} + \sum_{s=1}^{S-1} \gamma_s \Delta q_{t-s} + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

W empirycznych analizach kursów realnych interesujące są dwa przypadki modelu ESTAR. W pierwszym, gdy $\rho_1 - 1 = 0$, równanie (2.7) redukuje się do

modelu ścieżki losowej. Kurs realny jest wówczas przyrostostacjonarny w punkcie $q - c_1 = 0$. Przyjmując dalej, że c_1 jest kursem równowagi, która w modelu PPP jest identyfikowana dla $q = 0$, łatwo zauważyć, że model (2.4)–(2.5) opisuje przypadek, gdy przybliżanie się kursu realnego do punktu równowagi będzie w coraz większym stopniu utrudniało potwierdzenie prawdziwości parytetu siły nabywczej walut.

Ilustrację drugiego skrajnego przypadku przedstawiono na rys. 2.1, przyjmując $\theta_1 = 10$. Dla modułów odchyłeń zmiennej transformacji przekraczających w przybliżeniu 0,75 następuje pełne przejście do reżimu zewnętrznego, w którym kurs realny jest generowany przez proces (2.8). Implikacje tej własności modelu ESTAR w analizie kursów realnych są istotne. Po pierwsze, prowadzi ona do zredefiniowania warunków jego stacjonarności, gdyż nawet w przypadku przyrostostacjonarności kursu realnego w punkcie równowagi, będzie on nadal globalnie stacjonarny, jeśli tylko spełniony jest warunek:

$$(\rho_1 - 1) + (\tilde{\rho}_1 - 1) < 0 \quad (2.9)$$

Co więcej, warunek stacjonarności (2.9) nie ulegnie zmianie, gdy proces generujący kurs realny w otoczeniu punktu równowagi będzie miał charakter wybuchowy, $\rho > 1$. Po drugie, łączne rozważenie parametrów $\rho_1 - 1$ i $\tilde{\rho}_1 - 1$ pozwala na identyfikację warunku:

$$1 - (\rho_1 - 1) = -(\tilde{\rho}_1 - 1) \quad (2.10)$$

który przy założeniu $\rho_1 - 1 = 0$ redukuje proces generujący kurs realny do białego szumu, $q_t = \varepsilon_t$. Po trzecie, uogólnienie analizy własności procesów generujących kursy realne na nieliniowe modele ESTAR pozwala na przynajmniej częściowe wyjaśnienie przyczyn, dla których wykorzystanie liniowych testów ADF (1.29) jest rozwiązaniem niewystarczającym. Michael i in. (1997) wskazują, że w modelu liniowym (1.29) wartość parametru autoregresji będzie zawierać się w przedziale określanym przez parametry $\rho_1 + \tilde{\rho}_1$ i ρ_1 , a to oznacza, że ocena ρ_1 w teście liniowym ADF będzie bliższa zera niż ocena $\rho_1 + \tilde{\rho}_1$, na podstawie której należałoby wyznaczyć wartość sprawdzianu ADF dającego podstawy do odrzucenia hipotezy pierwiastka jednostkowego.

Ostatnim wątkiem, który należy podjąć przed omówieniem empirycznych zastosowań modeli ESTAR w analizach kursów realnych, są oczekiwania w odniesieniu do oceny parametru przejścia θ_1 . I w tym przypadku łatwo zauważyć, że θ_1 współokreśla wartości parametrów korekty błędem w modelu (2.4) zgodnie z formułą $\rho_1 + \tilde{\rho}_1 G(\theta_1; c_1)$, a w przypadku przyrostostacjonarności kursu realnego w punkcie $q = 0$ zgodnie z formułą $\tilde{\rho}_1 G(\theta_1; c_1)$. Jednocześnie

analiza funkcji $G(\theta_1; c_1)$ dla różnych wartości parametru θ_1 prowadzi do trzech spostrzeżeń:

- im mniejsza jest ocena parametru θ_1 , tym szerszy jest przedział, który można uznać za bezpośrednie otoczenie punktu równowagi $q = 0$ i w którym własności kursu realnego mogą być empirycznie nieodróżnialne od ścieżki losowej;
- małe wartości θ_1 implikują, iż w danej próbie może być niemożliwa identyfikacja tych przedziałów zmienności kursu realnego, w których jest on generowany przez proces stacjonarny, co nie zmienia faktu, że kurs jest globalnie stacjonarny;
- przy danym θ_1 wartość parametru korekty błędem jest zależna od odchylenia kursu realnego od jego poziomu równowagi – równowazenie kursu wokół poziomu zgodnego z parytetem siły nabywczej walut jest tym silniejsze, im większy jest dysparytet, a wartości parametrów korekty błędem zmieniają się jednocześnie ze zmianami dysparytetu.

Wobec najwcześniejszych zastosowań modeli ESTAR w analizie parytetu siły nabywczej walut (Michael i in., 1997; Baum i in., 2001; Taylor i in., 2001; Kilian i Taylor, 2003; także: Taylor i Peel, 2000 dla modelu monetarnego) można sformułować zastrzeżenia analogiczne do podnoszonych już w odniesieniu do wczesnych zastosowań modeli TAR: analizy są prowadzone przy założeniu, iż kursy realne są stacjonarne wokół ścieżki opisywanej przez model ESTAR. Ponieważ procedura nie obejmuje wówczas testu pierwiastka jednostkowego wobec alternatywy, którą jest model ESTAR, analizy koncentrują się na testach liniowości. Pierwszy krok analizy obejmuje ustalenie optymalnego opóźnienia S , co jest najczęściej dokonywane zgodnie z rekomendacjami Teräsvirta (1994) na podstawie analizy funkcji autokorelacji cząstkowej (*partial autocorrelation function*, PACF). W przeciwieństwie do standardowych kryteriów selekcji modeli (najczęściej Akaike, 1974 i Schwarza, 1978) zastosowanie PACF pozwala uniknąć sytuacji, w której S jest niedoszacowane, co jest o tyle istotne, że nieusunięta autokorelacja reszt w modelu AR obniża moc testów liniowości (np. Maciejewska, 2006). Wybór przesunięcia odbywa się zgodnie z zaleceniami Tsaya (1989) na drodze przeszukiwań (*grid search*) po alternatywnych wartościach D i jest prowadzony jednocześnie z testami liniowości – przesunięcie jest ustalane na poziomie, przy którym podstawy do odrzucenia liniowości są najmocniejsze. W testach liniowości wykorzystywana jest regresja pomocnicza (por. Teräsvirta, 1994):

$$q_t = \phi_{00} + \sum_{s=1}^S (\phi_{0s} q_{t-s} + \phi_{1s} q_{t-s} q_{t-D} + \phi_{2s} q_{t-s}^2 q_{t-D}) + \eta_t \quad (2.11)$$

będąca rozwinięciem modelu (2.4) w szereg Taylora w otoczeniu punktu $\theta_1 = 0$.

Za pomocą testu mnożnika Lagrange'a testowana jest hipoteza:

$$\phi_{1s} = \phi_{2s} = 0 \text{ dla } s = 1, \dots, S \quad (2.12)$$

której odrzucenie jest przesłanką do rozważania modelu ESTAR.

Michael i in. (1997) analizują dwa zestawy danych, tj. 6 par miesięcznych kursów pomiędzy dolarem USA, funtem szterlingiem, frankiem francuskim i marką niemiecką w próbie miesięcznej 1921:01–1925:05 deflowanych indeksami cen hurtowych WPI oraz kurs funta szterlinga względem dolara (1791–1992) i franka (1802–1992). We wszystkich przypadkach odrzucana jest linio-wość procesów autoregresyjnych. Jednocześnie testowane są restrykcje, których pośrednio uzasadniają konstrukcję modeli ESTAR (2.4)–(2.5). W pierwszym kroku testowana jest restrykcja $c_1 = 0$. Jej spełnienie oznacza, że dostosowania kursu realnego przebiegają istotnie wokół poziomu wyznaczanego przez model PPP. Brak podstaw do odrzucenia hipotezy $1 - (\rho_1 - 1) = -(\tilde{\rho}_1 - 1)$ i $\gamma_s = -\tilde{\gamma}_s$ dla $s = 1, \dots, S$ jest z kolei równoważny potwierdzeniu tezy, iż w reżimie zewnętrznym kurs realny jest stacjonarny. Jeśli w następnym kroku nie jest możliwe odrzucenie restrykcji $\rho_1 - 1 = 0$, to potwierdzenie znajduje teza, iż w reżimie wewnętrznym kurs realny jest ścieżką losową. Wyniki otrzymane przez Michaela i in. (1997) potwierdzają, że w żadnym z rozważanych przypadków powyższe hipotezy nie są odrzucane. Badania Taylora i in. (2001) są także prowadzone przy założeniu stacjonarności kursów wokół nieliniowej trajektorii opisywanej przez model ESTAR. Analizowane są kursy 4 najważniejszych walut światowych względem dolara USA w próbie 1973:01–1996:12, a głównym wątkiem badań są szacunki półokresów wygasania. Oszacowanie HL w modelach nieliniowych jest problemem złożonym, gdyż dostosowania kursów realnych zależą jednocześnie od skali szoku, poziomu kursu realnego w okresie, w którym następuje szok i od skali szoków, które następują w przyszłych okresach. Dlatego też wyznaczenie półokresów wygasania jest możliwe wyłącznie za pomocą dynamicznych symulacji stochastycznych (np. Koop i in., 1996). Wyniki eksperymentów Taylora i in. (2001) na podstawie 4 modeli ESTAR wskazują na podobne zachowanie kursów marki i funta szterlinga: w przypadku zaburzenia wynoszącego 40% poziomu kursu realnego średnia wartość HL jest mniejsza od 1 roku, dla szoków rzędu 5–10% przekracza 2 lata, zaś dla zaburzenia jednoprocentowego jest zbliżona do 3 lat. Kursy realne franka francuskiego i jena charakteryzują się nieco większą sztywnością – półokresy wygasania wynoszą 13–14 miesięcy dla zaburzenia rzędu 40% i ok. 3,5 roku, gdy rozważany jest szok jednoprocentowy. Schnatz (2006) prezentuje wyniki analizy ESTAR dla realnego efektywnego kursu euro i kursów realnych euro (do roku

1998 koszyka walut tworzących „syntetyczne” euro) względem dolara USA i funta szterlinga w próbie kwartalnej 1980:1–2006:2. Wnioski są zbieżne z formułowanymi przez Taylora i in. (2001) – średnie półokresy wygasania oscylują wokół 4 lat, ale w okresach największych odchyżeń kursów realnych od średnich maleją do 3 kwartałów.

3. Nieliniowe testy pierwiastków jednostkowych

Problem formalnego testowania hipotezy o obecności pierwiastka jednostkowego wobec alternatywy zakładającej poprawność modelu ESTAR jest podejmowany w pracy Kapetaniosa i in. (2003) (dalej: test KSS). Przy założeniu, że w reżimie wewnętrznym (tj. w punkcie $c_1 = 0$ i jego najbliższym otoczeniu) kurs realny jest przyrostostacjonarny ($\rho_1 = 1$), model (2.4)–(2.5) redukuje się do postaci (dla $D = 1$):

$$\Delta q_t = (\tilde{\rho}_1 - 1)q_{t-1} \cdot \{1 - \exp(-\theta_1 q_{t-1}^2)\} + \varepsilon_t \quad (2.13)$$

Kapetanios i in. (2003) zauważają, że test pierwiastka jednostkowego sprowadza się wówczas do testowania hipotezy $\theta_1 = 0$ (wobec alternatywy $\theta_1 > 0$), gdyż w takim przypadku równanie (2.13) opisujące zachowanie kursu realnego w reżimie zewnętrznym redukuje się do ścieżki losowej, a to oznaczałoby, że ta ostatnia opisuje kurs realny w obu reżimach. Przeprowadzenie bezpośredniego testu hipotezy $\theta_1 = 0$ nie jest jednak możliwe ze względu na nieidentyfikowalność parametru $\tilde{\rho}_1$. I w tym przypadku rozwiązaniem jest rozwinięcie funkcji (2.13) w szereg Taylora co po uwzględnieniu opóźnień prowadzi do następującej regresji pomocniczej:

$$\Delta q_t = \alpha_1^{KSS} q_{t-1}^3 + \sum_{s=1}^{S-1} \tilde{\gamma}_s \Delta q_{t-s} + \varepsilon_t \quad (2.14)$$

W teście $\alpha_1^{KSS} = 0$ wobec hipotezy $\alpha_1^{KSS} < 0$ (tj. stacjonarności w reżimie zewnętrznym) wykorzystywany jest iloraz $t_{KSS} = \hat{\alpha}_1^{KSS} / \hat{\sigma}(\hat{\alpha}_1^{KSS})$; wartości krytyczne – podobnie jak w teście ADF – są wyznaczane symulacyjnie.

Prostota testu KSS sprawia, że jest on obecnie jednym z najpowszechniej stosowanych narzędzi w analizach stacjonarności kursów realnych. Kapetanios i in. (2003) prezentują zastosowanie testu KSS w badaniach stacjonarności 10 realnych kursów walutowych względem dolara USA (próba 1957:1–1998:4, CPI). Jak wynika z przeprowadzonych badań, wykorzystanie liniowych testów ADF prowadzi do odrzucenia hipotezy o obecności pierwiastka jednostkowego tylko w dwóch przypadkach, podczas gdy test KSS pozwala na identyfikację 6

kursów globalnie stacjonarnych. Bahmani-Oskooee i in. (2007) analizują 25 kursów realnych względem dolara USA (1973:01–2005:09) i w 14 przypadkach odrzucają hipotezę zerową. Podobne wyniki zawiera praca Wu i Lee (2008), gdzie niestacjonarność kursów realnych jest odrzucana w przypadku większości walut krajów rozwiniętych i w niektórych przypadkach kursów walut krajów rozwijających się. Arghyrou i Gregoriou (2008) proponują korektę wartości krytycznych testu KSS w celu uwzględnienia potencjalnych odchyżeń rozkładu składnika losowego ε od rozkładu normalnego, ale i w takim przypadku obecność pierwiastków jednostkowego w większości kursów walut krajów G7 i kursie euro względem dolara USA jest zazwyczaj odrzucana (11 wariantów na 14 analizowanych, próba miesięczna i kwartalna 1973–2005). Z kolei Tsong (2011) sugeruje uogólnienie testu KSS polegające na uwzględnieniu zmiennych stacjonarnych x_k^C (covariates), $k=1, \dots, K$, skorelowanych ze składnikiem losowym ε w równaniu (2.14):

$$\Delta q_t = \alpha_1^{KSS} q_{t-1}^3 + \sum_{s=1}^{S-1} \tilde{\gamma}_s \Delta q_{t-s} + \sum_{k=1}^K \kappa_k x_{k,t}^C + \varepsilon_t \quad (2.15)$$

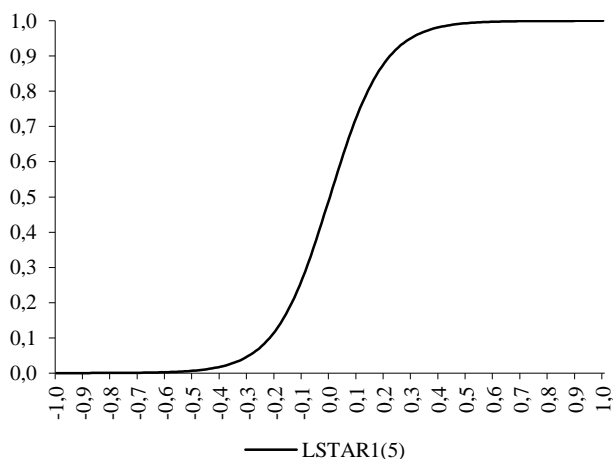
Badane są własności kursów realnych 15 walut największych krajów azjatyckich względem dolara USA (próba 1973:1–2007:4, CPI), a rolę x_k pełni inflacja krajowa lub inflacja w USA. W 13 przypadkach Tsong (2011) znajduje podstawy do odrzucenia hipotezy o obecności pierwiastka jednostkowego.

Praktyczne wykorzystanie testu KSS wiąże się z przyjęciem kilku dodatkowych założeń. Po pierwsze, Kapetanios i in. (2003) zauważają, że moc testu KSS jest mniejsza w porównaniu z mocą testu ADF w otoczeniu zera, tj. w tych przedziałach zmienności kursów realnych, w których ta ostatnia jest dobrze opisywana przez ścieżkę losową. To oznacza, że odrzucenie hipotezy zerowej w teście KSS wymaga obecności w próbie pewnej minimalnej liczby obserwacji odpowiednio oddalonych od zera, a to z kolei może prowadzić do pytań o wrażliwość testu KSS na obecność relatywnie małej liczby obserwacji nietypowych. Po drugie, test KSS jest konstruowany przy założeniu $D=1$ co w przypadku wykorzystania danych o wyższej częstotliwości może być rozwiązaniem nadmiernie restrykcyjnym. Norman (2009) wykazuje wprawdzie, że dla różnych przesunięć sprawdziany testu KSS są zbieżne do tego samego rozkładu, ale podkreśla jednocześnie, iż moc testu KSS jest mniejsza, gdy zamiast właściwego przesunięcia przyjmowane jest arbitralnie $D=1$. Rozwiązaniem rekomendowanym jest wówczas wykorzystanie modelu:

$$q_t = \alpha_1^{KSS} q_{t-1} q_{t-D}^2 + \sum_{s=1}^{S-1} \tilde{\gamma}_s \Delta q_{t-s} + \varepsilon_t \quad (2.16)$$

i jego uogólnień analogicznych do (2.14).

Wykorzystanie testu KSS nie jest jedynym rozwiązaniem, które umożliwia testowanie obecności pierwiastków jednostkowych wobec hipotez alternatywnych zakładających nieliniowość procesów generujących kursy realne. Konkurencyjne rozwiązania polegają, na przykład, na wzbogaceniu analizy ESTAR o elementy analizy integracji ułamkowej (np. Smallwood, 2005; Boutahar i in., 2009). Inne podejścia polegają na zastosowaniu różnych modyfikacji logistycznego modelu gładkiego przejścia (*logistic smooth transition autoregressive model*, LSTAR; Granger i Teräsvirta, 1993; van Dijk i in., 2002; Bruzda, 2007).



Rysunek 2.2. Logistyczna funkcja przejścia LSTAR1 $S(\theta_2; 0)$

Logistyczna funkcja przejścia LSTAR1:

$$S(\theta_2; c_2) = (1 + \exp(-\theta_2(q_{t-1} - c_2)))^{-1} \quad (2.17)$$

której własności są następujące:

$$S(\theta_2; c_2) = \begin{cases} 0 & \text{dla } \{q_{t-1} - c_2\} \rightarrow -\infty \\ \frac{1}{2} & \{q_{t-1} - c_2\} = 0 \\ 1 & \{q_{t-1} - c_2\} \rightarrow +\infty \end{cases} \quad (2.18)$$

pozwala na identyfikację dwóch reżimów walutowych, których pojawienie determinuje przewartościowanie $q < 0$ lub niedowartościowanie $q > 0$ kursu realnego, które są obliczane względem poziomu równowagi $c_2 = 0$ (rys. 2.2).

Sollis i in. (2002) wykorzystują zmodyfikowany logistyczny model STAR (dla $\rho_1 = 1$):

$$\Delta q_t = \{(\tilde{\rho}_1 - 1)q_{t-1}\} \cdot ((1 + \exp(-\theta_2^2 q_{t-1}^2))^{-1}) + \varepsilon_t \quad (2.19)$$

Liev i in. (2002) rozważają wariant modelu STAR, w którym zmiany reżimu następują względem modułu opóźnionego kursu realnego (*absolute LSTAR*):

$$\Delta q_t = \{(\tilde{\rho}_1 - 1)q_{t-1}\} \cdot ((1 + \exp(-\theta_2^2 |q_{t-1}|))^{-1}) + \varepsilon_t \quad (2.20)$$

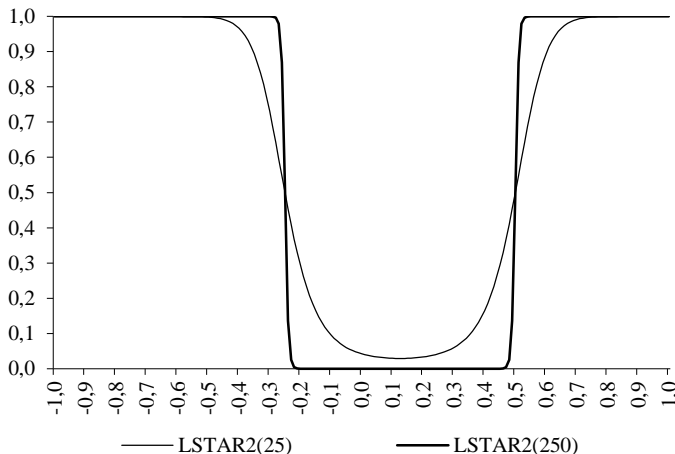
zaś Bec i in. (2004b) analizują model dopuszczający istnienie kilku reżimów (*multiple regime STAR*):

$$\Delta q_t = \{(\tilde{\rho}_1 - 1)q_{t-1}\} \cdot \{(1 + \exp(-\theta_2 q_{t-1}))^{-1} + (1 + \exp(\theta_2 q_{t-1}))^{-1}\} + \varepsilon_t \quad (2.21)$$

Cechą wspólną modelu ESTAR (2.4)–(2.5) i powyższych trzech wariantów modelu LSTAR (oraz rozważanych wcześniej modeli TAR) jest założenie symetrii z jaką następują dostosowania kursu realnego w kierunku punktu równowagi $q = 0$. Możliwość jego uchylenia pojawia się w logistycznych modelach STAR drugiego stopnia (LSTAR2, rys. 2.3):

$$S(\theta_2; c_2^1, c_2^2) = (1 + \exp(-\theta_2 (q_{t-1} - c_2^1)(q_{t-1} - c_2^2)))^{-1} \quad (2.22)$$

w których reżim wewnętrzny znajduje się pomiędzy punktami c_2^1 i c_2^2 .



Rysunek 2.3. Logistyczna funkcja przejścia LSTAR2 $S(\theta_2; c_2^1, c_2^2)$ dla $c_2^1 = 0,50$ i $c_2^2 = -0,25$

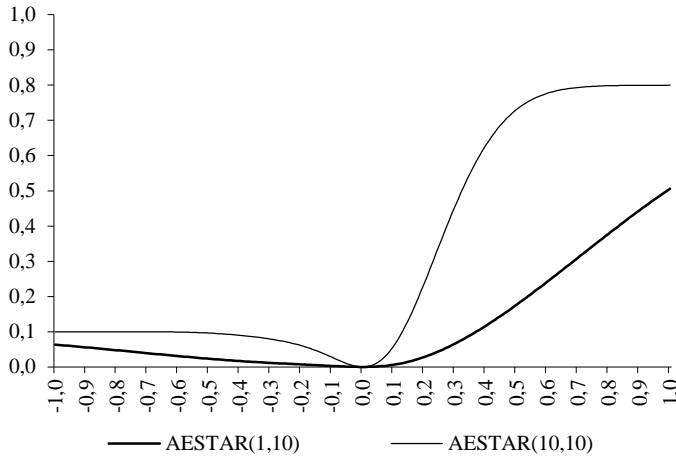
Również założenie o równości szybkości z jakimi kurs realny grawituje w kierunku poziomu PPP w reakcji na szoki aprecjacyjne i deprecjacyjne może budzić kontrowersje. Wprawdzie cytowani Taylor i in. (2001) prezentują wyniki symulacji stochastycznych wskazujące na symetrię oszacowań półokresów wygasania, jednak ta ostatnia jest bezpośrednią konsekwencją założeń przyjętych w eksperymentach symulacyjnych, w których szoki są definiowane jako odległości kursu realnego od poziomu równowagi. Rozróżnienia pomiędzy szokami ujemnymi i dodatnimi dokonują natomiast Baum i in. (2001) i przedstawiają wyniki jednoznacznie wskazujące na istnienie asymetrii w reakcjach kursów realnych. Cytowany już Nakagawa (2010) formułuje podobne wnioski na podstawie analiz prowadzonych w modelach T-VEC.

Jednoznaczne wskazanie teoretycznych podstaw asymetrii w reakcjach kursów realnych na szoki aprecjacyjne i deprecjacyjne jest o tyle kłopotliwe, że wymaga rozszerzenia modelu PPP o dodatkowe założenia, a kryteria identyfikacji tych ostatnich nie są klarowne. Przegląd literatury pozwala jednak na wyróżnienie dwóch najważniejszych nurtów w badaniach empirycznych. Pierwszy z nich wiąże potencjalne asymetrie w dostosowaniach kursów realnych ze stopniem otwartości gospodarki. Argumentacja jest następująca. Aprecjacja walut krajów, których gospodarki są w dużym stopniu uzależnione od eksportu, będzie mniej trwała niż deprecjacja, gdyż spadek konkurencyjności cenowej zmusi władze gospodarcze do podjęcia kontrakcji mającej na celu osłabienie waluty krajowej. Na możliwość istnienia takiego mechanizmu wskazują Sollis i in. (2002) i podkreślają jednocześnie, że jego symptomy są obecne w kursach realnych walut krajów uprzemysłowionych względem dolara USA. Dutta i Leon (2002) przedstawiają inne wyjaśnienie dla kursów walut krajów rozwijających się: ponieważ większość krajów rozwijających się dotyka problem dużego zadłużenia zagranicznego, władze gospodarcze z większą determinacją przeciwdziałają nadmiernej deprecjacji, której skutkiem byłby wzrost kosztów związanych z obsługą długu (por. także Leon i Narajan, 2005).

Sollis (2009) rozważa uogólnienie testu KSS na przypadek asymetrycznych dostosowań kursów realnych do poziomu zgodnego z parytetem siły nabywczej walut – hipoteza zakładająca obecność pierwiastka jednostkowego jest testowana wobec alternatywy, którą jest jednocześnie model ESTAR lub asymetryczny model ESTAR (*asymmetric ESTAR*, AESTAR). Punktem wyjścia analizy jest model autoregresyjny będący złożeniem modeli ESTAR i LSTAR1:

$$\Delta q_t = \{S(\theta_2; c_2)(\tilde{\rho}_1^R - 1) + (1 - S(\theta_2; c_2))(\tilde{\rho}_1^L - 1)\}q_{t-1} \cdot \{1 - \exp(-\theta_1 q_{t-1}^2)\} + \varepsilon_t \quad (2.23)$$

Analiza jest prowadzona przy kilku mało krępujących i powszechnie akceptowanych założeniach. Restrykcja $c_1 = 0$ w modelu ESTAR implikuje przyrostostacjonarność kursu realnego (dla $\rho_1 = 1$ w równaniu (2.4)) w punkcie równowagi PPP. Założenie $c_2 = 0$ w modelu LSTAR1 zapewnia z kolei, że analiza potencjalnych asymetrii w dostosowaniach kursu realnego jest prowadzona względem kursu spójnego z PPP.



Rysunek 2.4. Funkcja przejścia w modelu AESTAR(θ_1, θ_2) dla $\tilde{\rho}_1^L = 0,1$ i $\tilde{\rho}_1^R = 0,8$

Własności modelu (2.23) są następujące (por. rys. 2.4): w punkcie $c_1 = 0$, niezależnie od wartości funkcji $S(\theta_2; 0)$, kurs realny jest generowany przez ścieżkę losową $\Delta q_t = \varepsilon_t$. Ponieważ funkcja LSTAR1 spełnia warunki (2.18), ujemne odchylenia kursu realnego (aprecjacja) prowadzą do sytuacji, w której tempo jego dostosowań do poziomu równowagi jest w większym stopniu determinowane przez parametr $\tilde{\rho}_1^L$; dodatnim odchyleniom q towarzyszą dostosowania w większym stopniu zależne od wartości parametru $\tilde{\rho}_1^R$. W uproszczeniu powyższe zależności można zapisać następująco:

$$\Delta q_t = \begin{cases} (\tilde{\rho}_1^L - 1)q_{t-1} + \varepsilon_t & \text{dla } q_{t-1} \rightarrow -\infty \\ (\tilde{\rho}_1^R - 1)q_{t-1} + \varepsilon_t & \text{dla } q_{t-1} \rightarrow +\infty \end{cases} \quad (2.24)$$

Warunki globalnej stacjonarności kursu realnego są spełnione, gdy $\tilde{\rho}_1^L - 1 < 0$, $\tilde{\rho}_1^R - 1 < 0$ i $\theta_1 > 0$.

Podobnie jak w teście KSS bezpośrednie wykorzystanie modelu (2.23) w testowaniu stacjonarności kursu realnego nie jest możliwe ze względu na nieidentyfikowalność parametrów $\tilde{\rho}_1^L$ i $\tilde{\rho}_1^R$. I w tym przypadku rozwiązanie polega na rozwinięciu modelu (2.23) w szereg Taylora, konstrukcji regresji pomocniczej i testowaniu restrykcji zerowych nakładanych na jej parametry. Sollis (2009) wykazuje, że asymetryczny test KSS (*asymmetric KSS*, AKSS) jest równoważny testowi hipotezy $\alpha_1^{AKSS} = \alpha_2^{AKSS} = 0$ w równaniu pomocniczym:

$$\Delta q_t = \alpha_1^{AKSS} q_{t-1}^3 + \alpha_2^{AKSS} q_{t-1}^4 + \sum_{s=1}^{S-1} \tilde{\gamma}_s \Delta q_{t-s} + \varepsilon_t \quad (2.25)$$

Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej wskazuje, iż kurs realny jest generowany przez ścieżkę losową. Odrzucenie hipotezy zakładającej obecność pierwiastka jednostkowego nie rozstrzyga, czy właściwą reprezentacją procesu generującego q jest model ESTAR, czy jego wariant asymetryczny AESTAR. Dyskryminacja między modelami ESTAR i AESTAR wymaga weryfikacji hipotezy $\tilde{\rho}_1^L = \tilde{\rho}_1^R$, co sprowadza się do testu restrykcji zerowej $\alpha_2^{AKSS} = 0$ za pomocą standardowego testu F . Odrzucenie hipotezy $\alpha_2^{AKSS} = 0$ jest wystarczającą przesłanką do zastąpienia modelu ESTAR modelem AESTAR; warunkiem zastosowania testu F jest ujemna wartość parametru α_1^{AKSS} , gdyż tylko wtedy kurs realny jest stacjonarny i można stosować standardowe metody wnioskowania statystycznego.

Empiryczne zastosowania testu AKSS w badaniach kursów realnych prezentują Sollis (2009) i McMillan (2009). W pierwszej pracy analiza obejmuje kursy walut skandynawskich względem dolara USA w okresie 1973:1–1998:4 (indeks CPI). Wyniki testów KSS nie dają podstaw do odrzucenia hipotez zakładających obecność pierwiastków jednostkowych, jednak zastosowanie AKSS i testu symetrii dostosowań kursów realnych wskazują na stacjonarność korony norweskiej i szwedzkiej wokół nieliniowej i asymetrycznej ścieżki zgodnej z predykcjami modeli AESTAR. Wyniki estymacji wspierają tezę o znacznie większej trwałości szoków, których skutkiem jest deprecjacja waluty kraju charakteryzującego się większą otwartością gospodarki. McMillan (2009) bada własności kursów realnych funta szterlinga, franka szwajcarskiego, jena i dolara kanadyjskiego w okresie 1973:01–2006:12 i marki niemieckiej w okresie 1973:01–1998:12 (indeks CPI). We wszystkich przypadkach testy AKSS odrzucają obecność pierwiastka jednostkowego na korzyść modeli ESTAR/AESTAR, zaś testy symetrii nie dają podstaw do odrzucenia hipotezy $\tilde{\rho}_1^L = \tilde{\rho}_1^R$ jedynie w przypadku kursu dolara kanadyjskiego.

4. Krytyka modeli gładkiego przejścia. Podsumowanie

Przegląd zastosowań modeli nieliniowych w analizach parytetu siły nabywczej walut pozwala sformułować dwa ogólne wnioski. Po pierwsze, zastosowanie alternatywnych wariantów modeli ESTAR prowadzi do znacznie częstszego niż w liniowych modelach AR odrzucenia hipotezy o obecności pierwiastka jednostkowego w procesach generujących kursy realne. Po drugie, empiryczne wsparcie znajduje hipoteza, zgodnie z którą szybkość dostosowań kursów realnych do poziomu zgodnego z PPP zależy od skali obserwowanego dysparytetu, a jeśli ten ostatni jest odpowiednio duży, to oceny półokresów wygasania HL okazują się wielokrotnie mniejsze od wartości konsensowych Rogoffa. Z tej perspektywy teza, iż wykorzystanie modeli nieliniowych pozwala na wyjaśnienie obu paradoksów PPP, wydaje się uzasadniona. Wnioski przestają jednak być oczywiste, gdy zwrócić uwagę na kilka zdecydowanie rzadziej dostrzeganych problemów związanych z wykorzystaniem modeli ESTAR. Trzy spośród nich – interpretacja wyników estymacji, kompletność modelu PPP i praktyczna użyteczność modeli nieliniowych – wydają się nie mniej istotne niż możliwość (satisfakcjonująco częstego) potwierdzenia globalnej stacjonarności kursów realnych i uzyskanie akceptowalnych ocen półokresów wygasania.

Niezależnie od przekonujących przesłanek przemawiających za zaburzającym arbitraż oddziaływaniem kosztów transakcyjnych, interpretacja wyników uzyskiwanych na podstawie modeli ESTAR budzi wątpliwości. MacDonald (2007, s. 71–73) zauważa, że niespełnienie założenia o neutralnym wpływie kosztów transportu na arbitraż międzynarodowy może być tylko jedną z wielu przyczyn, dla których akceptacja wniosku o stacjonarności kursów realnych okazuje się łatwiejsza w modelach nieliniowych. Nie jest jasne do jakiego stopnia wyniki uzyskiwane w modelach ESTAR są konsekwencją niespełnienia założenia o doskonałej substytucyjności towarów krajowych i zagranicznych, a do jakiego zależne od instytucjonalnych i prawnych ograniczeń arbitrażu. Ostatecznie, interpretacja wyników uzyskiwanych na podstawie modeli nieliniowych jest mało klarowna (*black box*), co osłabia tezę o nieliniowym charakterze modelu PPP. Podobne zastrzeżenia formułuje Sollis (2009), który podkreśla, że wykorzystanie modeli ESTAR (względnie AESTAR) prowadzi do częstszego potwierdzenia hipotezy PPP, ale nie pozwala rozstrzygać o przyczynach nieliniowości realnych kursów walutowych.

Wątpliwości interpretacyjne narastają, gdy potencjalną nieliniowość modelu PPP powiązać z procesami obserwowanymi na rynkach finansowych. Taylor i Allen (1992) argumentują, że niewielkie odchylenia kursu realnego od pozio-

mu równowagi mogą być postrzegane przez władze monetarne i uczestników rynku walutowego jako nieistotne (co określa reżim wewnętrzny, w którym kurs jest niestacjonarny) i tylko nadmierne rozbieżności między kursem rynkowym a jego poziomem równowagi będą indukować dostosowania sprowadzające kurs na ścieżkę zgodną z tzw. zmiennymi fundamentalnymi. Kilian i Taylor (2003) oraz Schnatz (2006) zwracają uwagę na potencjalne skutki heterogeniczności uczestników rynków walutowych. Obecność inwestorów podejmujących decyzje na podstawie analizy technicznej implikuje niestacjonarność kursu realnego, jeśli tylko jego odchylenia od poziomu równowagi są niewielkie. Wraz ze wzrostem dysparytetu coraz większego znaczenia nabierają jednak analizy uwzględniające wahania zmiennych fundamentalnych. Określenie kursu równowagi jest niemożliwe lub skrajnie kłopotliwe ze względu na wielość alternatyw, jednak nie zmienia to faktu, że przekroczenie pewnego granicznego poziomu dysparytetu jest czynnikiem homogenizującym oczekiwania rynkowe, a skutkiem – pojawienie się silnych dostosowań kursu w kierunku przedziału wartości wyznaczonego przez zmienne fundamentalne.

Zastąpienie kosztowej interpretacji frykcji rynkowych zaburzających arbitraż interpretacją kładącą silniejszy akcent na procesy obserwowane na rynku finansowym natychmiast prowadzi do pytania o kompletność modelu PPP lub – alternatywnie – o uzasadnienie dla ograniczenia analizy realnych kursów walutowych wyłącznie do procesów obserwowanych na rynkach towarowych, bez uwzględnienia roli rynków kapitałowych. Przyjmując jeszcze inny punkt widzenia można postawić pytanie, czy nieliniowość realnych kursów walutowych jest ich immanentną cechą, czy też może konsekwencją nieuwzględnienia w analizach zmiennych oddziałujących na kursy realne w krótszych horyzontach czasowych. Przesłanki przemawiające za rozważeniem tej drugiej możliwości są przekonujące. Sollis (2005) i Cushman (2008) wykazują, że rozszerzenie równania (1.29) wykorzystywanego w teście ADF o nieliniowy trend deterministyczny jest rozwiązaniem, które z jednej strony pozwala na odrzucenie obecności pierwiastka jednostkowego, a z drugiej – umożliwia konstrukcję modelu, w którym dostosowania kursów realnych mają charakter liniowy. Obstfeld (1993) argumentuje, że naturalnym wyjaśnieniem obecności trendów w realnych kursach walutowych jest mechanizm Balassy-Samuelsona, zaś Sager (2006) pokazuje, że rozszerzenie modelu PPP o zmienne aproksymujące efekt BS i relatywne wskaźniki *terms of trade* sprawia, że statystyczne potwierdzenie nieliniowości kursów realnych w ramach modeli ESTAR staje się problematyczne. McMillan (2009) zauważa, że asymetria w modelach ESTAR może wynikać nie tylko z różnic instytucjonalnych, ale również ze zignorowania wpływu na kursy realne przesunięć w fazach cykli koniunkturalnych i/lub pominięcia w analizie

związków kursów realnych z deficytem na rachunku obrotów bieżących. Sollis (2008) uogólnia analizę na przypadek, gdy w procesach generujących kursy realne występują zmiany strukturalne. Badanie jest prowadzone w ramach modeli gładkiego przejścia o zmiennych w czasie para-metrach (*time-varying smooth transition autoregressive model*, TV-STAR, Lundbergh i in., 2003), które umożliwiają nie tylko testowanie liniowości, ale również weryfikację hipotez zakładających prawdziwość procesu autoregresyjnego ze zmianami strukturalnymi (TV-AR) wobec alternatyw dopuszczających jednocześnie procesy ESTAR i TV-AR. Wyniki wskazują, że w przypadku 6 (z 11 badanych) kursów walut krajów uprzemysłowionych nie istnieją podstawy do odrzucenia hipotez zakładających ich liniowość i zmiany strukturalne na korzyść hipotez zakładających nieliniowość dostosowań.

Trzecim wątkiem, na który należy zwrócić uwagę w krytyce modeli nieliniowych jest ich ograniczona użyteczność. Kilian i Taylor (2003) pokazują, że prognostyczne własności modeli ESTAR są satysfakcjonujące w tym sensie, że w horyzoncie 2–3 lat błędy prognoz wyznaczonych za ich pomocą są wyraźnie mniejsze od błędów prognoz generowanych przez ścieżkę losową, lecz nie jest to wynik przekonujący jeśli wziąć pod uwagę, że uczestnicy rynku walutowego są najczęściej zainteresowani prognozami krótkookresowymi. Nie jest również jasne dlaczego własności modelu dopuszczającego przyrostostacjonarność kursu realnego w reżimie wewnętrznym są w krótkim horyzoncie czasowym wyraźnie gorsze od własności ścieżki losowej. Problem nie jest bynajmniej błahy. Boero i Marrocu (2002) oraz Rapach i Wohar (2006) potwierdzają, że wykorzystanie modeli nieliniowych nie zwiększa precyzji prognoz *ex ante*.

Rozdział III

ANALIZA KOINTEGRACJI W MODELU PARYTETU SIŁY NABYWCZEJ WALUT

Wprowadzenie

Analiza skointegrowania kursu nominalnego z cenami krajowymi i zagranicznymi jest podejściem alternatywnym do testowania stacjonarności realnych kursów walutowych. Korzyści związane z zastosowaniem procedur kointegracyjnych są powszechnie znane. Koncentrując się tylko na najważniejszych należy wskazać możliwość przeprowadzenia testów słabej egzogeniczności rozważanych w modelu parytetu siły nabywczej walut zmiennych nominalnych, która pozwala na rozstrzygnięcie, czy model parytetu siły nabywczej walut istotnie opisuje wahania kursu nominalnego, czy też powinien być interpretowany jako system opisujący ceny krajowe jako funkcję kursu nominalnego i cen zagranicznych. Równie ważna jest możliwość testowania restrykcji symetrii oraz restrykcji proporcjonalności nakładanych arbitralnie w testach pierwiastków jednostkowych.

Z przeglądu badań empirycznych omawianych w dalszej części rozdziału wynika jednoznacznie, że w zdecydowanej większości przypadków restrykcje symetrii i proporcjonalności są odrzucane, co jest pośrednim dowodem na niestacjonarność kursów realnych. Wyniki badań wskazują również na niemożność jednoczesnego potwierdzenia skointegrowania zmiennych nominalnych i nałożenia restrykcji proporcjonalności, co w większości przypadków prowadzi do przeformułowania hipotez badawczych towarzyszących konstrukcji modelu PPP. Zgodnie z interpretacją zaproponowaną przez Patela (1990) i MacDonalda (1993) założenia przyjmowane w modelu parytetu siły nabywczej walut są na tyle restrykcyjne, że akceptacja warunku proporcjonalności w empirycznych modelach PPP powinna być postrzegana bardziej jako wyjątek niż reguła. Idea Patela (1990) i MacDonalda (1993) jest nadal obecna w literaturze, gdyż nawet w najnowszych analizach skointegrowania kursów nominalnych z cenami krajowymi i zagranicznymi przyjmuje się zazwyczaj, że do spełnienia hipotezy parytetu siły nabywczej walut w wersji słabej (*weak-form PPP*) wystarczają

jedynie pozytywne wyniki testów kointegracji i zgodne z oczekiwaniami znaki oszacowań parametrów równowagi, przy czym oceny tych ostatnich mogą znacznie różnić się od wartości 1 i -1 implikowanych przez model PPP w wersji mocnej (*strong-form PPP*).

Niezależnie od faktu, że zdecydowana większość najnowszych analiz kointegracyjnych nadal ogranicza się do konstrukcji modelu PPP w wersji słabej, reinterpretację modelu PPP zaproponowaną przez Patela (1990) i MacDonalda (1993) można poddać poważnej krytyce.

Po pierwsze, niemożność konstrukcji modeli PPP w wersji mocnej może wynikać z faktu, że w krótszych okresach o wahaniami kursów walutowych współdecydują zmienne nieobecne w modelu PPP. Krytyka jest zatem zbieżna ze sformułowaną w poprzednim rozdziale w odniesieniu do modeli nieliniowych: jeśli częstsze odrzucenie hipotezy o obecności pierwiastków jednostkowych w realnych kursach walutowych w modelach nieliniowych jest skutkiem niekompletności specyfikacji modeli liniowych, to również niemożność konstrukcji modelu PPP w wersji mocnej może wskazywać na niekompletność specyfikacji.

Po drugie, analizy kointegracyjne modelu PPP są prowadzone przy założeniu, iż kursy nominalne oraz ceny krajowe i zagraniczne są generowane przez procesy stochastyczne $I(1)$, co jest konsekwencją apriorycznego, zazwyczaj rutynowego, przyjęcia hipotezy racjonalnych oczekiwań (*rational expectations hypothesis*, REH). Podstawowy zarzut jaki można sformułować w odniesieniu do zdecydowanej większości kointegracyjnych analiz modelu PPP wynika zatem z faktu, że ignorowany jest w nich przypadek, gdy zmienne nominalne są generowane przez procesy $I(2)$ lub też wykazują bardzo silne cechy zmiennych zintegrowanych w stopniu drugim. Teoretycznego uzasadnienia dla uogólnienia analiz na przypadek, gdy kursy nominalne i realne wykazują cechy zmiennych $I(2)$ dostarcza fundamentalna praca Frydmana i Goldberga (2007), w której hipoteza racjonalnych oczekiwań jest konfrontowana z hipotezą gospodarki niedoskonałej wiedzy (*imperfect knowledge economics hypothesis*, IKE). Implikacje hipotezy IKE są bardzo poważne, gdyż w warunkach gospodarki niedoskonałej wiedzy wnioski formułowane na podstawie standardowych modeli uwzględniających obecność wyłącznie zmiennych $I(1)$ stają się niekonkluzywne, zaś w modelach ze zmiennymi $I(2)$ niemożliwa okazuje się nie tylko identyfikacja warunków równowagi wynikających z modelu PPP w wersji mocnej, ale również warunków równowagi spójnych z modelem PPP w wersji słabej.

W dalszej części rozdziału III przedstawiono wyniki analiz kointegracyjnych prowadzonych przy założeniu zintegrowania zmiennych nominalnych w stopniu pierwszym, a następnie omówiono model Frydmana i Goldberga

(2007), model wektorowej korekty błędem ze zmiennymi $I(2)$ oraz strukturę relacji kointegrujących, które można zidentyfikować w modelu PPP przy założeniach IKE.

1. Standardowa analiza kointegracji w modelu PPP – metody i wyniki empiryczne

Najpoważniejsze zastrzeżenia wobec najwcześniejszych empirycznych modeli parytetu siły nabywczej (m.in. Frenkel, 1978 i Krugman, 1978; por. rozdz. I, pkt 2.1) wynikają stąd, że ignorowane są w nich własności procesów stochastycznych generujących kurs nominalny i ceny, podczas gdy niestacjonarność jednej z tych zmiennych uniemożliwia przeprowadzenie klasycznego wnioskowania statystycznego w ramach modelu (1.25). Przyczyną jest zbieżność standardowych statystyk testowych do nieznanymi rozkładów prawdopodobieństwa (por. Granger i Newbold, 1974; Engle i Granger, 1987). Należy również zauważyć, że w szczególnym, z praktycznego punktu widzenia mało prawdopodobnym przypadku stacjonarności kursu nominalnego i cen, problem weryfikacji hipotezy PPP nie istnieje, gdyż kurs realny będący liniową kombinacją zmiennych stacjonarnych musi być stacjonarny, a jego dostosowania będą przebiegały wokół poziomu zgodnego z parytetem.

W warunkach niestacjonarności zmiennych nominalnych, którą w praktyce można traktować jako regułę bez wyjątków (szersza dyskusja w: Majsterek, 2008), weryfikacja modelu PPP wymaga przeprowadzenia pełnej analizy kointegracyjnej systemu obejmującego kurs nominalny, ceny krajowe i ceny zagraniczne. Przypomnijmy, że skointegrowanie zmiennych $x_t \sim I(d)$ oraz $y_t \sim I(d)$ zachodzi wtedy, gdy istnieje ich kombinacja liniowa zintegrowana w stopniu $d - b$ (np. Granger, 1981; Engle i Granger, 1987; także: Majsterek, 2008, s. 25; Welfe, 2009, s. 372–372):

$$(\varphi_1 x_t + \varphi_2 y_t) \sim I(d - b) \quad (3.1)$$

gdzie:

$\varphi' = [\varphi_1, \varphi_2]$ – wektor kointegrujący,

$b, d = 1, 2, \dots$,

$d \geq b$.

Ponieważ w praktyce zmienne nominalne są zintegrowane w stopniu co najwyżej drugim, weryfikacja hipotezy o skointegrowaniu kursu nominalnego

z cenami krajowymi i zagranicznymi wymaga rozważenia przynajmniej trzech przypadków:

(i) kointegracji $CI(d,b) = CI(1,1)$, gdy istnieje stacjonarna kombinacja zmiennych zintegrowanych w stopniu pierwszym $[\varphi_1, \varphi_2, \varphi_3][b_t, p_t, p_t^*]' \sim I(0)$,

(ii) kointegracji $CI(2,2)$, gdy zmienne nominalne są generowane przez procesy $I(2)$, ale ich kombinacja $\varphi'_{(k)}[b_t, p_t, p_t^*]'$ jest stacjonarna, oraz

(iii) kointegracji wielomianowej, gdy poziomy zmiennych nominalnych $I(2)$ łączy zależność kointegracyjna typu $CI(2,1)$, $[\varphi_1, \varphi_2, \varphi_3][b_t, p_t, p_t^*]' \sim I(1)$, i dopiero rozszerzenie relacji kointegrującej $CI(2,1)$ o przyrosty zmiennych nominalnych pozwala znaleźć relację spełniającą warunek stacjonarności, $[\varphi_1, \varphi_2, \varphi_3][b_t, p_t, p_t^*]' + [\delta_1, \delta_2, \delta_3][\Delta b_t, \Delta p_t, \Delta p_t^*]' + \dots \sim I(0)$ (szersza dyskusja w tym rozdziale w punkcie 3).

Przegląd badań wskazuje, że niezależnie od wykorzystywanych metod estymacji wektorów kointegrujących najwcześniejsze analizy skointegrowania kursu nominalnego z cenami krajowymi i zagranicznymi sprowadzały się do estymacji równania równowagi znormalizowanego względem kursu nominalnego¹:

$$b_t = \beta_2 p_t - \beta_3 p_t^* + \mu + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

a następnie testów restrykcji symetrii $\beta_2 = \beta_3$ i proporcjonalności $\beta_2 = \beta_3 = 1$.

W większości przypadków oszacowania parametrów znacznie odbiegały od implikowanych przez model PPP elastyczności jednostkowych. Co więcej, niemożliwe okazywało się nałożenie na parametry β_2 i β_3 nie tylko warunku proporcjonalności (co w świetle wyników testów stacjonarności kursów realnych nie zaskakuje), ale również znacznie mniej restrykcyjnego warunku symetrii cen, czego ostatecznym skutkiem były poważne problemy interpretacyjne. Częściowe wyjaśnienie tych ostatnich przedstawił Patel (1990), który rozważył prostą modyfikację modelu PPP polegającą na uwzględnieniu kosztów transportu generujących narzuty n^* i n w imporcie, $b^D = p - (1+n^*)p^*$, i eksporcie, $b^F = (1+n)p - p^*$. Przy upraszczającym założeniu, że kurs rynkowy jest średnią arytmetyczną z b^D i b^F równanie PPP jest następujące:

$$b_t = \left(1 + \frac{n}{2}\right) \cdot p_t - \left(1 + \frac{n^*}{2}\right) \cdot p_t^* + \mu + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

a to oznacza, że przy niezerowych kosztach transportu oceny parametrów β_2 i β_3 w równaniu (3.2) będą większe od jedności (por. także: MacDonald, 2007, s. 52–53). Jeśli narzuty z tytułu kosztów transportu są w przybliżeniu równe,

¹ Przypadki normalizacji równania (3.2) względem cen krajowych są rzadsze.

należy oczekiwać empirycznego potwierdzenia restrykcji symetrii, $\beta_2 = \beta_3 > 1$. Ta ostatnia zostanie jednak odrzucona w przypadku znacznych różnic między wagami wykorzystywanymi do wyznaczenia agregatowych indeksów (por. równanie (1.15)). Podsumowując, konsekwencją uchylecia założeń o nieistotnym wpływie kosztów transportu oraz identycznych strukturach koszyków cen jest brak podstaw do apriorycznego nałożenia restrykcji proporcjonalności, a to z kolei oznacza, że kryterium akceptacji empirycznych modeli parytetu siły nabywczej walut jest jedynie stacjonarność ε_t oraz spełnienie nierówności $\beta_2, \beta_3 > 0$. Zgodnie z propozycją MacDonalda (1993) spełnienie powyższych warunków potwierdza prawdziwość parytetu siły nabywczej w wersji słabej i dopiero spełnienie warunku proporcjonalności jest potwierdzeniem hipotezy PPP w wersji mocnej (por także: MacDonald i Marsh, 1999, s. 50–52).

Podobnie jak w przypadku testów pierwiastków jednostkowych, ewolucja empirycznych modeli parytetu siły nabywczej walut postępowała równolegle z dynamicznym rozwojem metod analizy kointegracyjnej zapoczątkowanym przez Engle'a i Grangera (1987) i Johansena (1988, 1995a). Dlatego też nie zaskakuje fakt, iż we wstępnym etapie uwaga była skoncentrowana przede wszystkim na przypadku, w którym zakładano zintegrowanie zmiennych nominalnych w stopniu co najwyżej pierwszym. Weryfikacji modelu PPP dokonywano początkowo w ramach dwustopniowej procedury kointegracyjnej Engle'a i Grangera (1987), EG, która polegała na estymacji parametrów modelu (3.2), testowaniu stacjonarności reszt za pomocą kointegracyjnego testu ADF (Majsterrek, 1998a; Majsterrek i Welfe, 2000a), a następnie – w przypadku nieobecności pierwiastka jednostkowego – konstrukcji modeli ECM kursu nominalnego i/lub cen krajowych i zagranicznych.

Wyniki empiryczne uzyskiwane w ramach procedury Engle'a-Grangera okazały się niesatysfakcjonujące. Prace Endersa (1988), McNowna i Wallace'a (1989), Johnsona (1990), Kima (1990), Patela (1990), Choudhry'ego i in. (1991) oraz MacDonalda (1995) są reprezentatywne dla tego etapu badań modelu PPP. Ich cechą wspólną jest ograniczenie analizy kointegracyjnej do modeli dwuwymiarowych obejmujących kursy nominalne i ceny relatywne lub ceny krajowe i ceny zagraniczne przeliczone za pomocą kursu nominalnego na ceny krajowe; wyjątkami są prace Patela (1990) i MacDonalda (1995), w których nie nałożono arbitralnie restrykcji symetrii. Badaniami obejmowano kursy bilateralne najważniejszych walut względem dolara USA, rzadziej – względem marki niemieckiej i innych walut (Patel, 1990). Uwzględniano także różnice między reżimami walutowymi. Corbae i Ouliaris (1988), Patel (1990) i MacDonald (1995) koncentrowali się wyłącznie na analizie PPP w systemie kursów płynnych, zaś Enders (1988), McNown i Wallace (1989) i Johnson (1990) rozszerzyli badania na

okres obowiązywania systemu z Bretton-Woods. Z kolei Choudhry i in. (1991) ograniczyli analizę kursu dolara kanadyjskiego wobec dolara USA do krótkiego, ale jednocześnie jednorodnego okresu 1950–1961, podczas gdy Johnson (1990) i Kim (1990) analizowali model PPP wykorzystując długie próby roczne (odpowiednio: 1870–1986 i 1900–1987).

Wyniki zawarte w powyższych pracach pozwalają sformułować cztery wnioski.

1. W przypadku ograniczenia badań do reżimu kursów płynnych empiryczne potwierdzenie skointegrowania okazało się skrajnie problematyczne. Enders (1988) zauważa słabe symptomy skointegrowania w modelu kursu dolara kanadyjskiego do dolara USA; Patel (1990) potwierdza obecność wektorów kointegrujących w 4 z 15 analizowanych modeli kursów walut krajów uprzemysłowionych (dla kursów marki niemieckiej względem dolara USA, guldena i jena oraz dla kursu jena do dolara kanadyjskiego); MacDonald (1995) nie znajduje potwierdzenia kointegracji w 9 analizowanych modelach kursów walut krajów uprzemysłowionych. Rozszerzenie badań na okres obowiązywania systemu Bretton-Woods lub zawężenie analizy wyłącznie do tego okresu ułatwia identyfikację relacji kointegrujących. Enders (1988) potwierdza skointegrowanie cen w Japonii i USA, Johnson (1990) identyfikuje relację kointegrującą w modelu dolara kanadyjskiego, McNown i Wallace (1989) w modelu dolara kanadyjskiego i jena, a Kim (1990) w modelach franka francuskiego, lira, jena i funta szterlinga.

2. Identyfikacja relacji kointegrujących była łatwiejsza w przypadku urealnienia kursów nominalnych indeksami cen hurtowych WPI (McNown i Wallace (1989), Patel (1990), Kim (1990)), co zważywszy na znacznie większy udział komponentu *non-tradables* w indeksach CPI i potencjalną obecność efektu Balassy-Samuelsona nie jest wynikiem zaskakującym.

3. Oszacowania parametrów równania (3.2) znacznie różniły się od implikowanych przez model PPP elastyczności jednostkowych, jeśli analiza obejmowała reżim kursów płynnych. W szczególności, oceny parametrów modelu (3.2) uzyskane przez MacDonalda (1995) w modelu kursu marki niemieckiej wynoszą odpowiednio 5,6 i 3,3 dla kursu deflowanego CPI oraz 3,1 i 2,3, gdy kurs jest urealniany indeksem WPI. W modelach innych walut europejskich oceny są mniejsze, jednak nadal na tyle różne od jedności, że ich akceptacja jest skrajnie problematyczna nawet przy założeniu znacznych kosztów transportu. Podobne wyniki prezentuje Patel (1990) dla modeli PPP bez restrykcji symetrii, w których kurs nominalny jest skointegrowany z cenami krajowymi i zagranicznymi.

4. Odchylenia ocen parametrów β_2 i β_3 od jedności maleją, gdy wykorzystywane są szeregi czasowe obejmujące długie okresy (np. Johnson (1990) i Kim

(1990)). Wyjaśnienie tej regularności nie jest kłopotliwe jeśli tylko przekształcić model (3.2) do postaci:

$$q_t = \tilde{\beta}_2 p_t - \tilde{\beta}_3 p_t^* + \mu + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

gdzie:

$$\begin{aligned} \tilde{\beta}_2 &= \beta_2 - 1, \\ \tilde{\beta}_3 &= \beta_3 - 1. \end{aligned}$$

Równaniu (3.4) można nadać interpretację zbliżoną do interpretacji postaci zredukowanej szerszego systemu opisującego realny kurs walutowy q , a to z kolei prowadzi do reinterpretacji hipotezy PPP w wersji słabej. Jeśli przyjąć, że oddziaływanie czynników długo-, średnio- i krótkookresowych na kurs realny (por. równanie (1.8)) zaznacza się silniej w krótszych okresach i jednocześnie oszacowania parametrów $\tilde{\beta}_2$ i $\tilde{\beta}_3$ są większe w krótszych próbach, to uzasadniona staje się teza, zgodnie z którą „narzuty” kosztowe reprezentowane przez $\tilde{\beta}_2 p_t$ i $\tilde{\beta}_3 p_t^*$ pełnią w równaniu (3.4) rolę instrumentów aproksymujących oddziaływanie na kurs realny pominiętych zmiennych. To z kolei oznacza, że potwierdzenie hipotezy PPP w wersji słabej powinno być nie tyle celem badań kursów walutowych, co raczej wstępnym etapem konstrukcji szerszego modelu strukturalnego. Przyjęcie takiej interpretacji modelu (3.4) uzasadnia ponadto tezę, iż akceptacja hipotezy PPP w wersji słabej oznacza jedynie to, że w cenach krajowych p i zagranicznych p^* i pominiętych zmiennych $\tilde{l}_{(k)t}$, $\tilde{m}_{(k)t}$ i $\tilde{s}_{(k)t}$ (równanie (1.8)) obecne są te same trendy stochastyczne (szersza dyskusja poniżej w punkcie 2). Możliwe jest również interpretacja, zgodnie z którą odrzucenie słabej wersji hipotezy PPP w badaniach empirycznych oznacza nie tyle nieobecność arbitrażu, co niemożność aproksymowania wahań $\tilde{l}_{(k)t}$, $\tilde{m}_{(k)t}$ i $\tilde{s}_{(k)t}$ wahaniami indeksów cen krajowych i zagranicznych.

MacDonald (2007, s. 54) podkreśla, że niemożność potwierdzenia hipotezy parytetu siły nabywczej może wynikać z wad procedury EG (Majsterek, 1998a; Majsterek i Welfe, 2000a), co pośrednio potwierdzają wyniki uzyskiwane w procedurze kointegracyjnej Johansena (1988, 1995a), w której dopuszcza się endogeniczność wszystkich zmiennych nominalnych. Punktem wyjścia analizy jest model wektorowej autoregresji (*vector autoregressive model*, VAR, por. Majsterek, 1998b, 2008; Majsterek i Welfe, 2000b, Welfe (red.), 2013):

$$y_{(m)t} = \sum_{s=1}^S \Pi_s y_{(m)t-s} + \mu_{(m)} + \varepsilon_{(m)t} \quad (3.5)$$

gdzie:

$y_{(m)}$ – wektor M zmiennych endogenicznych o wymiarach $[M \times 1]$,

$$\begin{aligned}
 & y_{(m)} : [M \times 1], \\
 & \Pi_s - \text{macierz parametrów}, \\
 & \Pi_s : [M \times M], \\
 & \mu_{(m)} - \text{wyraz wolny}, \\
 & \varepsilon_{(m)} - \text{składnik losowy}, \\
 & \varepsilon_{(m)} : [M \times 1], \quad m = 1, \dots, M, \quad s = 1, \dots, S, \quad t = 1, \dots, T.
 \end{aligned}$$

Izomorficzne, tj. niezmiennające własności składnika losowego, przekształcenia modelu VAR pozwalają zapisać go w postaci modelu wektorowej korekty błędem (*vector error correction model*, VEC, także: *cointegrated VAR model*, CVAR, por. Johansen, 1995a, rozdz. 4)

$$\Delta y_{(m)t} = \Pi y_{(m)t-1} + \sum_{s=1}^{S-1} \Gamma_s \Delta y_{(m)t-s} + \mu_{(m)} + \varepsilon_{(m)t} \quad (3.6)$$

gdzie:

$$\begin{aligned}
 & \Pi = -(I - \sum_{s=1}^S \Pi_s) - \text{macierz mnożników długookresowych (całkowitych)}, \\
 & \Pi : [M \times M], \\
 & \Gamma_s = -\sum_{j=s+1}^S \Pi_j - \text{macierz parametrów krótkookresowych}, \\
 & \Gamma_s : [M \times M].
 \end{aligned}$$

Jeśli między zmiennymi $y_{(m)}$ zachodzą relacje kointegrujące $CI(1,1)$, macierz Π ma niepełny rząd i jest możliwa jej dekompozycja na macierz zawierającą V wektorów kointegrujących β i macierz α dostosowań do trajektorii wyznaczanych przez wektory kointegrujące:

$$\Delta y_{(m)t} = \alpha(\beta' y_{(m)t-1}) + \sum_{s=1}^{S-1} \Gamma_s \Delta y_{(m)t-s} + \mu_{(m)} + \varepsilon_{(m)t} \quad (3.7)$$

gdzie relacje kointegrujące $\beta' y_{(m)t} \sim I(0)$, $\alpha, \beta : [M \times V]$

Standardowe zastosowania kointegracyjnej procedury Johansena w analizie modelu PPP obejmują trzy etapy: (i) konstrukcję modelu wektorowej autoregresji (3.5) o satysfakcjonujących własnościach stochastycznych, (ii) testy skointegrowania zmiennych, równoważne testowaniu rzędu macierzy Π , i w przypadku potwierdzenia obecności relacji kointegrujących – (iii) testy restrykcyjnej strukturalizujących wektory kointegrujące. Ponieważ w modelu PPP lista zmiennych endogenicznych jest jednoznacznie określona, rozszerzenia jego specyfikacji sprowadzają się do dołączenia zmiennych deterministycznych, najczęściej trendu. Skointegrowanie zmiennych jest badane za pomocą testów śladu *Trace* i największej wartości własnej *Max*. W przypadku potwierdzenia skointegrowa-

nia testowane są restrykcje symetrii, $\beta' = [1, -\beta_2, \beta_2]$, i restrykcje proporcjonalności, $\beta' = [1, -1, 1]$.

Jeśli badaniem obejmowane są również procesy dostosowawcze do ścieżek równowagi $\beta'y_{(m)}$, testowane mogą być restrykcje zerowe na parametry dostosowań α . W szczególnym przypadku, gdy analizowany jest kurs waluty kraju o małej i otwartej gospodarce, jest prawdopodobne, że ceny zagraniczne będą zmienną słabo egzogeniczną, $\alpha' = [\alpha_1, \alpha_2, 0]$. Obecność zmiennych słabo egzogenicznych $y_{(h)}^x$ pozwala na rozważenie systemu warunkowego względem $y_{(h)}^x$:

$$\Delta y_{(n)t}^E = \alpha^E \beta' y_{(m)t-1} + \sum_{s=1}^{S-1} \tilde{\Gamma}_s \Delta y_{(m)t-s} + \tilde{\Theta} \Delta y_{(h)t}^x + \mu_{(n)} + \tilde{\varepsilon}_{(n)t} \quad (3.8)$$

gdzie:

- $y_{(n)}^E$ – wektor zmiennych endogenicznych o wymiarach $[M - H \times 1]$,
- $n = 1, \dots, M - H$,
- $y_{(h)}^x$ – wektor zmiennych słabo egzogenicznych o wymiarach $[H \times 1]$,
- $h = M - H + 1, \dots, M$;
- $\alpha^E, \tilde{\Gamma}, \tilde{\Theta}$ – macierze parametrów krótkookresowych.

Powyższy szkic standardowej analizy kointegracyjnej w pełni ilustruje rozwiązania obecne w większości zastosowań procedury Johansena w badaniach modelu PPP głównych walut światowych po załamaniu systemu Bretton-Woods. Przegląd najważniejszych badań obejmujących m.in. prace Kuglera i Lenza (1993), MacDonalda (1993), (1995) oraz Cheung i in. (1995) uzasadnia forsowany przez MacDonalda (2007, s. 52–57) wniosek o mocnych empirycznych podstawach modelu PPP w wersji słabej. Kugler i Lenz (1993) potwierdzają skointegrowanie zmiennych nominalnych w 10 (na 15 badanych) modelach kursów bilateralnych względem marki niemieckiej, gdy ceny są reprezentowane przez indeksy CPI. MacDonald (1993) analizuje 5 kursów nominalnych względem dolara USA wykorzystując indeksy CPI i WPI i tylko w dwóch przypadkach nie może odrzucić hipotez o braku kointegracji (kursy marki niemieckiej i dolara kanadyjskiego dla cen konsumenta). Podobne wyniki przedstawia MacDonald (1995) na podstawie analizy kointegracyjnej 9 kursów względem dolara USA – tylko w przypadku kursu marki niemieckiej i korony szwedzkiej nie jest możliwa identyfikacja wektorów kointegrujących i jest to wynik niezależny od doboru indeksów cen (CPI lub WPI). Cheung i in. (1995) badają 7 kursów walut europejskich względem marki i franka francuskiego w ramach Europejskiego Systemu Walutowego. Uwzględnienie korekt parytetów (*currency realignments*) w okresie 1979:03–1991:12 pozwala na potwierdzenie obecności wektorów kointegrujących w modelach 6 kursów nominalnych (wyjątkiem jest

kurs lira do franka francuskiego). Fisher i Park (1991) przeprowadzają szerokie badanie 55 kursów 10 najważniejszych walut światowych przy wykorzystaniu indeksów CPI i WPI. Wnioski są klarowne: (i) w większości przypadków nie jest możliwe potwierdzenie skointegrowania zmiennych, gdy rolę *numéraire* pełni dolar USA, ale (ii) wyłącznie z analizy kursów dolara USA i dolara kanadyjskiego umożliwia potwierdzenie kointegracji dla 28 (indeks CPI) i 23 (WPI) spośród 36 analizowanych kursów nominalnych.

Choć powyższe wyniki zdają się potwierdzać poprawność słabej wersji modelu PPP, bliższa analiza ocen parametrów modelu (3.2) budzi zdecydowanie większe wątpliwości niż te, na które wskazywano w przypadku modeli konstruowanych w ramach procedury EG. Zastosowanie procedury Johansena pozwala na przeprowadzenie testów proporcjonalności (co nie jest możliwe w procedurze Engle'a-Grangera), a te niemal jednoznacznie odrzucają restrykcję proporcjonalności $\beta' = [1, -1, 1]$ (MacDonald, 1993, 1995; Fisher i Park, 1991). Ponadto w wielu przypadkach wszelkie próby interpretacji różnic pomiędzy ocenami parametrów β_2 i β_3 , a implikowanymi przez model PPP elastycznościami jednostkowymi stają się nieuzasadnione. Symptomatyczne są tutaj wyniki MacDonalda (1995), który w zdecydowanej większości rozważanych modeli uzyskuje oceny parametru β_3 empirycznie nieodróżnialne od zera, podczas gdy oszacowania parametru β_2 przyjmują niekiedy nawet wartości dwucyfrowe. Bardzo poważne zastrzeżenia budzi także szybkość z jaką następuje równoważenie większości systemów, w których zidentyfikowano relacje kointegrujące. Szacunki MacDonalda (1993) sugerują, że w połowie rozważanych przypadków tempo powrotu kursu nominalnego na ścieżkę definiowaną przez równanie (3.2) nie przekracza 1% w horyzoncie 1 miesiąca, co oznacza, że średni półokres wygasania przekracza 5,5 roku. Z kolei MacDonald (1995) szacuje średnią wartość HL na poziomie 3 lat.

Wnioski płynące z przeglądu analiz kointegracyjnych parytetu siły nabywczej prowokują pytanie o walory poznawcze słabej wersji modelu PPP, które jest o tyle ważne, że istnienie relacji kointegrującej w systemie VEC obejmującym kurs nominalny, ceny krajowe i ceny zagraniczne oznacza jedynie spełnienie warunku koniecznego stacjonarności kursu realnego. Warunkiem dostatecznym jest proporcjonalność $\beta' = [1, -1, 1]$, która jest odrzucana w większości modeli empirycznych. Co więcej, w wielu modelach stacjonarność kursu realnego nie zachodzi nawet w przybliżeniu, gdyż oceny parametrów β_2 i β_3 znacznie odbiegają od jedności. Z takiej perspektywy korzyści wynikające z identyfikacji relacji kointegrującej wiążącej zmienne nominalne, która nie ma klarownej interpretacji, wydają się dyskusyjne.

2. Kursy walutowe przy racjonalnych oczekiwaniach i w warunkach gospodarki niedoskonałej wiedzy

Wyniki liniowych testów integracji realnych kursów walutowych, niejednoznaczność konkluzji i trudności interpretacyjne pojawiające się w modelach nieliniowych oraz nieprzekonywujące wyniki badań skointegrowania kursu nominalnego i cen sprawiają, że ograniczenie analiz do konstruowanego przy standardowych założeniach modelu PPP budzi zasadnicze wątpliwości. Jednocześnie niełatwo wskazać kierunki w jakich mogą ewoluować empiryczne analizy modelu PPP. Najbardziej naturalnym rozwiązaniem wydaje się objęcie badaniami kointegracyjnymi prób przekrojowo-czasowych, jednak dotychczasowe wyniki są niesatysfakcjonujące. Pedroni (2004) prezentuje zastosowanie uogólnionej metody najmniejszych kwadratów (*fully modified OLS*, FM-OLS, por. Pedroni, 2000) w analizie kointegracyjnej 25 kursów walutowych względem dolara USA i znajduje jedynie empiryczne potwierdzenie dla modelu PPP w wersji słabej. Jest to wynik wpierający wnioski z wcześniejszych badań (Pedroni, 2001), w których restrykcje proporcjonalności kursu nominalnego i cen są odrzucane. Z kolei podejście zaproponowane przez Jacobsona i in. (2008) polega na zastosowaniu kointegracyjnej procedury Johansena w próbach przekrojowo-czasowych, jednak i w tym przypadku jednoczesne potwierdzenie skointegrowania zmiennych nominalnych i akceptacja warunku proporcjonalności okazuje się problematyczne.

Największe nadzieje na budowę modeli niesprzecznych z parytetem siły nabywczej walut można wiązać z najnowszym nurtem badań, w którym standardowe i zgodne z hipotezą racjonalnych oczekiwań założenia modelu PPP są zastępowane założeniami obecnymi w zaproponowanej przez Frydmana i Goldberga (2007) hipotezie gospodarki niedoskonałej wiedzy (por. także: Frydman i Goldberg, 2008, 2010).

Punktem wyjścia analiz Frydmana i in. (2008) jest standardowy monetarny model kursu walutowego uwzględniający sztywność cen (por. Dornbusch, 1976; omówienie modeli monetarnych prezentuje Wdowiński, 2010, rozdz. 5; por. także Kelm, 2001; Wdowiński, 2005a; Wdowiński i Zglińska-Pietrzak, 2006; Wdowiński, 2007). Relatywna podaż pieniądza realnego $(m - p) - (m^* - p^*)$ dostosowuje się do popytu, który jest funkcją zmiennej skalującej $y - y^*$ (zazwyczaj dochodu realnego) i stóp procentowych $i - i^*$ (podstawy specyfikacji funkcji popytu na pieniądź w: Kelm, 2005):

$$m_t - m_t^* = (p_t - p_t^*) + \phi_{FG}(y_t - y_t^*) - \lambda_{FG}(i_t - i_t^*) \quad (3.9)$$

gdzie:

$$\begin{aligned} \Delta m_t - \Delta m_t^* &= (\mu_{FG}^M - \mu_{FG}^{M*}) + (v_{FG,t}^M - v_{FG,t}^{M*}), \\ \Delta y_t - \Delta y_t^* &= (\mu_{FG}^Y - \mu_{FG}^{Y*}) + (v_{FG,t}^Y - v_{FG,t}^{Y*}), \\ \mu_{FG}^M, \mu_{FG}^{M*}, \mu_{FG}^Y, \mu_{FG}^{Y*} &- stałe, \\ v_{FG}^M, v_{FG}^{M*} &- szoki monetarne, \\ v_{FG}^Y, v_{FG}^{Y*} &- szoki podażowe, \\ v_{FG,t}^M, v_{FG,t}^{M*}, v_{FG,t}^Y, v_{FG,t}^{Y*} &\sim n.i.d., \\ \phi_{FG}, \lambda_{FG} &- parametry, \phi_{FG}, \lambda_{FG} > 0. \end{aligned}$$

Oczekiwania kursowe są formułowane zgodnie z nieubezpieczonym parytetem stóp procentowych:

$$E_t(b_{t+1}) - b_t = i_t - i_t^* \quad (3.10)$$

zaś inflacja jest determinowana przez nadwyżkowy popyt i oczekiwania cenowe:

$$\Delta p_t - \Delta p_t^* = \delta_{FG} \{ \varphi_{FG} (q_t - q^{PPP}) - \eta_{FG} (r_t - r_t^*) \} + E_t(\Delta \bar{p}_{t+1} - \Delta \bar{p}_{t+1}^*) \quad (3.11)$$

gdzie kreską wyróżniono wartości zmiennych zgodnie z warunkami równowagi *steady state*, q^{PPP} – kurs realny w warunkach *steady state* (stała), $q^{PPP} = \bar{q}^{REH}$, $r_t = i_t - E_t(\Delta p_{t+1})$, $r_t^* = i_t^* - E_t(\Delta p_{t+1}^*)$, parametry $\delta_{FG}, \varphi_{FG}, \eta_{FG} > 0$. Równowaga na krajowym i zagranicznym rynku towarowym zachodzi, gdy:

$$q_t - q^{PPP} = \varphi_{FG}^{-1} \eta_{FG} (r_t - r_t^*) \quad (3.12)$$

Jeśli oczekiwania kursowe i cenowe są formułowane zgodnie z hipotezą racjonalnych oczekiwań, w modelu Dornbuscha (1976) zachodzi parytet realnych stóp procentowych $r = r^*$ i spełniony jest parytet siły nabywczej, $q_t = q^{PPP}$.

Podstawowy wniosek płynący z modelu Dornbuscha jest klarowny: spełnienie założeń REH implikuje stacjonarność realnych kursów walutowych. Wnioski płynące z badań empirycznych są jednak inne, gdyż możliwość identyfikacji stacjonarnych kursów realnych okazuje się co najmniej nieoczywista, a jeśli już wybrany kurs realny jest istotnie zmienną stacjonarną, to okres jego powrotu na poziom PPP okazuje się zbyt długi, by można go zinterpretować w ramach modelu monetarnego (3.9)–(3.12). Frydman i in. (2008) zauważają, że w standardowym modelu Dornbuscha tempa dostosowań kursu nominalnego i relatywnych cen do poziomów zgodnych ze *steady state* są sobie równe (α_1^{FG}):

$$\begin{aligned} \Delta b_{t+1} &= -\alpha_1^{FG} (b_t - \bar{b}_t^{REH}) + E_t(\Delta p_{t+1} - \Delta p_{t+1}^*) + \\ &+ (1 + \alpha_1^{FG} \lambda_{FG}) / (\alpha_1^{FG} \lambda_{FG}) (v_{FG,t+1}^M - \phi_{FG} v_{FG,t+1}^Y) \end{aligned} \quad (3.13)$$

oraz

$$\Delta p_{t+1} - \Delta p_{t+1}^* = -\alpha_1^{FG} ((p_t - p_t^*) - (\bar{p}_t^{REH} - \bar{p}_t^{*REH})) + E_t(\Delta p_{t+1} - \Delta p_{t+1}^*) \quad (3.14)$$

a to z kolei oznacza identyczne tempo równoważenia kursu realnego:

$$\Delta q_{t+1} = -\alpha_1^{FG} (q_t - \bar{q}^{REH}) + (1 + \alpha_1^{FG} \lambda_{FG}) / (\alpha_1^{FG} \lambda_{FG}) (v_{FG,t+1}^M - \phi_{FG} v_{FG,t+1}^Y) \quad (3.15)$$

Przy założeniu sztywności cen dodatni szok monetarny powoduje odchylenie kursu nominalnego i realnego od poziomu PPP, co z kolei prowadzi do wzrostu popytu i pojawienia się presji cenowej. Wzrost cen relatywnych prowadzi ostatecznie do zrównania kursu rynkowego z kursem PPP. Łatwo zauważyć, że system (3.13)–(3.15) pozwala na wyjaśnienie przyczyn zbliżonych fluktuacji kursów nominalnych i realnych: dostosowania b i q przebiegają podobnie jeśli tylko różnice między oczekiwaniami inflacyjnymi w kraju i za granicą są umiarkowane. Wyjaśnienie drugiego paradoksu PPP w ramach standardowego modelu Dornbuscha nie jest już jednak możliwe. Frydman i in. (2008) wskazują, że z równości parametrów dostosowań i dużych oszacowań półokresów wygasania HL wynika wniosek o skrajnie spowolnionych (*unreasonably sluggish*) dostosowaniach cen relatywnych, które trudno jest zaakceptować nawet w przypadku bardzo dużych sztywności nominalnych (także: Rogoff, 1996).

Częściowe wyjaśnienie długich półokresów wygasania w ramach modelu PPP opartego na hipotezie racjonalnych oczekiwań jest możliwe w przypadku zróżnicowania szybkości (*delinking*) z jakimi zachodzą dostosowania kursów realnych i cen relatywnych. Benigno (2004) oraz Gali i Monacelli (2005), a za nimi Engel i in. (2008) rozważają konsekwencje endogenizacji polityki monetarnej, która polega na powiązaniu krajowych i zagranicznych nominalnych stóp procentowych z mechanizmami opisywanymi przez regułę Taylora. Przy mało krępującym założeniu, iż poziom krajowych stóp procentowych jest dodatkowo współokreślany przez wahania realnego kursu walutowego, otrzymujemy:

$$i_t = \kappa_0 q_t + \kappa_1 E_t(\Delta p_{t+1}) + \kappa_2 y_t^{GAP} + e_{MP,t} \quad (3.16a)$$

$$i_t^* = \kappa_1 E_t(\Delta p_{t+1}^*) + \kappa_2 y_t^{*GAP} + e_{MP,t}^* \quad (3.16b)$$

gdzie:

y^{GAP} , y^{*GAP} – krajowa i zagraniczna luka produkcyjna (popytowa),

e_{MP} , e_{MP}^* – błędy popełniane przez władze monetarne w kraju i za granicą.

Engel i in. (2008) pokazują, że przy braku szoków podażowych odchylenia kursu realnego od parytetu są proporcjonalne do błędów polityki monetarnej:

$$q_t - q^{PPP} = \tau_{EN}(e_{MP,t} - e_{MP,t}^*) \quad (3.17)$$

Przy dodatkowym, również mało krępującym założeniu, iż błędy polityki monetarnej można aproksymować za pomocą procesów autoregresyjnych $e_{MP,t} - e_{MP,t}^* = \mathcal{G}_{EN}(e_{MP,t-1} - e_{MP,t-1}^*) + \varepsilon_t$, $0 < \mathcal{G}_{EN} < 1$, $\varepsilon_t \sim n.i.d.(0, \sigma^2)$, dostosowania kursu realnego opisuje równanie:

$$\Delta q_{t+1} = -\tilde{\mathcal{G}}_{EN}(q_t - \bar{q}^{REH}) + \tau_{EN}\varepsilon_{t+1} \quad (3.18)$$

Łatwo zauważyć, że w przypadku w pełni elastycznych cen parametr τ_{FG} jest równy zero, a jego wartość rośnie wraz ze wzrostem sztywności cenowych. Jednocześnie τ_{EN} nie wpływa na szybkość równoważenia kursu realnego wokół poziomu zgodnego z parytetem, która wynosi $\tilde{\mathcal{G}}_{EN} = 1 - \mathcal{G}_{EN}$. Powyższa modyfikacja modelu Dornbuscha pozwala zatem na zróżnicowanie szybkości dostosowań kursu realnego i cen relatywnych, gdyż dopuszcza nierówność $\tilde{\mathcal{G}}_{EN} \neq \alpha_1^{FG}$, a w szczególności przypadek, gdy dostosowania kursu realnego są zdecydowanie wolniejsze od dostosowań cen relatywnych. Łatwo również zauważyć, że w analizowanej modyfikacji modelu monetarnego o szybkości dostosowań q do poziomu PPP decyduje trwałość relatywnych błędów polityki monetarnej. Jeśli \mathcal{G}_{EN} jest bliskie jedności, tempo dostosowań kursu realnego $\tilde{\mathcal{G}}_{EN}$ jest bliskie zera, a to oznacza, że realny kurs walutowy jest istotnie generowany przez proces $I(0)$, ale ten ostatni może wykazywać silne cechy procesu $I(1)$.

Juselius (2010a, 2010b) podkreśla, że powyższe własności modelu monetarnego ze zróżnicowanymi dostosowaniami wzdłuż trajektorii równowagi mogą prowadzić do sytuacji, gdy w badaniach empirycznych zmienność kursu realnego powinna być opisywana przez modele dopuszczające jego przyrostostacjonarność. Argumentacja jest następująca. Przy założeniu, że x jest generowany przez proces $AR(S)$, $(1 - \tau_1 L - \tau_2 L^2 - \dots - \tau_s L^s)x_t = \varepsilon_t$, istnieje graniczna wartość $\bar{\rho}$, której przekroczenie przez moduł największego pierwiastka ρ_1 równania charakterystycznego $1 - \tau_1 \rho - \tau_2 \rho^2 - \dots - \tau_s \rho^s = 0$ jest przesłanką wystarczającą do uznania x za zmienną $I(1)$, tzn.

$$x_t \sim I(0) \quad \text{gdy} \quad \rho_1 < \bar{\rho} \quad (3.19a)$$

$$x_t \sim I(1) \quad \text{gdy} \quad \bar{\rho} < \rho_1 \leq 1 \quad (3.19b)$$

Powyższą regułę można rozszerzyć na przypadek zmiennych $I(2)$:

$$x_t \sim I(2) \quad \text{gdy} \quad \rho_1 = 1 \quad \text{i} \quad \bar{\rho} < \rho_2 \leq 1 \quad (3.19c)$$

gdzie ρ_2 to moduł drugiego największego pierwiastka charakterystycznego.

Parametrowi $\bar{\rho}$ można niekiedy nadać interpretację ekonomiczną bezpośrednio odwołującą się do efektywności polityki gospodarczej: wartość $\bar{\rho}$ określa pośrednio najdłuższy horyzont czasowy reakcji systemu gospodarczego na zmiany polityki, przy czym reakcje te są postrzegane przez władze jako istotne ze względu na realizowane cele polityki gospodarczej (Juselius, 2010a).

Podsumowując, endogenizacja polityki monetarnej pozwala na modyfikację modelu monetarnego ze sztywnymi cenami i rozważenie systemu dopuszczającego bardzo powolne dostosowania kursów walutowych i wyraźnie szybsze dostosowania cenowe. Przyczyny, dla których rozwiązanie polegające na rozbudowie modelu Dornbuscha o krajową i zagraniczną regułę polityki monetarnej może nie być wystarczające, mają charakter empiryczny. Badania prezentowane w pracach Junga (2007), Johansena i in. (2009) oraz Juselius (2010a) wskazują, że ograniczenie analiz kursów walutowych do przypadków dopuszczających ich zintegrowanie w stopniu co najwyżej pierwszym jest nadal niesatysfakcjonujące ze względu na niemożność replikowania przez modele empiryczne trwałych odchyłeń kursów realnych od poziomu zgodnego z parytetem walut. Frydman i in. (2008) podkreślają, że naszkicowane wyżej modyfikacje modelu monetarnego mogą być niewystarczające i to nie ze względu na szczególne założenia dotyczące propagacji szoków podażowych, szoków monetarnych i błędów polityki monetarnej, lecz na skutek oparcia wnioskowania na systemie budowanym wokół hipotezy racjonalnych oczekiwań REH. Rekomendowane rozwiązanie polega na uchyleniu podstawowego założenia REH, zgodnie z którym oczekiwania są formułowane na poziomie parytetu siły nabywczej walut, a podmioty gospodarcze niezmiennie zakładają wystąpienie mechanizmów sprowadzających kurs w kierunku q^{PPP} . Frydman i Goldberg (2007, rozdz. 10, dalej: FG) oraz Frydman i in. (2008) wskazują szereg przekonujących argumentów za uchyleniem założeń REH. W przypadku modelu PPP szczególnie istotny jest argument, iż maksymalizacja zysków z inwestycji jest przesłanką wystarczająca do podjęcia przez podmioty gospodarcze poszukiwań alternatywnych strategii prognostycznych:

$$E_{i,t}^{IKE}(b_{t+1}^i) = \beta'_{(k)i,t} x_{(k)i,t} + \rho_{1,t} b_t \quad (3.20)$$

gdzie: $x_{(k)i,t}$ – wektor krajowych i zagranicznych zmiennych fundamentalnych wykorzystywanych przez i -tego inwestora przy formułowaniu oczekiwań w odniesieniu do kursu b , $\beta_{(k)i,t}$ – wektor parametrów. Uchylenie założenia o stałości parametrów i założenia o ustalonym z góry zbiorze zmiennych fundamentalnych oznacza, że w ogólnym przypadku strategii prognostyczne wykorzystywane w warunkach REH oraz IKE są różne, $E_{i,t}^{IKE}(b_{t+1}^i) \neq E_{i,t}^{REH}(b_{t+1}^i)$.

Istotą podejść opartych na hipotezie gospodarki niedoskonalej wiedzy IKE jest identyfikacja mechanizmów determinujących rewizje strategii prognostycznych. Ponieważ w ramach hipotezy IKE zmiany strategii prognostycznych wynikają z wahań zmiennych fundamentalnych oraz ze zmian wartości parametrów, łączna zmiana prognozy sporządzanej w okresie t w stosunku do prognozy z okresu $t-1$ jest następująca:

$$F_{i,t}^{IKE}(b_{t+1}^i) - F_{i,t-1}^{IKE}(b_t^i) = \beta'_{(k)i,t-1}(\Delta x_{(k)i,t}) + (\Delta \beta'_{(k)i,t})x_{(k)i,t} \quad (3.21)$$

gdzie $F_{i,t}^{IKE}(b_{t+1}^i) = \beta'_{(k)i,t}x_{(k)i,t}$ jest zredukowaną (*semi-reduced form*) postacią modelu (3.20).

Przy założeniu stałości parametrów $\Delta \beta_{(k)i,t} = 0$ zmiany oczekiwań kursowych determinuje pierwszy składnik równania (3.21), tzn. trendy w zmiennych fundamentalnych i egzogeniczne szoki:

$$\beta'_{(k)i,t-1}(\Delta x_{(k)i,t}) = \iota(F_{i,t}^{IKE}(b_{t+1}^i)) + \beta'_{(k)i}v_{(k)t}^{x_i} \quad (3.22)$$

gdzie:

$\iota(F_{i,t}^{IKE}(b_{t+1}^i)) = \beta'_{(k)i}\mu_{(k)}^{x_i}$ – trend, zgodnie z którym następują rewizje prognoz,

$\beta'_{(k)i}v_{(k)t}^{x_i}$ – losowe odchylenia od trendu $\iota(F_{i,t}^{IKE}(b_{t+1}^i))$.

Uchylenie założenia o stałości parametrów w równaniu (3.21) oznacza, że prosta ekstrapolacja trendów (3.22) nie jest już wystarczająca i w strategiach prognostycznych należy uwzględnić dodatkowo korekty oczekiwań wynikające ze zmian wartości parametrów, tzn.:

$$\beta'_{(k)i,t-1}(\Delta x_{(k)i,t}) + (\Delta \beta'_{(k)i,t})x_{(k)i,t} = \iota(F_{i,t}^{IKE}(b_{t+1}^i)) + \beta'_{(k)i}v_{(k)t}^{x_i} + (\Delta \beta'_{(k)i,t})x_{(k)i,t} \quad (3.23)$$

Równanie (3.23) pozwala na identyfikację dwóch przyczyn zmian prognoz kursu nominalnego:

– zmienna w czasie jest reguła, zgodnie z którą następuje ekstrapolacja trendów obserwowanych w zmiennych fundamentalnych. W okresie t prognoza ma jednak charakter „zamrożony” w tym sensie, że do jej wyznaczenia wykorzystywane są parametry z okresu $t-1$:

$$\iota(F_{i,t}^{IKE}(b_{t+1}^i)) = E_{t-1}(F_{i,t}^{IKE}(b_{t+1}^i) | \Delta \beta_{(k)i,t} = 0) = \beta'_{(k)i,t-1}\mu_{(k)}^{x_i} \quad (3.24)$$

Frydman i in. (2008) określają sumę $\iota(F_{i,t}^{IKE}(b_{t+1}^i)) + \beta'_{(k)i}v_{(k)t}^{x_i}$ mianem prognozy *status quo*, a jej pierwszy składnik mianem trendu bazowego (*baseline drift*);

– zmienna w czasie jest korekta prognozy *status quo* reprezentowana przez ostatni składnik (3.23). Ponieważ w okresie t prognoza *status quo* jest ustalona *a priori*, źródłem bieżących korekt strategii prognostycznych są zmiany parametrów następujące między okresem t i $t-1$.

Zgodnie z hipotezą IKE warunki jakie można nałożyć na mechanizmy decydujące o zmianach wartości parametrów mają co najwyżej charakter jakościowy i należy je wiązać przede wszystkim z psychologicznymi uwarunkowaniami rewizji prognoz. Frydman in. (2008) argumentują, że w świetle badań Barberisa i in. (1998) i Schulmeistera (2006) najważniejszym wyznacznikiem rewizji prognoz jest konserwatyzm inwestorów, którego krótkookresowymi konsekwencjami są jedynie niewielkie korekty struktur modeli prognostycznych. Uwzględnienie konserwatywnego charakteru korekt modeli prognostycznych wymaga przyjęcia dwóch restrykcji. Po pierwsze, korekta prognozy wynikająca ze zmiany wartości parametrów β jest mniejsza od zmian wynikających z obecności trendu bazowego:

$$\left| (\Delta\beta'_{(k)t,t})x_{(k)t,t} \right| < \left| \beta'_{(k)t,t-1} \mu_{(k)}^y \right| \quad (3.25)$$

Po drugie, zmiany parametrów $\beta_{(k)}$ w dwóch sąsiadujących okresach są na tyle umiarkowane, że nie prowadzą do zmiany znaku trendu bazowego.

Zastąpienie REH hipotezą gospodarki niedoskonałej wiedzy IKE prowadzi do zasadniczej rewizji monetarnego modelu Dornbuscha. Frydman i in. (2008) pokazują, że dostosowania kursu nominalnego, cen relatywnych (tym samym kursu realnego) i nominalnych stóp procentowych można przedstawić za pomocą analogicznych do (3.13)–(3.15) równań korekty błędem:

$$\Delta y_{t+1} = -v_{FG}(y_t - \bar{y}_t^{IKE}) + E_t(\Delta \bar{y}_{t+1}^{IKE} | \Delta \beta_{(k)t+1} = 0) + j_{t+1} \quad (3.26)$$

gdzie: $y = \{b, p - p^*, i - i^*, q\}$, $E_t(\Delta \bar{y}_{t+1}^{IKE} | \Delta \beta_{(k)t+1} = 0)$ – zmiana poziomu *steady state* w warunkach IKE przy założeniu stałości parametrów $\beta_{(k)}$ między okresami t i $t+1$, j – wektor reprezentujący czynniki krótkookresowe (*jumps*), których oddziaływanie na dynamikę składowych wektora y zależy od wielkości (i) szoków podażowych v_{FG}^y , (ii) szoków monetarnych v_{FG}^M , (iii) szoków oddziałujących na zmienne fundamentalne $v_{(k)}^y$, (iv) wartości parametrów λ_{FG} i ϕ_{FG} (równanie (3.9)), (v) parametru autoregresji $\rho_{1,i}$ (równanie (3.20)) i wartości (vi) parametrów $\beta_{(k)t}$ i ich (vii) zmian $\Delta \beta_{(k)t+1}$ (patrz: Frydman i in., 2008, równanie (19)).

Porównanie systemu (3.13)–(3.15) z modelem ECM (3.26) pozwala na identyfikację istotnych różnic między krótkookresowymi wahaniami kursu nominalnego, relatywnych cen i kursu realnego w alternatywnych wariantach

modelu Dornbuscha konstruowanych przy założeniach REH i IKE. Najważniejsza różnica między modelem monetarnym w warunkach REH i jego wariantem dopuszczającym niepełną wiedzę inwestorów wynika jednak stąd, że w drugim przypadku redefinicji ulegają warunki równowagi *steady state*. Frydman i in. (2008) pokazują, że w warunkach IKE trajektorie, wokół których następują dostosowania kursu nominalnego i realnego oraz dostosowania cen relatywnych są zmienne w czasie i współzależą od różnic między prognozami kursu nominalnego wyznaczanymi przy założeniach IKE i REH:

$$\bar{b}_t^{IKE} = \bar{b}_t^{REH} + \frac{\eta_{FG} + \varphi_{FG}\lambda_{FG}}{\varphi_{FG} + (1 - \rho_1)(\eta_{FG} + \varphi_{FG}\lambda_{FG})} (F_t^{IKE}(b_{t+1}) - F_t^{REH}(b_{t+1})) \quad (3.27)$$

$$\bar{q}_t^{IKE} = \bar{q}_t^{REH} + \frac{\eta_{FG}}{\varphi_{FG} + (1 - \rho_1)(\eta_{FG} + \varphi_{FG}\lambda_{FG})} (F_t^{IKE}(b_{t+1}) - F_t^{REH}(b_{t+1})) \quad (3.28)$$

$$\begin{aligned} (\bar{p}_t^{IKE} - \bar{p}_t^{*IKE}) &= (\bar{p}_t^{REH} - \bar{p}_t^{*REH}) + \\ &+ \frac{\varphi_{FG}\lambda_{FG}}{\varphi_{FG} + (1 - \rho_1)(\eta_{FG} + \varphi_{FG}\lambda_{FG})} (F_t^{IKE}(b_{t+1}) - F_t^{REH}(b_{t+1})) \quad (3.29) \end{aligned}$$

Implikacje powyższych wyników są trudne do przecenienia.

1. W warunkach IKE odchylenia prognoz kursu nominalnego od poziomu zgodnego z PPP (różnice $F_t^{IKE}(b_{t+1}) - F_t^{REH}(b_{t+1})$) przekładają się z różną siłą na położenie równowagi *steady state*. Rozróżnienie między równowagą *steady state* w warunkach IKE oraz równowagą definiowaną przez poziom PPP w warunkach REH pozwala na różnicowanie dynamiki dostosowań cen relatywnych oraz kursów nominalnych i realnych, a to z kolei oznacza, że w modelu FG w pełni dopuszczalna jest analiza długich półokresów wygasania realnych kursów walutowych bez nakładania restrykcji implikujących nadmierną sztywność cen.

2. Rozwiązanie znajduje paradoks PPP przejawiający się w postaci bardzo podobnych fluktuacji kursów realnych i nominalnych. Łatwo zauważyć, że w przypadku małej wrażliwości popytu na odchylenia kursu realnego od poziomu PPP luka popytowa w równaniu (3.11) jest determinowana przede wszystkim przez różnice realnych stóp procentowych. Jeśli zatem parametr φ_{FG} jest znacznie mniejszy od η_{FG} , oscylacje kursów nominalnych i realnych mogą przebiegać podobnie. Frydman i in. (2008) wykazują, że podobne zjawisko będzie występować przy założeniu pełnej elastyczności cen.

3. Położenie punktu równowagi *steady state* systemu (3.27)–(3.29) ulega przesunięciom na skutek zmian strategii prognostycznych. Frydman i Goldberg (2007) dopuszczają zatem sytuację, w której punkt równowagi IKE może

oddalać się od równowagi zgodnej z REH, a to oznacza, że krótkookresowe dostosowania kursu realnego i nominalnego w kierunku poziomów definiowanych przez równania (3.27)–(3.29) mogą w istocie oznaczać oddalanie się b i q od poziomów zgodnych z parytetem siły nabywczej walut. Nie można też wykluczyć przypadku, gdy przez pewien czas b i q będą zbliżać się w kierunku poziomu PPP, ale po osiągnięciu punktu równowagi nastąpi ich dalszy wzrost (spadek), którego przyczyną nie będą egzogeniczne szoki, lecz niekompletność wiedzy podmiotów gospodarczych o determinantach kursów walutowych.

4. Implikowane przez hipotezę IKE jednokierunkowe zmiany kursów walutowych (*unbounded swings*) nie mają podtrzymywalnego charakteru. Stabilność modelu FG zapewnia dodatkowe założenie, zgodnie z którym, niezależnie od bieżących, konserwatywnych korekt modeli prognostycznych, inwestorzy dokonują okresowo głębokich, niemożliwych do apriorycznego umiejscowienia w czasie, zmian strategii prognostycznych. Frydman i in. (2008) wskazują, że przyczyny tych zmian mogą być różnorakie – od czynników psychologicznych, przez wydarzenia polityczne, po sformalizowane kryteria oceny stosowanych strategii prognostycznych, jednak Frydman i in. (2008), a za nimi Juselius (2010a, 2010b) zwracają szczególną uwagę na niepewność (*uncertainty premium*) i podkreślają w tym kontekście znaczenie alternatywnych miar nierównowagi gospodarczej (*gap effects*). W szczególności, odchylenia kursu realnego od poziomu PPP są identyfikowane jako najważniejsze przyczyny zmian strategii prognostycznych (Juselius, 2010a, 2010b), a to z kolei oznacza, że model FG należy postrzegać nie jako alternatywę wobec standardowych modeli monetarnych opartych na założeniach REH, lecz jako ich uogólnienie uwzględniające niepewność obecną w procesie formułowania oczekiwań.

3. Analiza kointegracyjna systemów ze zmiennymi I(2)

Dyskusja o własnościach modeli monetarnych przy założeniach REH i IKE prowadzi do wniosku, iż zawężenie badań kursów realnych do standardowych testów stacjonarności lub testów skointegrowania kursu nominalnego z cenami krajowymi i zagranicznymi, a następnie próba rozstrzygnięcia, za ich pomocą, o poprawności hipotezy lub modelu PPP jest rozwiązaniem nadmiernie uproszczonym. Założenie, że parytet siły nabywczej walut znajduje potwierdzenie, gdy realny kurs walutowy jest stacjonarny oznacza w istocie przyjęcie wąskiej, bo ograniczonej do standardowego modelu monetarnego, perspektywy badawczej sprowadzającej się do rozłącznego testowania stacjonarności realnego kursu

walutowego $q_t \sim I(0)$ i realnych stóp procentowych, $r_t \sim I(0)$, $r_t^* \sim I(0)$. Model monetarny z endogeniczną polityką monetarną definiuje szersze środowisko badawcze, ale dopuszcza jedynie sytuację, w której kurs realny jest generowany przez proces o silnych cechach $I(1)$, np.:

$$q_t = h_t + \varepsilon_t \quad (3.30)$$

gdzie:

$$h_t = \rho_1 h_{t-1} + \eta_t,$$

ρ_1 – parametr autoregresji o wartości bliskiej 1,

$$\varepsilon_t, \eta_t \sim n.i.d.(0, \sigma^2)$$

Błędy polityki monetarnej są zatem czynnikiem, którego wystąpienie w analizowanym systemie może uniemożliwić odrzucenie hipotezy o obecności pierwiastka jednostkowego w procesie generującym realny kurs walutowy. Jeszcze inne środowisko analityczne definiują założenia IKE. Kurs realny jest wówczas zmienną $I(1)$, ale może wykazywać jednocześnie silne cechy procesów $I(2)$ i jego wahania można aproksymować za pomocą ścieżki losowej ze zmiennym w czasie dryfem f , np.:

$$q_t = q_{t-1} + f_t + \varepsilon_t \quad (3.31)$$

gdzie $h_t = \rho_1 h_{t-1} + \eta_t$ (ρ_1 bliskie 1) reprezentuje zmiany oczekiwań (prognoz) wynikające z wahań zmiennych fundamentalnych i modyfikacji strategii progностycznych.

Zaprezentowany w poprzednim punkcie przegląd najważniejszych badań parytetu siły nabywczej walut wskazuje, że w badaniach empirycznych dominuje nurt rygorystycznie nawiązujący do założeń hipotezy REH, a kryterium prawdziwości hipotezy PPP lub poprawności modelu PPP pozostaje stacjonarność kursu realnego lub co najmniej skointegrowanie zmiennych nominalnych. W świetle własności modelu Dornbuscha z endogeniczną polityką monetarną lub modelu monetarnego opartego na założeniach IKE takie sformułowanie problemu badawczego może być krytykowane. Pierwszym problemem są nadal nieprzekonywające wyniki empiryczne uzyskiwane za pomocą nawet najbardziej zaawansowanych testów stacjonarności. Co więcej, wyniki sugerujące niestacjonarność kursów realnych w krótkich próbach i wskazujące jednocześnie na stacjonarność w modelach opartych na długich szeregach czasowych (lub w modelach panelowych), można łatwo powiązać ze wskazaniem modelu IKE: jeśli inwestorzy dokonują głębszych korekt strategii progностycznych dopiero w przypadku nadmiernych odchyień kursu realnego od poziomu zgodnego

z PPP, to empiryczne potwierdzenie obecności mechanizmów równoważących kurs realny wokół PPP będzie możliwe tylko wtedy, gdy próba będzie zawierać dostateczną liczbę obserwacji z okresów, w których następowało trwałe odwrócenie średniookresowych dryfów kursu realnego. Ten ostatni warunek nie musi być spełniony w próbach o typowej długości. Dlatego też drugi wątek krytyki tradycyjnych metod weryfikacji hipotezy parytetu walut lub konstrukcji modelu PPP pojawia się wtedy, gdy standardowe założenia REH są traktowane dogmatycznie, a nie jako podlegająca weryfikacji hipoteza badawcza. Wątpliwość, że forsowanie założeń nieprzystających do własności procesów generujących dane może ostatecznie prowadzić do niespójnych lub dyskusyjnych wyników, jest szczególnie ważna w przypadku modeli nieliniowych (dyskusja w rozdz. II), w których do akceptacji hipotezy PPP wystarcza jedynie obecność procesów równoważących kurs realny w okresach największych odchyżeń od parytetu, podczas gdy przyczyny niestacjonarności kursów realnych w nierzadko bardzo szerokich reżimach wewnętrznych pozostają niewyjaśnione. To ostatnie zastrzeżenie można też niekiedy odnosić do modeli liniowych opartych na długich próbach, w których stacjonarność kursów realnych nie budzi większych wątpliwości, ale odchylenia kursu realnego do parytetu okazują się na tyle trwałe, że walory poznawcze i analityczne modelu PPP okazują się ostatecznie niewielkie.

Dotychczasowa dyskusja na temat alternatywnych wariantów modelu monetarnego i krytyka modeli empirycznych konstruowanych przy założeniach REH w pełni uzasadniają takie przeformułowanie empirycznych modeli parytetu siły nabywczej walut, dzięki którym będzie możliwe rozróżnienie pomiędzy omawianymi wyżej wariantami modelu Dornbuscha, a w przypadku stwierdzenia niestacjonarności kursu realnego – konstrukcja modelu wyjaśniającego jej przyczyny. Porównanie założeń przyjmowanych w alternatywnych wariantach modelu monetarnego prowadzi do wniosku o zagnieżdżeniu standardowego modelu Dornbuscha w modelu z endogeniczną polityką monetarną i zagnieżdżeniu tego drugiego w modelu FG. Możliwość takiego uporządkowania modeli ułatwia wybór pomiędzy nimi w ramach podejść analogicznych do przyjmowanych w strategii modelowania *od-ogółu-do-szczegółu* (*from-general-to-specific modeling*, FGTS; np. Majsterk i Welfe, 2000a, także: Kelm, 2000).

W badaniach empirycznych należy rekomendować rozwiązania systemowe polegające na konstrukcji modeli VAR i pozwalające na statystyczne wnioskowanie o stopniu zintegrowania zmiennych i wiążących te zmienne zależnościach przyczynowo-skutkowych. Ponieważ założenia IKE definiują najbardziej ogólny wariant modelu monetarnego, w którym są obecne zmienne o cechach zbliżonych do własności zmiennych $I(2)$, właściwym punktem wyjścia jest konstrukcja

modelu VEC zakładającego obecność zmiennych zintegrowanych w stopniu drugim. W takim przypadku model VAR (3.5) należy zastąpić jego kolejnym izomorficznym przekształceniem (por. Johansen, 1995a, rozdz. 9; także: Majsterrek, 2008, punkt 3.3, 2010) :

$$\Delta^2 y_{(m)t} = \Pi y_{(m)t-1} + \Gamma \Delta y_{(m)t-1} + \sum_{s=1}^{S-2} \Phi_s \Delta^2 y_{(m)t-s} + \mu_{(m)} + \varepsilon_{(m)t} \quad (3.32)$$

gdzie:

$\Gamma = -(I - \sum_{s=1}^{S-1} \Gamma_s)$ – macierz mnożników średniookresowych, $\Gamma : [M \times M]$,

$\Phi_s = -\sum_{j=s+1}^{S-1} \Gamma_j$ – macierz parametrów krótkookresowych, $\Phi_s : [M \times M]$.

Porównanie modelu VEC- $I(2)$ (3.32) ze standardowo wykorzystywanym modelem VEC- $I(1)$ (3.6) prowadzi do dwóch wniosków. Po pierwsze, dekompozycja macierzy mnożników długookresowych na macierz wektorów kointegrujących i macierz wag okazuje się niewystarczająca, gdyż analogiczny problem pojawia się w przypadku macierzy mnożników średniookresowych – obecność zmiennych $I(2)$ oznacza, że przyrosty zmiennych $y_{(m)}$ są zintegrowane w stopniu pierwszym, a stąd wynika wniosek, że konstrukcja modelu (3.32) musi również obejmować analizę skointegrowania składowych wektora $\Delta y_{(m)}$. Po drugie, rozróżnienie pomiędzy zależnościami długo- i średniookresowymi oznacza, że o własnościach systemu VEC- $I(2)$ (3.32) będą decydować szoki oddziaływające na składowe $y_{(m)}$ w różnych horyzontach czasowych. W takim przypadku niezbędne jest uzupełnienie analizy kointegracyjnej o analizę modelu (lub tzw. reprezentacji) wspólnych trendów stochastycznych (*common stochastic trends representation*, CST).

Znaczenie analizy trendów stochastycznych najłatwiej zilustrować za pomocą następującej dekompozycji procesu generującego zmienne modelu VAR (szczegóły w: Johansen, 1995a, rozdz. 3):

$$y_{(m)t} = \alpha(\beta' \alpha)^{-1} \beta' y_{(m)t} + \beta_{\perp} (\alpha'_{\perp} \beta_{\perp})^{-1} \alpha'_{\perp} y_{(m)t} \quad (3.33)$$

gdzie:

β_{\perp} – macierz dopełnień ortogonalnych macierzy β , $\beta' \beta_{\perp} = 0$,

α_{\perp} – macierz wag korespondująca z macierzą β_{\perp} ,

$\beta_{\perp} : [M \times M - V]$, $\alpha_{\perp} : [M \times M - V]$;

macierze (β, β_{\perp}) i (α, α_{\perp}) mają pełne rzędy, tj. $r(\beta, \beta_{\perp}) = r(\alpha, \alpha_{\perp}) = M$.

Równanie (3.33) przedstawia zmienne modelu VAR jako wypadkowe oddziaływana dwóch przeciwstawnych mechanizmów. Pierwszy z nich odpowiada za obecność procesów równoważących system VEC- $I(1)$ (*pulling forces*)

wzdłuż V trajektorii równowagi definiowanych przez wektory kointegrujące $\beta'y_{(m)t}$, podczas gdy drugi odpowiada za obecność $M - V$ procesów powodujących oddalanie się (*pushing forces*) zmiennych od ścieżek równowagi – tendencje odśrodkowe są reprezentowane przez wspólne trendy $\alpha'_\perp y_{(m)t}$. Przyjęcie takiej perspektywy natychmiast prowadzi do wniosku, że zawężenie badań do identyfikacji wektorów kointegrujących w ramach modelu VEC może dawać niepełny obraz procesów decydujących o własnościach i powiązaniach składowych wektora $y_{(m)}$.

Rozszerzenie standardowej analizy skointegrowania zmiennych $I(1)$ na analizę propagacji szoków wymaga przekształcenia modelu VAR do postaci CST, w której trajektorie zmiennych są współokreślane przez wspólne trendy stochastyczne i wartości początkowe $y_{(m)0}$:

$$y_{(m)t} = C \sum_{i=1}^t \varepsilon_{(m)i} + T_0(t) + e_{(m)t} \quad (3.34)$$

gdzie:

$$C = \beta_\perp (\alpha'_\perp (-I - \sum_{s=1}^s \Gamma_s)) \beta_\perp^{-1} \alpha'_\perp,$$

$T_0(t)$ – funkcja wartości początkowych $y_{(m)0}$ i trendu deterministycznego²,
 $e_{(m)t} \sim I(0)$.

Struktura macierzy C jest analogiczna do struktury macierzy Π :

$$C = \tilde{\beta}_\perp \alpha'_\perp \quad (3.35)$$

co pozwala przedstawić ścieżki zmiennych modelu VAR jako kombinacje liniowe wspólnych trendów stochastycznych $\sum_{i=1}^t u_{(m)i}$:

$$y_{(m)t} = \tilde{\beta}_\perp \sum_{i=1}^t u_{(m)i} + T_0(t) + e_{(m)t} \quad (3.36)$$

których składniki są definiowane jako liniowe kombinacje zakłóceń $\varepsilon_{(m)}$:

$$u_{(m)i} = \alpha'_\perp \varepsilon_{(m)i} \quad (3.37)$$

Podsumowując, o użyteczności reprezentacji wspólnych trendów stochastycznych decyduje możliwość oszacowania macierzy $\tilde{\beta}_\perp$ i α'_\perp definiujących $M - V$ kierunków rozprzestrzenia się w systemie szoków $I(1)$. W szczególności, macierz α'_\perp pozwala na identyfikację źródeł szoków, zaś macierz $\tilde{\beta}_\perp$ na wskazanie zmiennych, na które te szoki ostatecznie oddziałują.

² W przypadku modelu VEC z wyrazem wolnym poza przestrzenią kointegrującą zachodzi $T_0(t) = \tau_0 + \tau_1 t$, gdzie: $\tau_1 = C\mu_{(m)}$, $\tau_0 = Cy_{(m)0}$.

Analiza kointegracyjna w modelu VEC- $I(2)$ i analiza rozprzestrzeniania się szoków w korespondującej z nim reprezentacji CST wymaga nie tylko określenia liczby relacji kointegrujących (V) i liczby wspólnych trendów stochastycznych ($M - V$), ale również ustalenia, które spośród tych ostatnich są procesami $I(1)$, a które procesami $I(2)$. Idea rozwiązania zaproponowanego przez Johansena (1992) nawiązuje bezpośrednio do podejścia wykorzystywanego przy dekompozycji macierzy mnożników długookresowych Π w standardowym modelu VEC- $I(1)$ (3.6). I tak, w przypadku $y_{(m)t} \sim I(2)$ zastosowanie filtru różnicowego implikuje $\Delta y_{(m)t} \sim I(1)$, a to oznacza, że w modelu VEC- $I(2)$ (3.32) pomiędzy składowymi wektora $\Delta y_{(m)t}$ będą zachodzić zależności analogiczne do tych, które można zidentyfikować pomiędzy poziomami zmiennych $I(1)$ w modelu (3.6). Jeśli zatem informacja o liczbie wspólnych trendów stochastycznych $I(1)$ w modelu (3.6) jest zawarta w macierzy Π (decyduje o niej rząd Π), to w modelu (3.32) podobną informację o liczbie trendów $I(2)$ zawiera macierz mnożników średniookresowych Γ . Podstawowy problem wynika stąd, że ustalenie rzędu Γ nie wystarcza do określenia liczby S_1 trendów stochastycznych $I(1)$ i S_2 trendów $I(2)$, gdyż $S_1 + S_2 = M - V$. Dlatego też propozycja Johansena (1992) polega na rozważeniu następującej transformacji macierzy Γ :

$$\alpha'_\perp \Gamma \beta_\perp = \xi \psi' \quad (3.38)$$

gdzie:

$$\begin{aligned} \alpha'_\perp \Gamma \beta_\perp &: [M - V \times M - V], \\ \xi, \psi &: [M - V \times S_1]. \end{aligned}$$

Macierze ξ i ψ oraz ich dopełnienia ortogonalne ξ_\perp i ψ_\perp definiują tzw. projekcje $M - V$ trendów stochastycznych – odpowiednio – w przestrzenie trendów stochastycznych $I(1)$ i $I(2)$, dzięki czemu możliwa jest dekompozycja kierunków α_\perp i β_\perp (por. (3.34)–(3.35)) na kierunki, w jakich rozprzestrzeniają się szoki $I(1)$, $\alpha_{\perp 1}$ i $\beta_{\perp 1}$, oraz kierunki propagacji szoków $I(2)$, $\alpha_{\perp 2}$ i $\beta_{\perp 2}$ (por. także Juselius, 2006, s. 312–314 oraz Majsterek, 2008, punkt 3.3, 2010):

$$\alpha_{\perp 1} = \alpha_\perp (\alpha'_\perp \alpha_\perp)^{-1} \xi \quad (3.39a)$$

$$\beta_{\perp 1} = \beta_\perp (\beta'_\perp \beta_\perp)^{-1} \psi \quad (3.39b)$$

oraz:

$$\alpha_{\perp 2} = \alpha_\perp \xi_\perp \quad (3.40a)$$

$$\beta_{\perp 2} = \beta_\perp \psi_\perp \quad (3.40b)$$

gdzie:

$$\alpha_{\perp} = (\alpha_{\perp 1}, \alpha_{\perp 2}),$$

$$\beta_{\perp} = (\beta_{\perp 1}, \beta_{\perp 2}).$$

Rozróżnienie pomiędzy S_1 trendami $I(1)$ oraz S_2 trendami $I(2)$ pozwala na wprowadzenie reprezentacji CST uwzględniającej obecność zmiennych $I(2)$:

$$y_{(m)t} = C_2 \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^i \varepsilon_{(m)j} + C_1 \sum_{i=1}^t \varepsilon_{(m)i} + T_0(t) + e_{(m)t} \quad (3.41)$$

gdzie:

$C_2 = \beta_{\perp 2} (\alpha'_{\perp 2} \Psi \beta_{\perp 2})^{-1} \alpha'_{\perp 2}$ – macierz parametrów związanych z dwukrotnie kumulowanymi zakłóceniami $\varepsilon_{m,j}$, $\Psi = \Gamma \beta (\beta' \beta)^{-1} \alpha (\alpha' \alpha)^{-1} \Gamma - \sum_{s=1}^{S-2} \Phi_s \Delta^2 y_{(m)t-s}$,
 C_1 – macierz parametrów związanych z jednokrotnie kumulowanymi zakłóceniami.

Przez analogię do modelu (3.36) w systemie (3.41) można uwzględnić *explicitie* oddziaływanie trendów stochastycznych $I(2)$:

$$y_{(m)t} = \tilde{\beta}_{\perp 2} \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^i u_{(m)j} + C_1 \sum_{i=1}^t \varepsilon_{(m)i} + T_0(t) + e_{(m)t} \quad (3.42)$$

gdzie:

$$\tilde{\beta}_{\perp 2} = \beta_{\perp 2} (\alpha'_{\perp 2} \Psi \beta_{\perp 2})^{-1},$$

$$u_{(m)i} = \alpha'_{\perp 2} \varepsilon_{(m)i}.$$

Macierze $\alpha_{\perp 2}$ i $\tilde{\beta}_{\perp 2}$ pozwalają na analizę, odpowiednio, źródeł i kierunków oddziaływania trendów $I(2)$. Wskazanie przyczyn pojawiania się szoków $I(1)$ i określenie kierunków ich propagacji okazuje się jednak niemożliwe ze względu na niemożność przeprowadzenia jednoznacznej dekompozycji macierzy C_1 . Juselius (2006, s. 314) wskazuje, że w ogólnym przypadku macierz C_1 jest definiowana przez kombinację liniową wektora parametrów dostosowań α i jego dopełnień ortogonalnych $\alpha_{\perp 1}$ i $\alpha_{\perp 2}$:

$$C_1 = w_0 \alpha' + w_1 \alpha'_{\perp 1} + w_2 \alpha'_{\perp 2} \quad (3.43)$$

a to oznacza, że przekształcenie równania (3.42) do postaci:

$$y_{(m)t} = \tilde{\beta}_{\perp 2} \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^i u_{(m)j} + \tilde{\beta}_{\perp 1} \sum_{i=1}^t u_{(m)i} + T_0(t) + e_{(m)t} \quad (3.44)$$

jest uzasadnione tylko wtedy, gdy elementy macierzy definiowanych przez pierwszy i trzeci składnik równania (3.43) są w przybliżeniu równe zero. Tylko w takim przypadku $\tilde{\beta}_{\perp 1} \approx w_1 \alpha'^T_{\perp 1}$.

Przy ustalonej liczbie V wektorów kointegrujących i S_1 trendów stochastycznych $I(1)$ możliwa jest identyfikacja macierzy parametrów δ , τ i ζ i przekształcenie modelu VEC- $I(2)$ (3.32) do postaci³ (Juselius, 2006, s. 318–320):

$$\Delta^2 y_{(m)t} = \alpha(\beta' y_{(m)t-1} + \delta' \Delta y_{(m)t-1}) + \zeta \tau' \Delta y_{(m)t-1} + \varepsilon_{(m)t} \quad (3.45)$$

gdzie:

δ – macierz parametrów równowagi dynamicznej,

$\delta: [M \times V]$,

τ – macierz parametrów równowagi średniokresowej,

$\tau = (\beta, \beta_{\perp})$,

$\beta_{\perp}: [M \times S_1]$,

$\tau: [M \times M - S_2]$,

ζ – macierz parametrów dostosowań do równowagi średniokresowej,

$\zeta: [M \times M - S_2]$;

dla uproszczenia zapisu pominięto dostosowania krótkookresowe i zmienne deterministyczne.

W odróżnieniu od modelu VEC- $I(1)$ (3.6) ze zmiennymi zintegrowanymi w stopniu pierwszym, w którym możliwa jest analiza zależności stacjonarnych, model VEC- $I(2)$ (3.45) pozwala na identyfikację i badanie trzech typów relacji kointegrujących, które definiują warunki równowagi systemu w różnych horyzontach czasowych. I tak, łączna liczba wszystkich relacji kointegrujących w modelu (3.45) jest równa różnicy między liczbą zmiennych endogenicznych i liczbą trendów stochastycznych $I(2)$, $M - S_2$, i odpowiada sumie rzędów macierzy mnożników długookresowych Π i transformacji macierzy mnożników średniokresowych $\alpha'_{\perp} \Gamma \beta_{\perp}$. Wśród wektorów kointegrujących można wyróżnić V relacji kointegrujących, które spełniają warunek skointegrowania (3.1), ale w ogólnym przypadku są nadal relacjami niestacjonarnymi typu $CI(2,1)$:

$$\beta' y_{(m)t} \sim I(1) \quad (3.46)$$

Niestacjonarność (3.46) oznacza, że identyfikacja wektorów kointegrujących w modelu (3.45) wymaga powiązania kombinacji liniowych $I(1)$ poziomów zmiennych z przyrostami zmiennych $I(2)$, dzięki czemu możliwa będzie iden-

³ Liczbę wektorów kointegrujących i trendów stochastycznych $I(1)$ ustala się za pomocą testu *Trace* analogicznie jak w przypadku testowania rzędu kointegracji w standardowym modelu VEC (3.6). Szerzej: zob. rozdz. IV.

fikacja stacjonarnych relacji kointegracji wielomianowej (*polynomial cointegration*):

$$(\beta'y_{(m)t} + \delta'\Delta y_{(m)t}) \sim I(0) \quad (3.47)$$

definiujących dynamiczne warunki równowagi długookresowej (*dynamic long-run equilibrium relations*). W przypadku szczególnym, gdy $V > S_2$, wśród V relacji kointegrujących $CI(2,1)$ można wyróżnić $V_0 = V - S_2$ stacjonarnych statycznych relacji kointegrujących typu $CI(2,2)$ (*static long-run equilibrium relations*), co pozwala na zastąpienie modelu (3.45) systemem:

$$\Delta^2 y_{(m)t} = \alpha_0 \beta'_0 y_{(m)t-1} + \alpha_1 (\beta'_1 y_{(m)t-1} + \delta'_1 \Delta y_{(m)t-1}) + \zeta \tau' \Delta y_{(m)t-1} + \varepsilon_{(m)t} \quad (3.48)$$

gdzie:

$$\begin{aligned} \alpha_0, \beta_0 &: [M \times V_0], \\ \alpha_1, \beta_1, \delta_1 &: [M \times V - V_0]. \end{aligned}$$

Składnik $\tau' \Delta y_{(m)t}$ reprezentuje w modelu (3.45) warunki kointegracji średniookresowej (*medium-run equilibrium relations*). Struktura macierzy parametrów $\tau = (\beta, \beta_{\perp})$ pozwala na wyróżnienie dwóch rodzajów związków średniookresowych. Po pierwsze, w modelu VEC ze zmiennymi $I(2)$ możliwe jest wskazanie $V = M - S_1 - S_2$ stacjonarnych kombinacji przyrostów zmiennych:

$$\beta' \Delta y_{(m)t} \sim I(0) \quad (3.49)$$

co wynika bezpośrednio z relacji kointegrującej (3.46). Po drugie, jeśli $S_1 > 0$, to macierz $\alpha' \Gamma \beta_{\perp}$ ma niepełny rząd, a to z kolei oznacza, że w systemie VEC (3.45) można zidentyfikować S_1 stacjonarnych kombinacji liniowych składowych wektora $\Delta y_{(m)t}$:

$$\beta'_{\perp} \Delta y_{(m)t} \sim I(0) \quad (3.50)$$

które mają niekiedy interpretację związków średniookresowych (Juselius, 2006, rozdz. 17).

Relacje średniookresowe należy wiązać z obecnością w modelu VEC- $I(2)$ (3.32) S_1 autonomicznych trendów $I(1)$, które nie kumulują się do trendów stochastycznych $I(2)$. Jeśli w analizowanym systemie występują oba rodzaje trendów stochastycznych, tj. trendy $I(2)$ i autonomiczne trendy $I(1)$, to wahania zmiennych modelu VEC będą wypadkowymi ich jednoczesnego oddziaływania, przy czym oddziaływanie szoków kumulujących się do trendów $I(2)$ będzie znacznie trwalsze niż oddziaływanie szoków kumulujących się do trendów $I(1)$. W tym sensie trendy $I(2)$ mają charakter długookresowy, podczas gdy obecność

trendów $I(1)$ decyduje o średniookresowych własnościach systemu. Jeśli zatem analiza kointegracyjna modelu koncentruje się na identyfikacji dynamicznych (niekiedy również statycznych) warunków równowagi długookresowej, to nie jest możliwe jednoczesne nadanie modelowi VEC- $I(2)$ (3.32) takiej postaci, która zapewniałaby eliminację autonomicznych trendów $I(1)$. Model VEC- $I(2)$ (3.32) nie pozwala zatem na identyfikację relacji kointegrujących $CI(1,1)$ między poziomami zmiennych, a to oznacza, że obecność stacjonarnego składnika (3.50) w modelu (3.45) może być postrzegana nie jako konsekwencja istnienia określonych związków przyczynowo-skutkowych, lecz jako „produkt uboczny” identyfikacji relacji kointegrujących $CI(2,1)$ i/lub $CI(2,2)$.

Powyższy szkic struktury i własności modelu VEC uwzględniającego obecność zmiennych $I(2)$ prowadzi do wniosku, że nawet w przypadku empirycznej analizy systemów o niewielkich rozmiarach, skala napotykanym trudności jest nieporównanie większa niż w przypadku standardowego podejścia $I(1)$. Dobrze ilustruje to przypadek modelu PPP przy założeniu $V=1$ oraz $S_1=1$ i $S_2=1$. Równanie kursu nominalnego jest wówczas następujące:

$$\begin{aligned} \Delta^2 b_t = & \alpha^B (\beta_1 b_{t-2} + \beta_2 p_{t-2} + \beta_3 p_{t-2}^* + \delta_1 \Delta b_{t-1} + \delta_2 \Delta p_{t-1} + \delta_3 \Delta p_{t-1}^*) + \\ & + \zeta_1^B (\beta_1 \Delta b_{t-1} + \beta_2 \Delta p_{t-1} + \beta_3 \Delta p_{t-1}^*) + \\ & + \zeta_2^B (\beta_{\perp 1,1} \Delta b_{t-1} + \beta_{\perp 1,2} \Delta p_{t-1} + \beta_{\perp 1,3} \Delta p_{t-1}^*) + ST_t^B + \varepsilon_{Bt} \end{aligned} \quad (3.51)$$

gdzie ST^B reprezentuje składniki krótkookresowe i deterministyczne. Dostosowania kursu nominalnego przebiegają wzdłuż trzech trajektorii równowagi, z których żadna nie koresponduje bezpośrednio ze ścieżką równowagi identyfikowaną w standardowym modelu VEC ze zmiennymi $I(1)$.

W modelu (3.51) dopuszcza się istnienie statycznej relacji równowagi między kursem nominalnym a cenami krajowymi i zagranicznymi, ale nie można wykluczyć, że w rozważanej próbie empiryczne potwierdzenie obecności takiej relacji może być niemożliwe ze względu na rozciągnięte w czasie średniookresowe dostosowania modelowanego systemu w kierunku poziomu *steady state*. Takie dostosowania, mogące mieć miejsce w okresach dezinflacji lub konwergencji cen krajowych i zagranicznych, reprezentuje pierwszy składnik równania (3.51), a dokładniej – składnik dynamiczny $\delta_1 \Delta b_t + \delta_2 \Delta p_t + \delta_3 \Delta p_t^*$. Ostateczna postać wielomianowego wektora kointegrującego:

$$(b_t - p_t + p_t^*) + \delta_1 \Delta b_t + \delta_2 \Delta p_t + \delta_3 \Delta p_t^* \sim I(0) \quad (3.52)$$

zależy od tego, czy modelowany jest kurs nominalnych walut gospodarek o porównywalnych rozmiarach i zbliżonym stopniu otwartości, czy też badanie

obejmuje kurs waluty małej otwartej gospodarki względem waluty gospodarki dużej. W pierwszym przypadku należy oczekiwać, że wszystkie parametry δ będą różne od zera, a ich oceny będzie można zinterpretować w kategoriach (wzajemnej) konwergencji cen. W przypadku drugim empiryczne wsparcie powinna znaleźć restrykcja $\delta_3 = 0$ implikująca dostosowania kursu nominalnego i cen krajowych do cen zagranicznych. Jeśli ponadto w analizowanym okresie ma miejsce spekulacja walutowa, to nie należy wykluczyć, że ocena δ_1 będzie ujemna, a o stabilności systemu będą współdecydować kompensujące dostosowania cen $\delta_2 < \delta_1 < 0$ i/lub dostosowania krótkookresowe α^B i/lub oscylacje kursu nominalnego i cen krajowych wokół ścieżek średniookresowych.

W równaniu (3.51) kwantyfikowane są zmiany dynamiki kursu nominalnego jako funkcję zmian jego odchylenia od ścieżki wyznaczonej przez relację *stricte* długookresową $\beta_1 b + \beta_2 p + \beta_3 p^*$. Łatwo zauważyć, że przy upraszczającej dyskusji restrykcji proporcjonalności, zmiany dynamiki kursu nominalnego są powiązane z dynamiką kursu realnego:

$$\begin{aligned} \Delta b_t &= \Delta b_{t-1} + \zeta_1^B \{(b_{t-1} - p_{t-1} + p_{t-1}^{*T}) - (b_{t-2} - p_{t-2} + p_{t-2}^*)\} + \dots = \\ &= \Delta b_{t-1} + \zeta_1^B \Delta q_{t-1} + \dots \end{aligned} \quad (3.53)$$

co pozwala na formułowanie hipotez dotyczących znak parametru dostosowań ζ_1^B . W typowym przypadku ocena ζ_1^B powinna być ujemna, gdyż wzrastającemu niedowartościowaniu waluty krajowej powinna towarzyszyć – z opóźnieniem – równoważąca system aprecjacja nominalna. Juselius (2010a) wskazuje jednak, że przy założeniach IKE model VEC powinien pozwalać również na identyfikację trendów, których średniookresowym skutkiem będzie oddalanie się składowych $y_{(m)t}$ od trajektorii równowagi (*equilibrium error increasing*, dalej: mechanizm EEI, Juselius, 2010a). Nie można zatem *a priori* wykluczyć $\zeta_1^B > 0$ (co implikuje oddalanie się kursu nominalnego od ścieżki PPP), a to z kolei oznacza, że analiza stabilności systemu (3.51) musi obejmować jednoczesną analizę znaków i wartości ocen wszystkich parametrów δ , α i ζ .

Model VEC (3.51) uwzględni również efekty, którym w ogólnym przypadku nadawana jest interpretacja związków średniookresowych (Juselius 2006, rozdz. 17, Majsterek, 2008, punkt 3.3, 2010):

$$\Delta^2 b_t = \zeta_2^B (\beta_{1,1} \Delta b_{t-1} + \beta_{1,2} \Delta p_{t-1} + \beta_{1,3} \Delta p_{t-1}^*) + \dots \quad (3.54)$$

W praktyce interpretacja parametrów $\beta_{1,m}$ jest problematyczna. Sugestie, że składnik (3.54) może reprezentować obecność średniookresowego komponentu cyklicznego (obecność w systemie zmiennych pro- i acyklicznych) wydają się niewystarczające, gdyż trudne jest wskazanie modeli teoretycznych, które

w sposób niebudzący zastrzeżeń pozwoliłyby na formułowanie hipotez w odniesieniu do parametrów $\beta_{\perp,1,m}$. Problematiczne jest także postrzeganie równania (3.54) przez pryzmat *stricte* empiryczny: podobnie jak w przypadku parametrów δ_m hipotezy odnoszące się bezpośrednio do $\beta_{\perp,1,m}$ nie mogą być testowane, gdyż nieznanne są rozkłady standardowych statystyk testowych (por. Johansen, 2006a oraz dyskusja w rozdz. IV, punkt 5.3).

4. Dyskryminacja pomiędzy hipotezami REH i IKE w modelu PPP

Analiza najprostszego wariantu modelu PPP (3.51) prowadzi do wniosku, że aprioryczne ustalenie listy restrykcji nakładanych na wektory kointegrujące, może okazać się niemożliwe lub skrajnie kłopotliwe. Rozwiązanie proponowane przez Juselius (2010a, 2010b) polega na zredefiniowaniu problemu i przeniesieniu akcentu ze strukturalizacji wektorów kointegrujących w ramach modelu VEC- $I(2)$ na analizę rozprzestrzeniania się szoków $I(2)$ oraz $I(1)$ w równoważnej reprezentacji CST. Celem jest nakreślenie scenariusza propagacji szoków, który byłby zgodny z przyjętym modelem teoretycznym (*theory-consistent* CVAR *scenario*, dalej: scenariusz CVAR). Idea jest następująca: jeśli rozważany model teoretyczny jest poprawny, to to w jego ramach można określić kierunek transmisji szoków $I(2)$ i $I(1)$ i wskazać zmienne absorbujące te szoki, a to oznacza, że poprawność scenariusza CVAR implikuje obecność w szeregach czasowych określonych i testowalnych regularności, przy czym te ostatnie nie muszą dokładnie replikować zależności pojawiających się w modelu teoretycznym.

Konstrukcja najprostszego scenariusza CVAR w modelu PPP polega na założeniu stacjonarności kursu realnego i zintegrowania zmiennych nominalnych w stopniu pierwszym (dalej: scenariusz REH1). Obecność jednego wektora kointegrującego implikuje obecność dwóch trendów stochastycznych $I(1)$, $M - V = 2$. Jeśli pierwszy trend stochastyczny jest efektem kumulacji szoków oddziałujących na ceny relatywne, a drugi kumuluje szoki oddziałujące na kurs, $u_{1i} = \alpha_{\perp,1} \varepsilon_{(m)i} = [0, 1, -1] \varepsilon_{(m)i}$ i $u_{2i} = \alpha_{\perp,2} \varepsilon_{(m)i} = [1, 0, 0] \varepsilon_{(m)i}$, otrzymujemy:

$$\begin{bmatrix} b_t \\ p_t \\ p_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tilde{\beta}_{\perp,11} & \tilde{\beta}_{\perp,21} \\ \tilde{\beta}_{\perp,12} & \tilde{\beta}_{\perp,22} \\ \tilde{\beta}_{\perp,13} & \tilde{\beta}_{\perp,23} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^t u_{1i} \\ \sum_{i=1}^t u_{2i} \end{bmatrix} + T_0(t) + e_{(m)t} \quad (3.55)$$

Ceny krajowe i zagraniczne są współokreślane przez $\sum_{i=1}^t u_{1i}$, gdy $\tilde{\beta}_{\perp,12} = \tilde{\beta}_{\perp,13}$; ceny relatywne $p_t - p_t^*$ są wtedy generowane przez drugi trend stochastyczny:

$$p_t - p_t^* = (\tilde{\beta}_{\perp,22} - \tilde{\beta}_{\perp,23}) \sum_{i=1}^t u_{2i} + \{T_{02}(t) - T_{03}(t) + e_{2t} - e_{3t}\} \quad (3.56)$$

gdzie w nawias klamrowy ujęto składniki deterministyczne i stacjonarne. Kurs realny będzie stacjonarny, jeśli $\tilde{\beta}_{\perp,11} = 0$ i $\tilde{\beta}_{\perp,21} = \tilde{\beta}_{\perp,22} - \tilde{\beta}_{\perp,23}$:

$$(b_t - p_t + p_t^*) - \{T_{01}(t) - T_{02}(t) + T_{03}(t)\} = \{e_{1t} - e_{2t} + e_{3t}\} \sim I(0) \quad (3.57)$$

Powyższy przykład wskazuje, że w przypadku systemu $I(1)$ o relatywnie małych rozmiarach i precyzyjnie określonych warunkach równowagi, korzyści z konstrukcji scenariusza CVAR są niewielkie. Wnioski są inne, gdy w modelu VEC dopuścić obecność zmiennych $I(2)$. Przesłanki takiego uogólnienia są wystarczająco mocne. Juselius (2006) i Majsterek (2008) prezentują liczne i przekonujące argumenty wspierające tezę, że wybrane zmienne nominalne mogą być generowane przez procesy zintegrowane w stopniu drugim (m.in. ceny, płace nominalne i nominalne agregaty pieniężne). Juselius (2010a) wskazuje, że czynnikiem decydującym o obecności trendów $I(2)$ w cenach może być niestacjonarność nominalnych stóp procentowych lub transmisja impulsów monetarnych. Podobne są wskazania modelu FG (por. równanie (3.29))

Akceptacja przedstawionych argumentów uzasadnia rozważenie wariantu modelu PPP, w którym ceny krajowe i zagraniczne są zmiennymi $I(2)$, zaś kurs nominalny jest zmienną $I(1)$. Interesujące są wówczas dwa scenariusze CVAR. W pierwszym z nich (REH2) wahania kursu nominalnego są współokreślane przez jednokrotnie kumulowane szoki ε_m , podczas gdy ceny są generowane przez proces stochastyczny będący wynikiem podwójnej kumulacji ε_m . Drugi scenariusz (REH3) dopuszcza obecność dwóch trendów stochastycznych: trend $I(2)$ współokreśla wahania cen krajowych i zagranicznych, zaś autonomiczny trend $I(1)$ jest obecny w procesie generującym kurs nominalny.

Scenariusz REH2 zakłada występowanie jednego trendu stochastycznego $I(2)$, $S_2 = 1$, co oznacza, że w korespondującym z CST modelu VEC będą obecne dwie relacje kointegrujące, $V = 2$. Ponieważ $V > S_2$, możliwa jest identyfikacja $V_0 = V - S_2 = 1$ statycznych relacji kointegrujących oraz $V_1 = V - V_0 = 1$ relacji kointegracji wielomianowej. Reprezentacja CST jest następująca:

$$\begin{bmatrix} b_t \\ p_t \\ p_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ \tilde{\beta}_{\perp,2,2} \\ \tilde{\beta}_{\perp,2,3} \end{bmatrix} \cdot [\sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^i u_{1j}] + \begin{bmatrix} c_{11} \\ c_{12} \\ c_{13} \end{bmatrix} \cdot [\sum_{i=1}^t u_{1i}] + T_0(t) + e_{(m)t} \quad (3.58)$$

Przy założeniu długookresowej homogeniczności cen krajowych $\tilde{\beta}_{\perp,2,2} = \tilde{\beta}_{\perp,2,3}$ model (3.58) można zapisać równoważnie:

$$b_t = c_{11} \sum_{i=1}^t u_{1i} + \{T_{01}(t) + e_{1t}\} \quad (3.59a)$$

$$p_t = \tilde{\beta}_{12,2} \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^i u_{1j} + c_{12} \sum_{i=1}^t u_{1i} + \{T_{02}(t) + e_{2t}\} \quad (3.59b)$$

$$p_t - p_t^* = (c_{12} - c_{13}) \sum_{i=1}^t u_{1i} + \{T_{02}(t) - T_{03}(t) + e_{2t} - e_{3t}\} \quad (3.59c)$$

Łatwo zauważyć, że system (3.59) definiuje kurs nominalny i ceny relatywne jako zmienne $I(1)$, podczas gdy ceny krajowe są zmienną $I(2)$. Przyjęcie założenia proporcjonalności kursu nominalnego, cen krajowych i cen zagranicznych pozwala na zastąpienie równania (3.59c) relacją:

$$b_t - p_t + p_t^* = (c_{11} - (c_{12} - c_{13})) \sum_{i=1}^t u_{1i} + \{T_{01}(t) - T_{02}(t) + T_{03}(t) + e_{1t} - e_{2t} + e_{3t}\} \quad (3.60)$$

a to oznacza, że $c_{11} = c_{12} - c_{13}$ definiuje warunek stacjonarności kursu realnego:

$$(b_t - p_t + p_t^*) \sim I(0) \quad (3.61a)$$

gdzie dla uproszczenia zapisu pominięto składniki deterministyczne. Podstawowa różnica pomiędzy scenariuszem (3.55)–(3.57) i scenariuszem zakładającym zintegrowanie cen w stopniu drugim wynika stąd, że równanie (3.60) nie definiuje jedyne, lecz tylko jeden z dwóch wektorów kointegrujących. Identyfikacja drugiej relacji kointegrującej nie jest kłopotliwa. Zauważmy, że zgodnie z (3.59a) kurs nominalny jest zmienną $I(1)$, a ceny krajowe (3.59b) są zintegrowane w stopniu drugim. Model VEC należy rozszerzyć o dodatkową relację kointegracji wielomianowej:

$$(b_t - \bar{c}_1 \Delta p_t) \sim I(0) \quad (3.61b)$$

gdzie $\bar{c}_1 = c_{11} \tilde{\beta}_{12,2}^{-1}$.

Scenariusz REH3 oparty jest na założeniu obecności trendu stochastycznego $I(2)$ i autonomicznego trendu $I(1)$, $S_2 = 1$ i $S_1 = 1$. W modelu obecna jest zatem jedna relacja kointegracji wielomianowej, $M - S_1 - S_2 = 1$, oraz jedna relacja średniookresowa, $S_1 = 1$. Model CST:

$$\begin{bmatrix} b_t \\ p_t \\ p_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ \tilde{\beta}_{12,2} \\ \tilde{\beta}_{12,3} \end{bmatrix} \cdot [\sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^i u_{1j}] + \begin{bmatrix} c_{11} & c_{21} \\ c_{12} & c_{22} \\ c_{13} & c_{23} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^t u_{1i} \\ \sum_{i=1}^t u_{2i} \end{bmatrix} + T_0(t) + e_{(m)t} \quad (3.62)$$

definiuje proces generujący dane jako wypadkową podwójnie kumulowanego trendu stochastycznego oddziałującego na ceny krajowe i zagraniczne (np.

$u_{1j} = \alpha_{\perp 2}^T \varepsilon_{(m)i} = [0, 1, -1] \cdot \varepsilon_{(m)i}$) i autonomicznego trendu $I(1)$ współdecydującego o wahaniami kursu nominalnego (np. $u_{2j} = \alpha_{\perp 1}^T \varepsilon_{(m)i} = [1, 0, 0] \cdot \varepsilon_{(m)i}$).

Przy założeniu długookresowej homogeniczności cen krajowych i zagranicznych otrzymujemy:

$$b_t = c_{11} \sum_{i=1}^t u_{1i} + c_{21} \sum_{i=1}^t u_{2i} + \{T_{01}(t) + e_{1t}\} \quad (3.63a)$$

$$p_t - p_t^* = (c_{12} - c_{13}) \sum_{i=1}^t u_{1i} + (c_{22} - c_{23}) \sum_{i=1}^t u_{2i} + \{T_{02}(t) - T_{03}(t) + e_{2t} - e_{3t}\} \quad (3.63b)$$

$$p_t = \tilde{\beta}_{\perp 2,2} \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^i u_{1j} + c_{12} \sum_{i=1}^t u_{1i} + c_{22} \sum_{i=1}^t u_{2i} + \{T_{02}(t) + e_{2t}\} \quad (3.63c)$$

Przy dodatkowym założeniu $c_{21} = c_{22} - c_{23}$, które jest tożsame z restrykcją przyjętą w scenariuszu (3.58)–(3.61), warunek kointegracji wielomianowej jest następujący:

$$(b_t - p_t + p_t^*) + \bar{c}_2 \Delta p_t \sim I(0) \quad (3.64a)$$

gdzie $\bar{c}_2 = (c_{11} - (c_{12} - c_{13})) \tilde{\beta}_{\perp 2,2}^{-1}$. Relację równowagi średniokresowej definiuje równanie:

$$(\beta_{\perp 1,1} \Delta b_{t-1} + \beta_{\perp 1,2} \Delta p_{t-1} + \beta_{\perp 1,3} \Delta p_{t-1}^T) \sim I(0) \quad (3.64b)$$

W ostatnim scenariuszu CVAR dla modelu PPP szoki kumulujące się do trendu stochastycznego $I(2)$ oddziałują również na kurs nominalny, $\beta_{\perp 2,1} \neq 0$:

$$\begin{bmatrix} b_t \\ p_t \\ p_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tilde{\beta}_{\perp 2,1} \\ \tilde{\beta}_{\perp 2,2} \\ \tilde{\beta}_{\perp 2,3} \end{bmatrix} \cdot \left[\sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^i u_{1j} \right] + \begin{bmatrix} c_{11} & c_{21} \\ c_{12} & c_{22} \\ c_{13} & c_{23} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^t u_{1i} \\ \sum_{i=1}^t u_{2i} \end{bmatrix} + T_0(t) + e_{(m)t} \quad (3.65)$$

Analiza struktury (3.65) wskazuje, że restrykcja długookresowej homogeniczności cen $\tilde{\beta}_{\perp 2,2} = \tilde{\beta}_{\perp 2,3}$ uniemożliwia znalezienie relacji kointegrujących $CI(2,1)$ pomiędzy kursem nominalnym

$$b_t = \tilde{\beta}_{\perp 2,1} \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^i u_{1j} + c_{11} \sum_{i=1}^t u_{1i} + c_{21} \sum_{i=1}^t u_{2i} + \{T_{01}(t) + e_{1t}\} \quad (3.66a)$$

i cenami relatywnymi:

$$p_t - p_t^* = (\tilde{\beta}_{\perp 2,2} - \tilde{\beta}_{\perp 2,3}) \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^i u_{1j} + (c_{12} - c_{13}) \sum_{i=1}^t u_{1i} + (c_{22} - c_{23}) \sum_{i=1}^t u_{2i} + \{T_{02}(t) - T_{03}(t) + e_{2t} - e_{3t}\} \quad (3.66b)$$

gdyż dowolna kombinacja liniowa równań (3.66a)–(3.66b) będzie zintegrowana w stopniu drugim ze względu na obecność nieusuniętego komponentu $I(2)$ w procesie generującym kurs nominalny. Inaczej jest dla $\tilde{\beta}_{12,2} \neq \tilde{\beta}_{12,3}$, gdy między cenami relatywnymi i kursem nominalnym zachodzi związek $CI(2,1)$:

$$b_t - \bar{c}_3(p_t - p_t^*) \sim I(1), \quad (3.67)$$

gdzie: $\bar{c}_3 = \tilde{\beta}_{12,1}(\tilde{\beta}_{12,2} - \tilde{\beta}_{12,3})^{-1}$. Z równań (3.66a)–(3.66b) otrzymujemy:

$$\begin{aligned} b_t - \bar{c}_3(p_t - p_t^*) = & \tilde{\beta}_{12,1} \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^i u_{1j} - \bar{c}_3(\tilde{\beta}_{12,2} - \tilde{\beta}_{12,3}) \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^i u_{1j} + \\ & + c_{11} \sum_{i=1}^t u_{1i} + c_{21} \sum_{i=1}^t u_{2i} + \\ & - \bar{c}_3(c_{12} - c_{13}) \sum_{i=1}^t u_{1i} - \bar{c}_3(c_{22} - c_{23}) \sum_{i=1}^t u_{2i} + \dots \end{aligned} \quad (3.68)$$

co pozwala zidentyfikować warunek $c_{21}(c_{22} - c_{23})^{-1} = \tilde{\beta}_{12,1}(\tilde{\beta}_{12,2} - \tilde{\beta}_{12,3})^{-1}$, przy którym możliwe jest usunięcie trendu $\sum_{i=1}^t u_{2i}$, tzn.:

$$b_t - \bar{c}_3(p_t - p_t^*) = (c_{11} - \bar{c}_3(c_{12} - c_{13})) + \sum_{i=1}^t u_{1i} + \dots \quad (3.69)$$

Podobnie jak w dwóch poprzednich scenariuszach sprowadzenie (3.67) do stacjonarności jest możliwe dzięki rozszerzeniu specyfikacji o stopy wzrostu zmiennych nominalnych. W przypadku uwzględnienia dynamiki cen krajowych relacja kointegracji wielomianowej:

$$(b_t - \bar{c}_3(p_t - p_t^*) - \bar{c}_4 \Delta p_t) \sim I(0) \quad (3.70)$$

istnieje, jeśli $\bar{c}_4 = (c_{11} - \tilde{\beta}_{12,1}(\tilde{\beta}_{12,2} - \tilde{\beta}_{12,3})^{-1}(c_{12} - c_{13}))\tilde{\beta}_{12,2}^{-1}$. I w tym scenariuszu ścieżkę średniookresową opisano w równaniu (3.64b).

Różnice pomiędzy wynikami analizy scenariuszy CVAR REH1 (3.57), REH2 (3.61), REH3 (3.64) i REH4 (3.70) są zasadnicze. W pierwszym przypadku, gdy model jest konstruowany przy rygorystycznych założeniach hipotezy racjonalnych oczekiwań, weryfikacja poprawności modelu PPP redukuje się do testowania stacjonarności lub – równoważnie – badania warunku koniecznego i warunku dostatecznego stacjonarności kursu realnego. Przegląd literatury wskazuje jednoznacznie, że właśnie takie podejście dominuje w empirycznych badaniach parytetu walut, ale uzyskiwane w jego ramach wyniki budzą jednocześnie poważne zastrzeżenia. Uchylenie założenia o stacjonarności inflacji w kolejnych dwóch scenariuszach CVAR prowadzi do zasadniczej rewizji wniosków. Potwierdzenie stacjonarności kursu realnego okazuje się możliwe tylko wtedy, gdy w systemie obecny jest jeden trend stochastyczny $I(2)$. Jednocześnie konieczne jest uzupełnienie modelu VEC o dodatkowy wielomianowy

warunek równowagi $b_t - \bar{c}_1 \Delta p_t \sim I(0)$, któremu nie można nadać bezpośredniej interpretacji ekonomicznej. Jeśli w systemie jest obecny trend $I(2)$ oraz dodatkowo, autonomiczny trend $I(1)$, identyfikacja statycznej relacji kointegrującej $(b_t - p_t + p_t^*) \sim I(0)$ okazuje się już niemożliwa. Własności modelu VEC współokreślają wówczas dwa wektory kointegrujące: wielomianowy $(b_t - p_t + p_t^*) + \bar{c}_2 \Delta p_t \sim I(0)$, który można interpretować jako relację odzwierciedlającą proces konwergencji cen krajowych do poziomu PPP, oraz średniookresowy $(\beta_{\perp,1} \Delta b_{t-1} + \beta_{\perp,2} \Delta p_{t-1} + \beta_{\perp,3} \Delta p_{t-1}^T) \sim I(0)$. Do jeszcze innych wniosków prowadzi analiza ostatniego scenariusza, w którym założono zintegrowanie kursu nominalnego w stopniu drugim. Warunkiem skointegrowania zmiennych jest uchylenie warunku długookresowej homogeniczności cen, co prowadzi do wielomianowej relacji kointegrującej $(b_t - \bar{c}_3(p_t - p_t^*) - \bar{c}_4 \Delta p_t) \sim I(0)$ o problematycznej interpretacji ekonomicznej.

Z porównania czterech scenariuszy propagacji szoków w modelu PPP wynika jednoznacznie, że implementacja standardowego modelu VEC- $I(1)$ (3.6) oznacza nałożenie restrykcji na liczbę i strukturę związków równowagi. Zignorowanie problemu kointegracji dynamicznej (3.47) i średniookresowej (3.50) może być zatem równoważne z oparciem wnioskowania na modelu o nadmiernie uproszczonej strukturze i tym samym prowadzić do błędnych wniosków nie tylko o relacjach kointegrujących, ale również o przebiegu dostosowań krótkookresowych kursu nominalnego. Zastosowanie modelu dopuszczającego obecność zmiennych $I(2)$ jest zatem rozwiązaniem, które należy zalecać jako punkt wyjścia w empirycznych analizach modelu PPP.

Restrykcje obecne w scenariuszach CVAR wynikają z przyjętych założeń. Po pierwsze, we wszystkich scenariuszach CVAR obecne jest założenie o istnieniu co najmniej jednego wektora kointegrującego. Przyjęcie takiego punktu widzenia pozwala na przeformułowanie problemu: jeśli w rozważanym modelu VEC możliwe jest zidentyfikowanie relacji kointegrującej, to poprawne są założenia przyjmowane w jednym powyższych scenariuszy CVAR. Możliwość empirycznego potwierdzenia jednego z nich pozwala wnioskować o własnościach procesów generujących zmienne nominalne. Po drugie, model VEC obejmujący kurs nominalny, ceny krajowe i ceny zagraniczne definiuje wąskie środowisko empirycznej analizy kursu walutowego. Potwierdza to fakt, że w trzech scenariuszach CVAR kluczowa okazuje się eliminacja autonomicznego trendu stochastycznego $\sum_{i=1}^t u_{2i}$ kumulującego szoki oddziałujące na kurs nominalny. Ponieważ w scenariuszu pierwszym i trzecim wymaga to nałożenia restrykcji $c_{21} = c_{22} - c_{23}$, a w scenariuszu czwartym restrykcji w równaniach realnego kursu walutowego $c_{21}(c_{22} - c_{23})^{-1} = \tilde{\beta}_{1,2,1}(\tilde{\beta}_{1,2,2} - \tilde{\beta}_{1,2,3})^{-1}$, pierwszoplanowego znaczenia nabiera pytanie o potencjalne rozszerzenie modelu PPP o zmienną,

których wahania byłyby współokreślane przez trend $\sum_{i=1}^t u_{2i}$. Takie zmienne mogłyby pozostawać w zależności kointegracyjnej z kursem realnym, a to z kolei pozwoliłoby uchylić obie restrikcje.

Juselius (2010a, 2010b) rozważa model $y_{(m)t} = [b_t, p_t, p_t^*, i_t, i_t^*]'$ przy założeniach REH i IKE i przedstawia dwa scenariusze CVAR identyfikujące alternatywne relacje kointegrujące i „amorficzne” regularności w danych

Pierwszy scenariusz (REH5) jest spójny z założeniami REH oraz założeniem endogeniczności polityki monetarnej. Zakłada się obecność dwóch trendów stochastycznych, z których pierwszy jest procesem $I(2)$ i oddziałuje na kurs nominalny, ceny krajowe i ceny zagraniczne, podczas gdy drugi jest procesem $I(1)$ oddziałującym na wszystkie zmienne. Juselius (2010a) wykazuje, że w tak zdefiniowanym systemie możliwa jest identyfikacja trzech relacji wielomianowych, $V = 3$, i jednej relacji średniokresowej, $S_1 = 1$, ale tylko jedna z nich

$$(b_t - p_t + p_t^*) + \omega_1(i_t - i_t^*) \sim I(0) \quad (3.71)$$

ma satysfakcjonującą interpretację ekonomiczną zależności łączącej modele PPP i UIP. Pozostałe dwa wektory kointegrujące wiążą wahania realnych stóp procentowych z kursem nominalnym i cenami:

$$(i_t - \Delta p_t) - a_1 p_t - a_2 b_t \sim I(0) \quad (3.72a)$$

$$(i_t^* - \Delta p_t^*) - a_3 p_t^* - a_4 b_t \sim I(0) \quad (3.72b)$$

Nadanie im klarownych interpretacji jest kłopotliwe. Łatwo jednak zauważyć, że różnica (3.72a) i (3.72b) definiuje relację wiążącą dysparytet realnych stóp procentowych z odchyleniami kursu nominalnego od ścieżki wyznaczonej przez parytet siły nabywczej walut w wersji słabej:

$$b_t - d_1 p_t + d_2 p_t^* + d_3(i_t - \Delta p_t) - d_3(i_t^* - \Delta p_t^*) \sim I(0) \quad (3.73)$$

gdzie: $d_1 = a_1(a_4 - a_2)^{-1}$, $d_2 = a_3(a_4 - a_2)^{-1}$, $d_3 = (a_4 - a_2)^{-1}$

Scenariusz CVAR konstruowany przy założeniach IKE zakłada obecność dwóch trendów $I(2)$, z których pierwszy oddziałuje na kurs nominalny, ceny krajowe i ceny zagraniczne, drugi zaś na kurs nominalny i krajowe i zagraniczne nominalne stopy procentowe (IKE6). Wnioski są zbliżone do formułowanych w wariacie REH5 z jednym wyjątkiem: kombinacja $(b_t - p_t + p_t^*) + \omega_1(i_t - i_t^*)$ nie jest stacjonarna. Rozwiązanie zapewniające jej stacjonarność polega na rozszerzeniu specyfikacji o relatywne inflacje w kraju i za granicą:

$$(b_t - p_t + p_t^*) + \omega_1(i_t - i_t^*) - \omega_2(\Delta p_t - \Delta p_t^*) \sim I(0) \quad (3.74)$$

zaś struktura pozostałych dwóch wektorów wielomianowych jest zbliżona do relacji (3.72):

$$i_t - a_1 \Delta p_t - a_2 p_t - a_3 b_t \sim I(0) \quad (3.75a)$$

$$i_t^* - a_4 \Delta p_t^* - a_5 p_t^* - a_6 b_t \sim I(0) \quad (3.75b)$$

Tabela 3.1. Scenariusze CVAR w modelu PPP przy założeniach REH i IKE

| Scenariusz | Założenia | Relacje kointegrujące |
|-----------------|--|--|
| REH1 | $V = 1$ $b_t, p_t, p_t^* \sim I(1)$ | $b_t - p_t + p_t^* \sim I(0)$ |
| REH2 | $V = 2, S_2 = 1, S_1 = 0$ $p_t, p_t^* \sim I(2)$ $b_t \sim I(1)$ | $b_t - p_t + p_t^* \sim I(0)$ $b_t - \bar{c}_1 \Delta p_t \sim I(0)$ |
| REH3 | $V = 1, S_2 = 1, S_1 = 1$ $p_t, p_t^* \sim I(2)$ $b_t \sim I(1)$ | $(b_t - p_t + p_t^*) + \bar{c}_2 \Delta p_t \sim I(0)$ $\beta_{\perp,1} \Delta b_{t-1} + \beta_{\perp,2} \Delta p_{t-1} + \beta_{\perp,3} \Delta p_{t-1}^T \sim I(0)$ |
| REH4 | $V = 1, S_2 = 2, S_1 = 1$ $b_t, p_t, p_t^* \sim I(2)$ | $b_t - \bar{c}_3 (p_t - p_t^*) - \bar{c}_4 \Delta p_t \sim I(0)$ $\beta_{\perp,1} \Delta b_{t-1} + \beta_{\perp,2} \Delta p_{t-1} + \beta_{\perp,3} \Delta p_{t-1}^T \sim I(0)$ |
| REH5 (Juselius) | $V = 3, S_2 = 1, S_1 = 1$ $b_t, p_t, p_t^* \sim I(2)$ $i_t, i_t^* \sim I(1)$ | $(b_t - p_t + p_t^*) + \omega_1 (i_t - i_t^*) \sim I(0)$ $(i_t - \Delta p_t) - a_1 p_t - a_2 b_t \sim I(0)$ $(i_t^* - \Delta p_t^*) - a_3 p_t^* - a_4 b_t \sim I(0)$ $\beta_{\perp,1} \Delta b_{t-1} + \beta_{\perp,2} \Delta p_{t-1} + \beta_{\perp,3} \Delta p_{t-1}^* + \beta_{\perp,4} \Delta i_{t-1} + \beta_{\perp,5} \Delta i_{t-1}^* \sim I(0)$ |
| IKE6 (Juselius) | $V = 3, S_2 = 2, S_1 = 0$ $b_t, p_t, p_t^*, i_t, i_t^* \sim I(2)$ | $(b_t - p_t + p_t^*) + \omega_1 (i_t + i_t^*) - \omega_2 (\Delta p_t + \Delta p_t^*) \sim I(0)$ $i_t - a_1 \Delta p_t - a_2 p_t - a_3 b_t \sim I(0)$ $i_t^* - a_4 \Delta p_t^* - a_5 p_t^* - a_6 b_t \sim I(0)$ |

Źródło: opracowanie własne (dotyczy wszystkich tabel).

W tabeli 3.1 zawarto zestawienie rozważanych scenariuszy CVAR. Konkluzje są następujące:

1. W warunkach IKE nominalne i realne kursy walutowe wykazują cechy procesów $I(2)$, podczas gdy zgodnie z hipotezą REH kurs realny jest zintegrowany w stopniu co najwyżej pierwszym (por. równania (3.30)–(3.31)).

2. Konsekwencją przyjęcia hipotezy IKE jest pojawienie się zależności między rozciągniętymi w czasie wahaniami kursu realnego i dysparytetem realnych stóp procentowych. Ten ostatni musi zatem wykazywać również cechy $I(2)$. Podobny związek zachodzi przy założeniach REH, jednak stopień zintegrowania kursu realnego i dysparytetu stóp realnych jest wówczas o 1 niższy.

3. Scenariusze CVAR przy założeniach IKE wskazują, że kurs realny kointegruje się z dysparytetem realnych stóp procentowych. Przyjęcie hipotezy REH implikuje natomiast stacjonarność kursu realnego i stacjonarność realnych stóp procentowych, przy czym własności procesów generujące te zmienne mogą decydować o dużej trwałości ich odchyżeń od równowagi.

4. Nominalne stopy procentowe i inflacja nie kointegrują się, jeśli poprawne są założenia hipotezy IKE. Jest to wynik sprzeczny z predykcjami modeli opartych na hipotezie REH, w których jest obecny tzw. warunek Fischera zakładający stacjonarność realnych stóp procentowych.

Podsumowanie

Przegląd badań skointegrowania nominalnego kursu walutowego z indeksami cen krajowych w ramach modelu parytetu siły nabywczej walut prowadzi do wniosków zbieżnych z formułowanymi na podstawie jednowymiarowych liniowych testów stacjonarności kursów realnych: w typowym przypadku potwierdzeniu skointegrowania kursu nominalnego z cenami krajowymi i zagranicznymi towarzyszy niemożność nałożenia restrykcji proporcjonalności i tylko nieco rzadziej – restrykcji symetrii. Dlatego też punktem odniesienia większości analiz kointegracyjnych jest model parytetu siły nabywczej walut w formie słabiej, który dopuszcza odchylenia oszacowań parametrów przy cenach krajowych i zagranicznych od elastyczności jednostkowych.

Ograniczenie badań do słabej wersji modelu PPP jest jednak niewystarczające. Niemożność jednoczesnego potwierdzenia skointegrowania zmiennych nominalnych i nałożenia restrykcji proporcjonalności może być dowodem na niekompletność modelu PPP. Ponadto niestacjonarność kursu realnego może być jego cechą immanentną, wynikającą z własności procesów stochastycznych generujących kurs nominalny, ceny krajowe i zagraniczne. Budowany wokół alternatywnej do REH hipotezy IKE model Frydmana i Goldberga (2007) dopuszcza sytuację, gdy zmienne nominalne są generowane przez procesy stochastyczne $I(2)$ lub procesy $I(1)$ o wyraźnych cechach $I(2)$, a to z kolei pozwala na odwzorowanie w modelach empirycznych tych własności realnych

kursów walutowych, które w literaturze są często określane jako pierwsza i druga zagadka Rogoffa (1996).

Konsekwencje przyjęcia założeń IKE są bardzo poważne: ograniczona do kursu nominalnego i cen specyfikacja systemu PPP okazuje się niewystarczająca, gdyż w gospodarce niedoskonałej wiedzy kurs realny pozostaje w relacji kointegrującej z kombinacją liniową krajowej i zagranicznej inflacji i krajowych i zagranicznych nominalnych stóp procentowych. Do równie głębokich zmian relacji kointegrujących prowadzi przyjęcie hipotezy racjonalnych oczekiwań, gdy zmienne nominalne są z formalnego punktu zintegrowane w stopniu pierwszym, ale powolność ich reakcji na egzogeniczne szoki sprawia, że w relatywnie krótkich okresach wykazują silne cechy zmiennych $I(2)$. I w tym przypadku pełna analiza kointegracyjna wymaga rozważenia modeli VEC ze zmiennymi $I(2)$, co zapewnia właściwą aproksymację własności procesu stochastycznego generującego dane, ale jednocześnie uniemożliwia nadanie identyfikowanym relacjom kointegrującym klarownej, intuicyjnie zrozumiałej interpretacji ekonomicznej. Właściwym rozwiązaniem jest analiza propagacji egzogenicznych i konstrukcja scenariuszy CVAR. Analiza tych ostatnich wskazuje, że struktura możliwych do zidentyfikowania relacji kointegracji statycznej, kointegracji wielomianowej i kointegracji średniookresowej zależy od liczby trendów stochastycznych $I(2)$ i $I(1)$ oraz tego, które zmienne nominalne wykazują cechy zmiennych $I(2)$. Przedstawione w ostatnim punkcie bieżącego rozdziału scenariusze CVAR wskazują, że tylko w pierwszym wariancie modelu parytetu siły nabywczej walut ($b_t, p_t, p_t^* \sim I(1)$) warunki równowagi są definiowane przez równanie PPP w wersji mocnej.

Rozdział IV

MODEL PPP KURSU ZŁOTY/EURO W OKRESIE 1999:01–2011:06

Wprowadzenie

W pierwszym etapie empirycznej analizy kursu złotego względem euro (i) poddano weryfikacji hipotezę parytetu siły nabywczej walut za pomocą liniowych testów pierwiastków jednostkowych, (ii) zweryfikowano hipotezy zakładające przyrostostacjonarność realnego kursu PLN/EUR wobec nieliniowych alternatyw i dokonano estymacji parametrów nieliniowego modelu autoregresyjnego LSTAR2 kursu urealnionego indeksami cen sektora wymiennego, a następnie (iii) podjęto próbę konstrukcji modelu PPP za pomocą standardowej analizy skointegrowania zmiennych $I(1)$ i pierwszą w literaturze krajowej (iv) próbę konstrukcji modelu PPP w ramach modelu VEC ze zmiennymi $I(2)$. Do weryfikacji hipotezy PPP za pomocą liniowych i nieliniowych testów pierwiastków jednostkowych wykorzystano dane miesięczne obejmujące okres 1993:01–2011:06. Estymacji parametrów modeli LSTAR2, VEC- $I(1)$ i VEC- $I(2)$ dokonano wykorzystując dane z okresu 1999:01–2011:06, w którym obowiązywał reżim pełzającego pasma wahań (*crawling band*) z szerokim pasmem dopuszczalnych odchyień od kursu parytetowego (1999:01–2000:04; kurs „efektywnie” płynny) oraz reżim kursu płynnego (2000:04–2011:06; szerszy opis ewolucji systemu walutowego w Polsce zawarto w punkcie 1).

Weryfikacja hipotezy PPP miała na celu wstępną identyfikację własności kursów realnych definiowanych dla różnych deflatorów w różnych reżimach walutowych oraz porównanie wyników z wynikami uzyskiwanymi przez innych autorów. Realny kurs walutowy PLN/EUR zdefiniowano dla najczęściej wykorzystywanych w badaniach empirycznych indeksów cen konsumenta CPI, których wahania są współokreślane przez zmiany cen w sektorze wymiennym i niewymiennym, oraz indeksów cen w przetwórstwie przemysłowym, reprezentujących ceny sektorów *tradables*. Badaniom nie poddano kursu deflowanego indeksami cen producenta (*producer price index*, PPI), co w analizie kursu złotego uzasadnia duży udział w krajowym indeksie PPI cen administracyjnych

i regulowanych. Analizami objęto rozłącznie okresy obowiązywania parytetu pełzającego (*crawling peg*; próba 1993:01–1998:12) i kursu płynnego (1999:01–2011:06) z wyróżnieniem okresu 1999:01–2008:06 poprzedzającego kryzys finansowy zapoczątkowany załamaniem rynku kredytów *subprime* w USA latem i jesienią 2008 r. (dalej w uproszczeniu: kryzys *subprime*). Testy pierwiastków jednostkowych wykorzystano do pośredniej weryfikacji hipotezy o „anomalii aprecjacyjnej” w okresie 2007:01–2008:08 (por. Kelm, 2010a), zgodnie z którą obserwowane na początku kryzysu *subprime* głębokie osłabienie złotego miało w znacznej mierze charakter dostosowania do kursu równowagi.

Odrzucenie hipotezy o obecności pierwiastków jednostkowych na rzecz alternatywy, zgodnie z którą dostosowania kursu realnego mają charakter nieliniowy, a następnie odrzucenie hipotezy zakładającej liniowość autoregresyjnego modelu kursu realnego uzasadniały konstrukcję modelu STAR kursu realnego. Omawiany w dalszej części rozdziału model LSTAR2 kursu realnego PLN/EUR pozwolił rozszerzyć badania na dwa dodatkowe wątki. Po pierwsze, identyfikacja okresów, w których kurs realny wykazuje cechy zmiennej $I(1)$ lub $I(0)$ umożliwia ocenę proporcji w jakiej pozostaje liczba obserwacji zaliczanych do reżimu wewnętrznego i zewnętrznego, co daje z kolei odpowiedź na pytanie, czy globalna stacjonarność kursu realnego nie jest potwierdzana wyłącznie dzięki obecności w próbie niewielkiej liczby obserwacji nietypowych. Możliwe jest także wyznaczenie ocen półokresów wygasania HL w okresach charakteryzujących się największym odchyleniem kursu realnego od parytetu. Po drugie, wnioski płynące z analizy modelu LSTAR2 można bezpośrednio odnosić do wniosków formułowanych w modelu Frydmana i Goldberga (2007). W szczególności, uzasadniona jest teza, iż w okresach identyfikowanych w modelu LSTAR2 jako okresy reżimu zewnętrznego następują obecne w modelu FG głębokie korekty strategii progностycznych, których ostatecznym skutkiem są zmiany kierunków trendów bazowych (rozd. III, pkt 2, dyskusja wokół równania (3.24)). Przyjmując taki punkt widzenia łatwo zauważyć, że model LSTAR2 umożliwia określenie długości okresów, w których takie korekty następują, a to z kolei pozwala ocenić skalę „konsensusu rynkowego” co do potencjalnego przewartościowania lub niedowartościowania kursu walutowego: im krótszy jest okres, w którym następuje zmiana kierunku trendu bazowego, tym większa jest homogeniczność oczekiwań kursowych.

Z dyskusji przedstawionej w rozdziale III wynika jednoznacznie, że punktem wyjścia kointegracyjnych analiz parytetu siły nabywczej walut powinien być model wektorowej korekty błędem uwzględniający obecność zmiennych $I(2)$ i dopiero wyniki testów potwierdzające pełny rząd macierzy $\alpha'_1 \Gamma \beta_1$ (por. rozdz. III, wzór (3.38)) dają podstawy do rozważenia standardowego modelu

VEC dla zmiennych $I(1)$. Z tej perspektywy rozważenie w pierwszej kolejności modelu VEC- $I(1)$ realnego kursu PLN/EUR i dopiero w następnym kroku podjęcie pełnej analizy kointegracyjnej $I(2)$ wymaga wyjaśnień. Za podjęciem analizy modelu VEC- $I(1)$ przemawiają dwie istotne przesłanki. Po pierwsze, przegląd badań empirycznych wskazuje, że niemal wszystkie analizy kointegracyjne parytetu siły nabywczej walut są prowadzone przy założeniu zintegrowania zmiennych nominalnych w stopniu pierwszym. Analogiczne rozwiązania są przyjmowane w analizach kursu złotego. Celem omawianej w dalszej części rozdziału analizy kointegracyjnej $I(1)$ modelu PPP jest zatem porównanie wyników estymacji oraz ocena ich wrażliwości na rozszerzenie próby o okres kryzysu *subprime*. Po drugie, problemem niedostrzeganym w badaniach parytetu siły nabywczej walut jest konieczność wnikliwej analizy wszystkich własności modelu VEC- $I(1)$. Szczególnie poważne zagrożenia pojawiają się, gdy ostateczne wnioski są formułowane na podstawie modeli, w których obecne są pierwiastki wybuchowe oraz modeli, których własności jednoznacznie wskazują na obecność zmiennych $I(2)$ lub zmiennych $I(1)$ o silnych cechach $I(2)$.

Model VEC- $I(2)$ wykorzystano do empirycznej weryfikacji scenariuszy CVAR propagacji egzogenicznych szoków przy założeniach REH i wstępnej identyfikacji zmiennych, których uwzględnienie w rozszerzonym modelu PPP może prowadzić do konstrukcji modelu kursu PLN/EUR o akceptowalnej interpretacji ekonomicznej i satysfakcjonujących własnościach stochastycznych.

1. Ewolucja systemu walutowego w Polsce

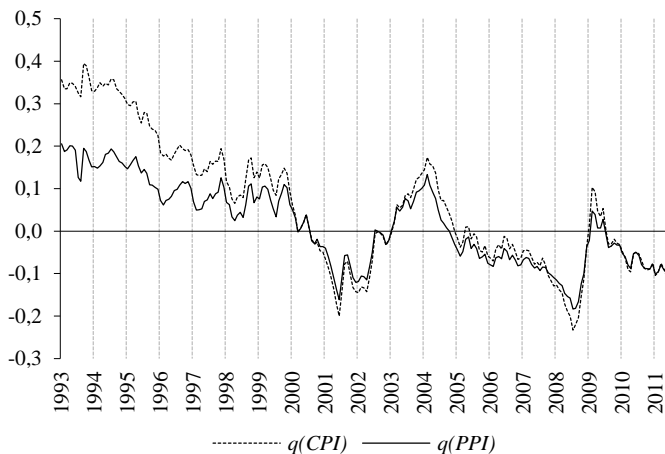
Skokowa realna deprecjacja złotego w styczniu 1990 r. była bezpośrednią konsekwencją nominalnej dewaluacji złotego z 0,34 złotych za dolara USA w ostatnim kwartale 1989 r. do poziomu 0,95 złotych (z początkiem stycznia 1990 r.) i wprowadzenia reżimu stałego kursu walutowego względem dolara USA. Usztywnienie kursu złotego było jednym z kluczowych z składników pakietu stabilizacyjnego: w warunkach uwolnienia cen, któremu w naturalny sposób towarzyszyła gwałtowna inflacja korekcyjna i szybkie przywrócenie równowagi na rynkach towarowych, stały kurs walutowy pełnił rolę kotwicy antyinflacyjnej (np. Welfe i in., 1995; Bauc i in., 1996; Kokoszczyński, 2004). Obserwowana jeszcze w pierwszym kwartale 1991 r. aprecjacja złotego była zatem skutkiem przyspieszonego wzrostu ogólnych indeksów cen, a to z kolei oznacza, że gwałtowne wahania kursu realnego w początkowym okresie transformacji należy bezpośrednio wiązać z szokiem transformacyjnym.

Tabela 4.1. Reżimy walutowe w Polsce w latach 1990–2011

| Data | Reżim walutowy | Charakterystyki |
|------------|---|--|
| 1990.01.01 | <i>Kurs stały względem dolara USA</i> | 1 USD = 0,95 PLN |
| 1991.05.17 | <i>Kurs stały względem koszyka walut: USD (45%),DEM (35%),GBP (10%),FRF (5%),CHF (5%)</i> | Dewaluacja względem dolara USA = 16,8% |
| 1991.10.15 | <i>Parytet pełzający</i> | Stopa dewaluacji miesięcznej = 1,8% |
| 1992.02.26 | | Dewaluacja = 12,0% |
| 1992.08.27 | | Dewaluacja = 8,1% |
| | | Stopa dewaluacji miesięcznej = 1,6% |
| 1994.09.13 | | Stopa dewaluacji miesięcznej = 1,5% |
| 1994.11.30 | | Stopa dewaluacji miesięcznej = 1,4% |
| 1995.02.16 | | Stopa dewaluacji miesięcznej = 1,2% |
| 1995.05.16 | <i>Pełzające pasmo wahań</i> | Przedział zmienności = +/-7,0% |
| 1995.12.22 | | Rewaluacja = 6,0% |
| 1996.01.08 | | Stopa dewaluacji miesięcznej = 1,0% |
| 1998.02.25 | | Stopa dewaluacji miesięcznej = 0,8% |
| | | Przedział zmienności = +/-10,0% |
| 1998.07.17 | | Stopa dewaluacji miesięcznej = 0,65% |
| 1998.09.10 | | Stopa dewaluacji miesięcznej = 0,5% |
| 1998.10.29 | | Przedział zmienności = +/-12,5% |
| 1999.03.25 | | Stopa dewaluacji miesięcznej = 0,35% |
| | | Przedział zmienności = +/-15% |
| 1999.06.07 | | Likwidacja <i>fixingu</i> transakcyjnego |
| 2000.04.12 | <i>Kurs płynny</i> | |

System stałego nominalnego kursu złotego względem dolara USA obowiązywał do 16 maja 1991 roku (por. tab. 4.1; szersza dyskusja o ewolucji systemu walutowego w Polsce w: Sławiński, 1999; Szpunar, 2001, s. 225 in.). Utrzymująca się w tym czasie wysoka inflacja spowodowała w krótkim czasie pogorszenie wskaźników *terms of trade*, powstanie znacznego deficytu obrotów towarowych i spadek stosunkowo niskiego poziomu rezerw walutowych. Niekorzystna sytuacja w bilansie płatniczym doprowadziła w maju 1991 r. do dewaluacji złotego wobec dolara o blisko 17% i odpowiedniego osłabienia złotego względem pozostałych walut. Przyjęto jednocześnie, iż parytet złotego będzie ustalany w stosunku do koszyka walutowego, w którego skład weszły waluty głównych partnerów handlowych i waluty wykorzystywane w rozliczeniach międzynarodowych. W październiku tego samego roku system kursów stałych zastąpiono pełzającym kursem walutowym (*crawling peg*), przyjmując początkowo miesięczną stopę dewaluacji złotego na poziomie 1,8%. Wprowadzenie mechanizmu pełzającej dewaluacji miało miejsce w okresie, w którym na rynku walutowym

wykształcił się już trend aprecjacyjny obecny jeszcze rok po pełnym upłynięciu kursu złotego w kwietniu 2000 r. (rys. 4.1, por. np. Nuti, 2000).



Rysunek 4.1. Realny kurs PLN/EUR dla indeksów CPI i PPI, 1993:01–2011:06 (logarytmy naturalne, 2000=0)

W okresie bezpośrednio następującym po wprowadzeniu mechanizmu *crawling peg* kurs nominalny nadal pełnił rolę kotwicy antyinflacyjnej (szczegóły w: „Raporty Roczne NBP”, różne roczniki). W latach 1992–1993 wyznacznikiem polityki monetarnej była kontrola podaży pieniądza krajowego oraz zapewnienie odpowiedniego, gwarantującego możliwość obsługi zadłużenia zagranicznego wzrostu rezerw walutowych. Polityka kursu nakierowana była zatem na jednoczesną realizację dwóch rozbieżnych celów: ograniczanie wpływu dewaluacji złotego na wzrost cen oraz stymulowanie eksportu. Realizacja drugiego celu napotkała poważne trudności, gdyż przyjęta jeszcze w październiku 1991 r. stopa dewaluacji złotego okazała się zbyt mała w proporcji do wzrostu cen czego skutkiem była realna aprecjacja złotego, pogłębienie deficytu na rachunku obrotów towarowych i spadek rezerw walutowych. Kontrakcja władz monetarnych polegała na przeprowadzeniu dwóch skokowych dewaluacji (por. tab. 4.1), które doprowadziły do okresowego wyhamowania tendencji aprecjacyjnych. W roku 1994 dwukrotnie obniżono miesięczną stopę dewaluacji złotego co z jednej strony uzasadniał spadek inflacji, z drugiej zaś – znaczny wzrost rezerw walutowych, konieczność sterylizacji nadwyżkowej podaży pieniądza i coraz silniej zarysowujące się nadmierne oczekiwania aprecjacyjne.

Niezależnie od kolejnej obniżki stopy dewaluacji kursu nominalnego do 1,2% w skali miesięcznej, początek roku 1995 charakteryzował się wzmocnieniem oczekiwań aprecjacyjnych, które indukowały napływ kapitałów spekulacyjnych i zwiększały skalę i koszty sterylizacji. Zastąpienie reżimu *crawling peg* systemem pełzającego pasma wahań wokół kursu centralnego w maju 1995 roku było rozwiązaniem umożliwiającym rynkową korektę poziomu kursu nominalnego przy jednoczesnym zwiększeniu ryzyka spekulacji walutowej. Bezpośrednim skutkiem wprowadzenia reżimu *crawling band* był wzrost wartości złotego, osłabienie oczekiwań aprecjacyjnych i odpływ kapitałów krótkoterminowych. Powyższe tendencje uległy jednak szybkiemu odwróceniu, a przyczynił się do tego znaczący napływ kapitałów przeznaczonych na finansowanie FDI (przy niezmiennym napływie inwestycji portfelowych), który łącznie z dodatkowymi wpływami z eksportu przygranicznego doprowadziły do przewartościowania kursu rynkowego względem kursu referencyjnego (ok. 6% we wrześniu 1995), ponownego pojawienia się oczekiwań aprecjacyjnych i powrotu kapitałów spekulacyjnych. W celu osłabienia presji aprecjacyjnej, w drugiej połowie grudnia dokonano sześcioprocentowej rewaluacji kursu centralnego, jednak pierwszy kwartał roku 1996 nadal charakteryzował się tendencjami obserwowanymi w drugiej połowie roku 1995. W dalszej części 1996 r. napływ walut zagranicznych osłabł, a odchylenia kursu rynkowego od kursu centralnego wskazywały na stabilizację rynku walutowego. Dopiero w roku 1997 nastąpiło spowolnienie trendu aprecjacyjnego. Przyczyną okazały się zaburzenia na międzynarodowych rynkach walutowych związane z kryzysem korony czeskiej (z ograniczonym wpływem na kurs złotego) i znacznie poważniejszym w skutkach kryzysem azjatyckim. Rok 1998 przyniósł dłuższą sekwencję zmian reżimu pełzającego pasma wahań, tj. trzykrotną obniżkę stóp dewaluacji kursu centralnego i dwukrotne poszerzenie przedziału dopuszczalnych wahań kursu nominalnego. Uelastycznienie systemu walutowego ułatwiło neutralizację zaburzeń płynących z ciągle niestabilnych światowych rynków finansowych w czasie kryzysu rosyjskiego i ataku na brazylijskiego reala (sierpień-wrzesień 1998).

Liberalizację reżimu walutowego należy jednoznacznie wiązać z uelastycznieniem polityki monetarnej, które polegało na wprowadzeniu w 1999 r. strategii bezpośredniego celu inflacyjnego. Ponieważ zgodnie z tzw. trójkątem niemożności (*impossible trinity*) w warunkach swobody przepływów kapitałowych niemożliwe jest jednoczesne prowadzenie autonomicznej polityki monetarnej i utrzymywanie stałego kursu walutowego, w trzech następnych latach doprowadzono do pełnej liberalizacji rynku walutowego. Na początku 1999 r. dokonano ostatniej korekty systemu *crawling band* zmniejszając stopę miesięcznej dewaluacji do poziomu 0,35% i poszerzając pasmo dopuszczalnych wahań

do przedziału $\pm 15\%$, a następnie – w czerwcu 1999 – zniesiono obowiązek dokonywania przez NBP transakcji walutowych z bankami komercyjnymi po kursie *fixingowym*, co w praktyce oznaczało wycofanie się banku centralnego z rynku walutowego i dalszą liberalizację systemu kursowego. Ostateczna zmiana systemu walutowego nastąpiła 12 kwietnia 2000 r., gdy wprowadzono reżim kursu płynnego. Choć z formalnego punktu widzenia to właśnie ta ostatnia data wyznacza moment całkowitego upłynnienia kursu złotego, to jednak w praktyce modelowania można przyjąć, że reżim płynnego kursu złotego występował już znacznie wcześniej, tj. w trzecim kwartale 1998 i całym roku 1999 (Bęza-Bojanowska, 2009). Za akceptacją takiego założenia przemawiają dwa argumenty, tj. brak odchylenia kursu od ścieżki parytetowej zbliżających kursu rynkowy do krańców przedziału dopuszczalnych wahań oraz to, że ostatnią interwencję walutową w ramach reżimu *crawling band* przeprowadzono w sierpniu 1998 r., a następna miała miejsce dopiero w kwietniu 2010 r.

Wprowadzenie reżimu kursu płynnego sprawiło, że o wahaniami realnego kursu złotego zaczęły decydować wyłącznie mechanizmy rynkowe, których pełna identyfikacja wymaga implementacji odpowiednich modeli ekonometrycznych. Akceptując jednak na chwilę nieco wyższy stopień ogólności analizy można postawić tezę, iż najważniejszymi determinantami wahań realnego kursu złotego były zaburzenia na międzynarodowych rynkach finansowych, zmiany ryzyka globalnego oraz czynniki charakterze wewnętrznym. W przypadku pierwszej grupy czynników łatwo wskazać dość długą sekwencję zaburzeń na lokalnych rynkach finansowych (Argentyna, Brazylia, Turcja, Węgry) oraz kryzysy walut peryferyjnych (Argentyna), które poprzez efekt zarażania (*contagion*) wpływały w latach 1999–2003 na zmienność kursu złotego. Wspólną cechą powyższych zawirowań był jednak ich krótkotrwały wpływ i bardzo umiarkowana skala deprecjacji złotego. Wyjątkiem był jedynie kryzys argentyński, z którym można powiązać blisko piętnastoprocentową deprecjację złotego względem euro w pierwszej dekadzie lipca 2001.

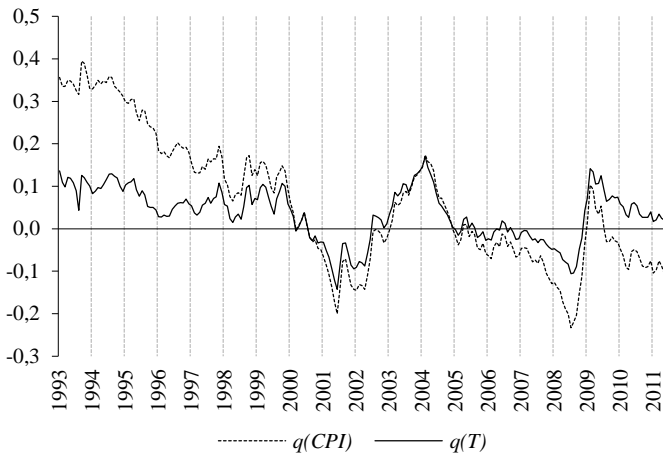
Wahania ryzyka globalnego okazały się czynnikiem zdecydowanie silniej oddziałującym na kurs złotego, a ich skutkiem była (i) umiarkowana, choć jednocześnie wyraźna aprecjacja złotego w latach 2005–2007 i w pierwszym półroczu 2008, (ii) gwałtowna deprecjacja po wybuchu kryzysu *subprime* jesienią 2009 r. oraz (iii) umiarkowane wzmocnienie złotego od drugiego półrocza 2009 r. (wsparte otwarciem elastycznej linii kredytowej MFW, *Flexible Credit Line*). Czynniki o charakterze wewnętrznym dominowały w pozostałych okresach. Trend aprecjacyjny w latach 2000–2001 można wiązać z malejącym ryzykiem makroekonomicznym, a w szczególności z wyraźnym spadkiem deficytu na rachunku obrotów bieżących, który dodatkowo mógł być finansowany przez

długoterminowe kapitały inwestycyjne. Z kolei dość gwałtowna tendencja deprecyjna w latach 2002–2003 i czterech pierwszych kwartałach roku 2004 wynikała z rosnących potrzeb pożyczkowych sektora rządowego, któremu towarzyszyło spowolnienie napływu kapitałów długoterminowych. Przystąpienie Polski do Unii Europejskiej obniżyło ryzyko inwestycyjne, co w połączeniu z malejącym ryzykiem inwestycji na rynkach wschodzących ponownie zainicjowało aprecjację złotego.

Zaprezentowana analiza potencjalnych zależności pomiędzy reżimem kursowym i fluktuacjami realnego kursu złotego ma dość ogólny charakter, jednak pozwala jednoznacznie wyróżnić trzy podokresy, w których wahania kursu złotego były konsekwencją oddziaływania różnych czynników. Wnioski są następujące:

1) szok transformacyjny był relatywnie krótki i miał miejsce w czasie gwałtownego dostosowania inflacyjnego, co decyduje o tym, że empiryczne analizy determinant kursu realnego na początku lat dziewięćdziesiątych ubiegłego wieku są podejmowane rzadko;

2) systematyczny trend aprecyjny obserwowany w latach 1992–1998 różni się istotnie od obserwowanych w latach 1999–2011 oscylacji kursu wzdłuż znacznie łagodniejszych ścieżek aprecyjnych (rys. 4.1).



Rysunek 4.2. Realny kurs PLN/EUR dla indeksów CPI i PPI w przetwórstwie przemysłowym, 1993:01-2011:06 (logarytmy naturalne, 2000=0)

Ten ostatni wniosek ulega jednak istotnej korekcie, gdy zawęzić definicję indeksu cen producenta do deflatora produkcji w przetwórstwie przemysłowym (sekcja C według klasyfikacji NACE, rys. 4.2). Ponieważ ceny w pozostałych sekcjach przemysłu¹ były w analizowanym okresie w dużej mierze uzależnione od decyzji administracyjnych, zastąpienie ogólnego deflatora produkcji przemysłowej indeksem cen w przetwórstwie przemysłowym przybliży definicję realnego kursu walutowego do kursu urealnianego cenami w sektorze wymiennym. Konsekwencje są klarowne: obecność trendu aprecjacyjnego w kursie realnym wyznaczanym za pomocą cen sektora *tradables* jest problematyczna, ale w dalszym ciągu możliwe jest rozróżnienie pomiędzy okresem 1993–1998 (względnie 1993–1999), w którym kurs realny charakteryzował się umiarkowanymi wahaniami i bardzo słabym trendem aprecjacyjnym, oraz okresem 1999–2011 (względnie 2000–2011), w którym po pełnej liberalizacji systemu walutowego pojawiły się głębokie wahania kursu urealnionego cenami w przetwórstwie przemysłowym.

2. Empiryczne modele PPP kursu złotego – przegląd badań

Analiza wahań realnych kursów PLN/EUR w następujących po sobie reżimach walutowych prowadzi do wniosku, że wyniki badań empirycznych mogą (lub ściślej: powinny) być wrażliwe na wybór deflatorów oraz okres obejmowany estymacją i wnioskowaniem statystycznym. Przegląd dość bogatej literatury poświęconej badaniom stacjonarności i modelowaniu kursu złotego potwierdza zasadność takich oczekiwań i pozwala dodatkowo postawić tezę, iż ostateczne wyniki zależą również od waluty, względem której jest liczony kurs złotego (najczęściej: dolar USA, euro i kurs efektywny) i użytych metod ekonometrycznych (alternatywne liniowe i nieliniowe testy pierwiastków jednostkowych, konkurencyjne techniki kointegracyjne).

Porządkując prace empiryczne poświęcone badaniom stacjonarności kursu złotego według kryterium historycznego, tj. zaczynając od analiz obejmujących okresy najwcześniejsze, uwagę zwracają pionierskie badania Thackera (1995) i dwie już współczesne prace Arize'a (2011) oraz Telatara i Hasanova (2009). W pierwszym przypadku analizowane są kursy złotego i forinta względem

¹ Pozostałe sekcje przemysłu według klasyfikacji NACE (fr. *Nomenclature statistique des Activités économiques dans la Communauté Européenne*): B – górnictwo i wydobywanie, D – wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, parę wodną i gorącą wodę, E – dostawa wody; gospodarowanie ściekami i odpadami; rekultywacja.

dolara USA, marki niemieckiej i funta brytyjskiego w okresie 1982:01–1993:02, tj. w przedziale czasowym obejmującym gospodarkę planową, szok transformacyjny i początkową fazę okresu transformacji gospodarczej. Wyniki uzyskane przez Thackera (1995) nie zaskakują – test pierwiastka jednostkowego Philllipsa i Perrona (1988) nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy o zintegrowaniu trzech realnych kursów złotego w stopniu pierwszym. Arize (2011) bada z kolei kursy efektywne walut 66 krajów najsłabiej rozwiniętych (*least developed countries*, LDC), w tym kurs złotego w próbie 1980:01–2009:10, podczas gdy Telatar i Hasanov (2009) koncentrują się na własnościach realnych kursów efektywnych w okresie 1988:01–2007:11 w dwunastu krajach Europy Środkowo-Wschodniej (*Central and Eastern European Countries*, dalej: CEE). Telatar i Hasanov (2009) formułują wniosek o niestacjonarności kursu złotego na podstawie testów ADF i KPSS (Kwiatkowski i in. (1992)). Wyniki badań Arize’a (2011) są jednak inne, gdyż zastosowanie testu KPSS nie pozwala odrzucić hipotezy o stacjonarności realnego kursu efektywnego.

Użyteczność i wiarygodność wyników badań realnego kursu złotego w okresach obejmujących nie tylko różne reżimy kursowe, ale także różne systemy gospodarcze, może budzić wątpliwości, jednak całkowite zignorowanie wyników prezentowanych w trzech cytowanych opracowaniach również rodzi zastrzeżenia. Weryfikację hipotezy PPP w próbie obejmującej różne systemy gospodarcze można uzasadniać uniwersalnym charakterem prawa jednej ceny, które – np. przez analogię do funkcji produkcji – powinno pozostawać w mocy niezależnie od reżimu gospodarczego. Z drugiej strony należy ponownie wskazać problem niejednorodności próby (podobny do omawianego w przypadku badań opartych na długich szeregach czasowych) i związane z nim poważne zniekształcenia ocen parametrów autoregresji i ostatecznie – zniekształcenia wartości sprawdzianów w testach ADF i KPSS. Należy również zwrócić uwagę na różnicę między wynikami przedstawianymi przez Telatara i Hasanova (2009) i Arize’a (2011). Otóż w pierwszym przypadku próba obejmuje okres przed kryzysem *subprime* i test KPSS sugeruje niestacjonarność kursu realnego, podczas gdy rozszerzenie badań na okres gwałtownych dostosowań na rynkach walut krajów LDC w latach 2008–2009 prowadzi do „odwrócenia” wniosków – według Arize’a (2011) kurs złotego jest generowany przez stacjonarny proces stochastyczny. Taki wynik otwiera podejmowaną dalszej części monografii dyskusję o charakterze dostosowania kursowego na przełomie lat 2008–2009. To ostatnie może być postrzegane jako korekta anomalii aprecyjnej mającej miejsce w drugim półroczu 2007 r. i pierwszym półroczu 2008 r. (por. Kelm, 2010a, 2011) lub też może być interpretowane jako okresowe odchylenie kursu od trwałego trendu aprecyjnego, indukowanego zgodnie z badaniami Bęży-

-Bojanowskiej (2008, 2009) i Bęży-Bojanowskiej i MacDonalda (2009) przez różnice w dynamikach TFP w Polsce i strefie euro.

Przegląd pozostałych opracowań, w których omawiane są wyniki liniowych testów pierwiastków jednostkowych prowadzi do wniosku, że niezależną od analizowanego okresu cechą realnych kursów złotego względem najważniejszych walut światowych jest ich przyrost- lub trendostacjonarność. Dibooglu i Kutan (2001) relacjonują wyniki testów ADF i KPSS w okresie szoku transformacyjnego i najgwałtowniejszych dostosowań cenowych 1990:01–1993:03, które jednoznacznie potwierdzają niestacjonarność efektywnego kursu złotego deflowanego indeksami CPI. Podobne wnioski dla kursu złotego względem dolara USA, euro i koszyka walut europejskich deflowanego indeksami CPI formułują Christev i Noorbakhsh (2000) w próbie rozszerzonej na okres 1990:01–1998:12 przy wykorzystaniu testów ADF, KPSS i testu Schmidta i Phillipsa (1992), jednak Giannellis i Papadopoulos (2007), analizując jeszcze dłuższą próbę 1990:01–2006:07 dla kursu PLN/EUR uzyskują w teście ADF wynik, który przy liberalnie dobranym poziomie istotności pozwala odrzucić obecność pierwiastka jednostkowego w kursie realnym (p -value = 0,0734). Badania, w których wykorzystuje się liniowe testy pierwiastków jednostkowych i pomijane są okresy szoku transformacyjnego i inflacji korekcyjnej oraz okres kryzysu finansowego z przełomu lat 2008–2009 jednoznacznie wskazują na nie stacjonarność kursu złotego (Barlow, 2003 – test ADF dla próby 1994:01–2000:12, koszyk dolara USA i marki niemieckiej; Cuestas, 2009 – test Ng i Perrona, 2001, w próbie 1992:01–2007:02 dla kursu efektywnego i w próbie 1993:12–2006:10 dla kursu dolara USA i euro; Rubaszek i in., 2009 – kurs PLN/EUR urealniany indeksem HICP w podziale na 12 grup produktów i deflatorem wartości dodanej brutto w podziale na 6 sekcji NACE, test ADF odpowiednio dla prób kwartalnych 1996–2005 i 1995–2005).

Podsumowując przegląd wyników liniowych testów pierwiastków jednostkowych warto odwołać się do pracy Bahmani-Oskooee'ego i Hegerty'ego (2009), w której zaprezentowano szeroki przegląd empirycznych badań parytetu siły nabywczej w krajach LDC i zdecydowanie węższe omówienie wyników uzyskiwanych dla krajów CEE. W przypadku analiz kursu złotego wartość formułowanych wniosków jest zatem ograniczona, jednak przegląd Bahmani-Oskooee'ego i Hegerty'ego (2009) nie pozostawia wątpliwości, że lata 2005–2006 wyznaczają początek okresu, którym następuje intensyfikacja wykorzystania nieliniowych testów pierwiastków jednostkowych w badaniach kursów realnych walut krajów LDC. Dokładniejszy przegląd badań kursu złotego i walut pozostałych krajów Europy Środkowo-Wschodniej potwierdza powyższe spostrzeżenie – wyniki standardowych liniowych testów zintegrowania kursów realnych są

obecnie konfrontowane z wynikami uzyskiwanymi w podejściach nieliniowych. Konsekwencje są istotne, gdyż powszechnie akceptowany pogląd o niestacjonarności kursów realnych walut krajów CEE jest coraz częściej zastępowany tezą zakładającą nieliniowe dostosowania realnych kursów walutowych w kierunku trajektorii PPP.

Przy omówieniu empirycznych analiz nieliniowości w dostosowaniach realnych kursów złotego do ścieżki PPP dobrym punktem wyjścia jest cytowana już wyżej praca Giannellisa i Papadopoulosa (2007), w której autorzy wskazują na możliwość odrzucenia obecności pierwiastka jednostkowego w realnym kursie PLN/EUR², ale jednocześnie zauważają, że ocena parametru autoregresji (0,994) implikuje skrajnie powolny proces dostosowawczy z półokresem wygasania wynoszącym ponad 115 miesięcy. Ten ostatni wynik stawia pod znakiem zapytania wiarygodność wskazań testu ADF. Jednocześnie test liniowości Hansena (1997) daje podstawy do odrzucenia hipotezy o liniowości procesu autoregresyjnego, któremu podlega kurs PLN/EUR. Ten ostatni wynik skłania autorów do rozważenia progowych modeli autoregresyjnych SETAR (równanie (2.3), por. także: Giannellis i Papadopoulos, 2010). Wyniki estymacji są jednoznaczne: w reżimie zewnętrznym ocena parametru autoregresji spada do poziomu 0,889 co odpowiada półrocznemu półokresowi wygasania.

Teza o nieliniowych dostosowaniach kurs złotego względem euro wzdłuż ścieżki PPP znajduje w badaniach Giannellisa i Papadopoulosa (2007), (2010) mocne wsparcie empiryczne, jednak przegląd innych prac sugeruje ostrożność w interpretacji wyników. Arize (2011) wykorzystuje test KSS w próbie liczącej aż 358 obserwacji miesięcznych i nie jest w stanie odrzucić hipotezy o zintegrowaniu realnego efektywnego kursu złotego przy alternatywie dopuszczającej dostosowania nieliniowe typu ESTAR. Podobne wyniki uzyskują w krótszych próbach Telatar i Hasanov (2009) oraz Cuestas (2009). W pierwszym przypadku autorzy argumentują, że jedną z przyczyn niemożności odrzucenia hipotezy zerowej w teście KSS mogą być zmiany strukturalne. Wykorzystując propozycję Sollisa (2004), zgodnie z którą w hipotezie alternatywnej analizowana zmienna charakteryzuje się asymetrycznymi dostosowaniami wzdłuż ścieżki definiowanej przez trendy deterministyczne „sklejane” za pomocą gładkich funkcji przejścia Telatar i Hasanov (2009) ostatecznie odrzucają obecność pierwiastka jednostkowego w realnym efektywnym kursie złotego. Z kolei Cuestas (2009) rozważa alternatywne podejście Bierensa (1997) do testu KSS, polegające na rozszerzeniu równania (1.29), wykorzystywanego w teście ADF, o trend

² Autorzy analizują kursy złotego i 9 innych walut krajów CEE względem euro. W przypadku kursu złotego podstawy do odrzucenia obecności pierwiastka jednostkowego są najsłabsze.

nieliniowy aproksymowany przez wielomiany Czebyszewa. I w tym przypadku nie istnieją podstawy do odrzucenia obecności pierwiastka jednostkowego w kursie PLN/USD i kursie efektywnym, choć występują jednocześnie przesłanki przemawiające za stacjonarnością realnego kursu PLN/EUR wokół deterministycznego trendu nieliniowego.

Thacker (1995) i Choudhry (1999) prezentują najwcześniejsze analizy skointegrowania kursu złotego z cenami krajowymi i zagranicznymi. W obu pracach zastosowano proste podejścia jednorównaniowe nawiązujące do standardowej dwuetapowej kointegracyjnej procedury Engle’a-Grangera, a różnice pomiędzy nimi sprowadzają się do wyboru innych prób i innych testów stacjonarności reszt. W szczególności, Thacker (1995) rozważa próbę 1982:01–1993:02 i stosuje kointegracyjny test Phillipsa i Perrona (1988) dla równań kursów PLN/USD, PLN/DEM i PLN/GBP, podczas gdy Choudhry (1999) analizuje kurs złotego względem dolara USA w okresie 1991:01–1996:09, stosując testy kointegracji ułamkowej (por. (1.31)) i procedurę Harrisa i Indera (1994), w której – w odróżnieniu od stosowanego w standardowej procedurze EG testu kointegracyjnego ADF – wykorzystywany jest znacznie silniej „preferujący” stacjonarność test KPSS. Wyniki prezentowane w obu pracach nie dają podstaw do akceptacji tezy o istnieniu relacji kointegrującej $[\beta_1, \beta_2, \beta_3] \cdot [b_t, p_t, p_t^*]' \sim I(0)$, co w pierwszym przybliżeniu można wiązać z niejednorodnością próby w badaniach Thacker (1995) i zdominowaniem przez szok transformacyjny krótkiej próby wykorzystywanej w pracy Choudhry’ego (1999).

Ten ostatni wniosek staje się nieprzekonywający, gdy skonfrontować go z wynikami nieco późniejszych badań przedstawianych w pracach Christeva i Noorbakhsha (2000) i Siderisa (2006). W pierwszej z nich prowadzona jest jednorównaniowa analiza kointegracyjna oparta na uogólnieniu modelu ADL zaproponowanym przez Stocka i Watsona (1993) (por. także Brzeszczyński i Kelm, 2002, s. 67–73) i wielowymiarowa procedura Johansena (1988, 1995a); analizowane są kursy walut 6 krajów CEE względem dolara USA, marki niemieckiej i koszyka walut europejskich ważonego strukturą handlu zagranicznego w okresie 1990:01–1998:12. Niezależnie od relatywnie krótkiej próby wnioski możliwe do sformułowania na podstawie wyników Christeva i Noorbakhsha (2000) mają dość uniwersalny charakter i wielokrotnie pojawiają się w późniejszych badaniach. Po pierwsze, empiryczne potwierdzenie znajduje model PPP w wersji słabej (3.2), $b = \beta_2 p - \beta_3 p^* + \mu$. Interpretacja ocen parametrów β_2 i β_3 jest jednak problematyczna. W podejściu Stocka-Watsona oceny elastyczności kursów nominalnych względem cen krajowych przyjmują wartości z przedziału 1,2–3,0, podczas gdy oszacowania parametrów przy cenach zagranicznych są znacznie większe i mieszczą się w przedziale 5,2–22,7. Po drugie,

zastosowanie procedury kointegracyjnej Johansena pozwala na uzyskanie zdecydowanie mniejszych oszacowań parametrów równowagi, które w równaniach kursu złotego względem dolara USA oraz marki niemieckiej zawierają się odpowiednio w przedziałach 1,3–2,3 i 0,6–3,5. Po trzecie, pozytywna weryfikacja modelu PPP w wersji słabej okazuje się łatwiejsza w modelach kursów walutowych lepiej odzwierciedlających geograficzną strukturę powiązań gospodarczych. Stosując procedurę kointegracyjną Johansena Christev i Noorbakhsh (2000) identyfikują następujące równanie nominalnego kursu złotego względem koszyka walut:

$$b = 1,034p - 1,312p^* + \hat{\mu} \quad (4.1)$$

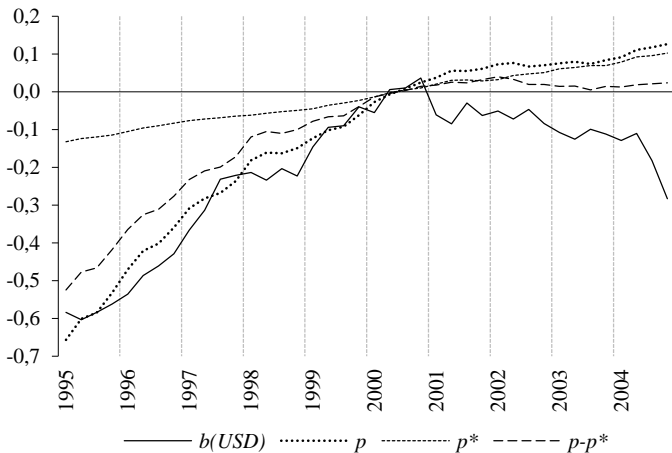
i jest to jedyny wariant modelu PPP kursu złotego, w którym jednoznaczne potwierdzenie znajduje restrykcja proporcjonalności (graniczny poziom istotności w teście LR wynosi 0,96). Po czwarte, aprioryczne nałożenie restrykcji symetrii na parametry związane z cenami krajowymi i zagranicznymi ułatwia skonstruowanie modelu o strukturze zbliżonej do implikowanego przez teorię PPP równania $b = p - p^* + \mu$. Christev i Noorbakhsh (2000) przedstawiają oceny elastyczności nominalnego kursu złotego względem cen relatywnych $p - p^*$ wynoszące 1,004 ($t = 8,2$), 0,975 ($t = 7,7$) i 0,977 ($t = 39,1$), odpowiednio, w równaniach kursu PLN/USD, PLN/DEM i kursu złotego względem koszyka walut europejskich, ale jednocześnie zastrzegają, że restrykcja symetrii może pozostawać w konflikcie z informacją zawartą w próbie.

Sideris (2006) prezentuje z kolei badania kursów walut 17 europejskich krajów transformacji gospodarczej względem do USA na podstawie próby kwartalnej 1990:1–20004:1. Wyniki analiz dla kursu złotego pozwalają na uściślenie naszkicowanych wyżej wniosków. I tak, testy kointegracji potwierdzają istnienie relacji równowagi pomiędzy kursem nominalnym a cenami krajowymi i zagranicznymi, a zależność:

$$b = 6,53p - 28,37p^* + \hat{\mu} \quad (4.2)$$

można interpretować jako potwierdzenie parytetu siły nabywczej walut w formie słabej, co nie zmienia jednak faktu, iż wartość poznawcza równania (4.2) jest znikoma. Porównanie ocen parametrów równowagi z oszacowaniami uzyskanymi przez Christeva i Noorbakhsha (2000), wynoszącymi 1,3 i $-0,6$ w modelu VEC i 1,2 i $-5,2$ w modelu ADL Stocka-Watsona, i skonfrontowanie tych wyników z okresami objętymi badaniami w obu pracach pozwala wyprowadzić istotny wniosek. Otóż badania Siderisa (2006) są prowadzone na podstawie szeregu czasowego obejmującego nie tylko szok transformacyjny i okres syste-

matycznej aprecjacji złotego, ale również okres, w którym następowała pełna liberalizacja systemu walutowego, a to oznacza znacznie większy stopień niejednorodności wykorzystanej próby. Rysunek 4.3 ilustruje ścieżkę kursu nominalnego PLN/USD, trajektorie CPI w Polsce i USA oraz zmiany cen relatywnych w latach 1995–2004. Wnioski płynące z analizy graficznej są jednoznaczne: od roku 2000 obserwowana była nominalna aprecjacja złotego względem dolara USA, której nadal towarzyszył wzrost cen konsumenta w Polsce i USA, a ceny relatywne oscylowały wokół stałego poziomu. Najprostsze wytłumaczenie „oderwania się” kursu nominalnego od trajektorii implikowanej przez model PPP pojawia się, gdy trend aprecjacyjny powiązać z upłynieniem kursu złotego w kwietniu 2000 r. i dopuścić hipotezę, zgodnie z którą od roku 2000 o zmianach kursu zaczęły współdecydować mechanizmy inne niż zmienność cen krajowych i zagranicznych. Przyjęcie takiej perspektywy prowadzi do reinterpretacji wyników Siderisa (2006): duże oszacowania parametrów mogą wynikać z pominięcia w modelu (4.2) zmiennych, które decydowały w znacznie większym stopniu o zmienności nominalnego kursu PLN/EUR po roku 2000.



Rysunek 4.3. Nominalny kurs PLN/USD, ceny konsumenta w Polsce i USA oraz ceny relatywne, 1995:01–2011:06 (logarytmy naturalne, 2000 = 0)

Jeszcze inne wyniki prezentuje Barlow (2003) dla kursu złotego, korony czeskiej i rumuńskiej lei względem koszyka walutowego złożonego z dolara USA i marki niemieckiej w okresie 1994:04–2000:12. W przypadku wszystkich walut testy kointegracji w procedurze Johansena potwierdzają istnienie relacji

równowagi wiążących kursy nominalne z krajowymi i zagranicznymi indeksami CPI, jednak w przypadku złotego i korony odrzucone są restrykcje proporcjonalności. W długookresowym równaniu kursu korony oceny obu parametrów związanych z cenami mają niewłaściwe znaki, zaś równanie kursu złotego:

$$b = 0,43p + 5,53p^* + \hat{\mu} \quad (4.3)$$

sugeruje istnienie sprzecznego z modelem PPP dodatniego przełożenia pomiędzy kursem nominalnym i cenami zagranicznymi. Analiza kursu lei prowadzi do innych wniosków: oszacowania parametrów równania analogicznego do (4.3) mają właściwe znaki i nie ma jednocześnie podstaw do odrzucenia restrykcji proporcjonalności (p -value = 0,241, por. także Barlow i Radulescu, 2002). Ponadto możliwe okazuje się potwierdzenie skointegrowania kursu PLN/CZK z indeksami CPI w Polsce i Czechach oraz nałożenie restrykcji proporcjonalności (p -value = 0,312) implikującej prawdziwość modelu PPP, ale jednocześnie empirycznego potwierdzenia nie znajduje model PPP dla kursów złotego i korony względem lei. Wnioski płynące z pracy Barlowa (2003) są następujące:

1. Potwierdzenie znajduje sformułowane już przez Frenkela (1978) i Krugmana (1978) spostrzeżenie, że pozytywna weryfikacja hipotezy PPP jest łatwiejsza dla kursów walut krajów o wyraźnie różniących się stopach wzrostu cen. W okresie analizowanym przez Barlowa (2003) wzrosty cen w Czechach i Polsce były już umiarkowane i wahania kursów nominalnych stawały się w coraz większym stopniu zależne od innych czynników (przepływów kapitałów, czynników podażowych itd.), podczas gdy w Rumunii inflacja nadal kształtowała się na wyraźnie wyższym poziomie, a nominalny kurs lei był kształtowany w reżimie kursu płynnego sterowanego (*managed float*). Przyjęcie takiej interpretacji pozwala na wyjaśnienie pozytywnych wyników weryfikacji modelu PPP dla kursu złotego w latach 1990–1998 w pracy Christeva i Noorbakhsha (2000).

2. Brak skointegrowania kursów złotego i korony z cenami krajowymi i zagranicznymi i jednocześnie potwierdzenie prawdziwości modelu PPP dla kursu PLN/CZK pozwala postawić hipotezę o istnieniu wspólnych mechanizmów oddziałujących na kursy obu walut względem walut gospodarek rozwiniętych.

Problem niejednorodności próby wynikającej ze zmian reżimu kursowego dostrzega Przystupa (2003), który w analizach kursu złotego względem euro, dolara USA i koszyka euro i dolara w okresie 1993:01–2003:03 dekomponuje próbę na podokres 1993–1998/1999, w którym – zgodnie ze stawianymi hipotezami – kształtowanie się kursu złotego było spójne z parytetem siły nabywczej walut, i podokres 1998/1993–2003, w którym na kurs nominalny dodatkowo oddziaływał dysparytet nominalnych stóp procentowych oraz różnica pomiędzy

krajową a zagraniczną wydajnością pracy. Punktem wyjścia badań są testy kointegracji Johansena w dwuwymiarowym modelu VEC uwzględniającym aprioryczną restrykcję symetrii. W tak zdefiniowanym systemie potwierdzenie znajdują hipotezy o skointegrowaniu kursu PLN/USD i kursu koszyka walutowego z cenami relatywnymi aproksymowanymi przez indeksy CPI i PPI. W równaniu kursu koszyka walutowego z indeksami PPI ocena parametru przy relatywnych cenach producenta okazuje się bliska wartości teoretycznej (0,99, $t = 27,5$), a w pozostałych trzech relacjach długookresowych oszacowania nie odbiegają znacząco od jedności (0,93–0,98), przy czym w dwóch przypadkach model jest rozszerzany o trend deterministyczny aproksymujący – według interpretacji Przystupy (2003) – efekt Balassy-Samuelsona. Analogiczne wyniki przedstawia Kelm (2002) dla próby kwartalnej 1992:1–1998:4. Analizowany jest kurs koszyka obejmującego markę niemiecką i dolara USA; ceny zagranicy reprezentuje deflator eksportu krajów uprzemysłowionych (według nomenklatury MFW), zaś ceny krajowe są aproksymowane alternatywnie przez indeksy CPI lub PPI. Oszacowania elastyczności przy relatywnych cenach wynoszą odpowiednio 0,742 i 1,061, co może pośrednio potwierdzać dwie robocze hipotezy, zgodnie z którymi w okresie obowiązywania systemu *crawling peg* i *crawling band* decyzje o zmianach stóp miesięcznej dewaluacji złotego były powiązane ze wzrostem cen producenta (co zapewniałoby brak głębszych zaburzeń *terms of trade*), a słabsze przełożenie wzrostu CPI na kurs walutowy mogło nadal wynikać z polityki kursowej kotwicy antyinflacyjnej lub – podobnie jak w interpretacji proponowanej przez Przystupę (2003) – oddziaływania czynników podażowych. Wdowiński (2005a) prezentuje podobne wyniki w modelu kursu dolara USA konstruowanego w ramach kointegracyjnej procedury Engle’a-Grangera (próba kwartalna 1991:2–2002:4, oceny parametru kierunkowego równe 0,85 i 0,97 w modelu z indeksami CPI i PPI), ale w już w modelu kursu PLN/EUR uzyskuje oszacowania wyraźnie mniejsze od jedności (odpowiednio 0,46 i 0,74).

Wspólną cechą analiz modelu PPP prezentowanych w pracach Kelma (2002), Przystupy (2003) i Wdowińskiego (2005a) jest to, że pomijany jest w nich okres szoku transformacyjnego, a wobec niesatysfakcjonującej liczebności dostępnych szeregów czasowych wykorzystywane są podejścia uproszczone, sprowadzające się do zastosowania procedury Engle’a-Grangera, której wady i ograniczenia są powszechnie znane (badania modelu PPP prezentują Kujawski i Strzała, 2002; Rawdanowicz, 2004; Milo i Wrześniński, 2005). Z drugiej strony zawężenie badań do okresu podwyższonej inflacji, w którym nominalny kurs złotego był ustalany w ramach reżimów *crawling peg* i *crawling band*, pozwala na uzyskanie ocen parametrów bliskich jedności, co może być interpretowane

jako potwierdzenie prawdziwości hipotezy parytetu siły nabywczej walut. Wraz ze wzrostem liczebności szeregów czasowych zwiększa się heterogeniczność próby, ale możliwa też staje się implementacja znacznie bardziej zaawansowanej kointegracyjnej procedury Johansena. Kelm i Bęza-Bojanowska (2005) oraz Kelm i Karp (2005) przedstawiają przykłady badań wykorzystujących relatywnie długie szeregi miesięczne obejmujące okresy 1995:01–2004:06 i 1996:01–2004:12 (tj. odpowiednio 114 i 108 obserwacji³), w których potwierdzenie znajduje hipoteza o skointegrowaniu nominalnego kursu PLN/EUR z cenami w przetwórstwie przemysłowym w Polsce i strefie euro, ale hipoteza proporcjonalności jest ostatecznie odrzucana. Kelm i Bęza-Bojanowska (2005) identyfikują wektor kointegrujący:

$$b - 1,874p^T + 1,825p^{*T} = \hat{\mu} \quad (4.4)$$

(11,3) (3,5)

gdzie: p^T , p^{*T} – indeksy cen przetwórstwie przemysłowym w Polsce i w strefie euro (aproxymacja cen w sektorze *tradables*, sekcja C według NACE).

Równanie (4.4) może być interpretowane jako model PPP w formie słabej, w którym spełniony jest warunek symetrii, co nie zmienia jednak faktu, że wyjaśnienie przyczyn dużych oszacowań parametrów przy cenach krajowych i zagranicznych jest kłopotliwe. W szczególności, nieakceptowalna jest interpretacja nawiązująca do analiz Patela (1990) i MacDonalda (1993), zgodnie z którymi koszty arbitrażu mogą być czynnikiem uniemożliwiającym spełnienie parytetu walutowego w formie mocnej, gdyż z równania (3.3) wynika, że w przypadku modelu (4.4) narzuty związane z kosztami transakcyjnymi musiałyby być blisko dwukrotnie większe od wartości wymienianych towarów. Perspektywa zmienia się, gdy uwzględnić fakt, iż równanie (4.4) definiuje w istocie ścieżkę równowagi, wokół której zachodzą dostosowania cen krajowych⁴. Jego renormalizacja i nałożenie restrykcji słabej egzogeniczności na

³ Shiller i Perron (1985) wskazują, że wykorzystanie danych o wyższej częstotliwości nie zwiększa ilości informacji o relacjach równowagi wiążących zmienne w analizowanym modelu VAR. Powyższy argument uwzględniają w swoich pracach Kelm i Bęza-Bojanowska (2005) oraz Kelm i Karp (2005), a uzasadnienie wykorzystania prób miesięcznych jest dwojakie. Po pierwsze, informacja o relacjach równowagi w rozważanych okresach jest wystarczająca, a przesądza o tym duża dynamika modelowanego systemu. Po drugie, wykorzystanie prób o większej liczebności poprawia własności algorytmów numerycznych wykorzystywanych w kointegracyjnej procedurze Johansena (por. Welfe (red.), 2007, s. 56).

⁴ W modelu VEC z wektorem kointegrującym (4.4) parametry korekty błędem w równaniach kursu nominalnego, cen krajowych i cen zagranicznych wynoszą odpowiednio 0,035 ($t = 1,1$), 0,033 ($t = 5,8$) i 0,006 ($t = 1,7$), a graniczny poziom istotności w teście słabej egzogeniczności kursu nominalnego i cen zagranicznych wynosi 0,114.

kurs nominalny PLN/EUR i ceny zagraniczne prowadzi do uzyskania następującej relacji kointegrującej:

$$p^T = 0,974p^{T*} + 0,534b + \hat{\mu} \quad (4.5)$$

(4,5) (9,2)

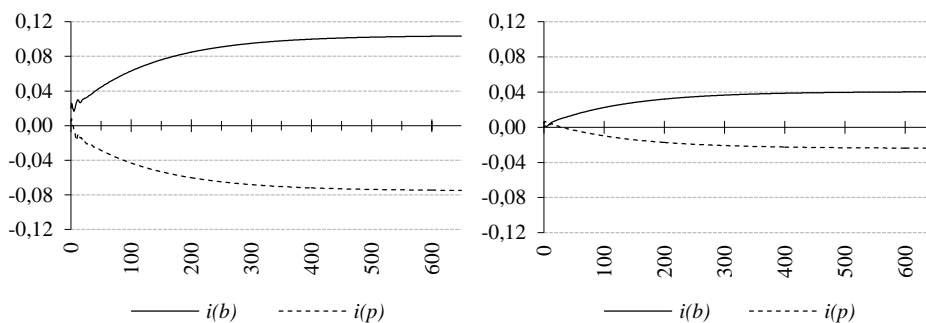
Model VEC z powyższym warunkiem równowagi charakteryzuje się cechami typowymi dla większości empirycznych modeli parytetu siły nabywczej walut: oszacowanie parametru korekty błędem w równaniu cen krajowych Δp^T jest statystycznie istotnie różne od zera (0,047, $t = 6,3$), ale implikuje jednocześnie bardzo długi, sięgający blisko pięciu kwartałów półokres wygasania. Dyskusję o potencjalnych przyczynach dużych ocen HL zawarto w poprzednim rozdziale. Dlatego też ostatnim wątkiem, który warto podjąć omawiając wyniki Kelma i Bęży-Bojanowskiej (2005) jest interpretacja równania (4.5). Łatwo zauważyć, że w warunkach słabej egzogeniczności p^{*T} i b równanie (4.5) opisuje ceny w sektorze *tradables* małej i otwartej gospodarki jako funkcję wahań kursu nominalnego i cen zagranicznego sektora towarów wymiennych. Przełożenie zmian tych ostatnich na ceny krajowe jest w przybliżeniu wprost proporcjonalne (0,974), ale transmisja impulsów kursowych jest już niepełna. Potencjalnym wytłumaczeniem tej zależności może być obecność strategii cenowych PTM, w ramach których następuje podział zysków i kosztów pomiędzy zagranicznymi eksporterami i krajowymi importerami.

Wykorzystując nieznacznie zmienioną próbę Kelm i Karp (2005) konstruują bliźniaczy model:

$$b - 2,075(p^T - p^{*T}) = \hat{\mu} \quad (4.6)$$

w którym kurs nominalny nie jest już zmienną słabo egzogeniczną, ale znak oszacowania parametru mierzącego jego dostosowania do ścieżki (4.6) jest niezgodny z oczekiwaniami, $ECT(\Delta b) = 0,144$ ($t = 3,1$). Ponieważ ocena parametru korekty błędem w równaniu cen krajowych jest również dodatnia, $ECT(\Delta p^T) = 0,036$ ($t = 4,1$), dodatnie odchylenie kursu nominalnego od poziomu wyznaczonego przez równanie (4.6) będzie powodować dalszy wzrost kursu i jednocześnie spadek cen krajowych. System VEC z wektorem kointegrującym (4.6) pozostanie w równowadze, jeśli szybkość „ucieczki od równowagi” kursu nominalnego będzie mniejsza od kompensujących spadków cen krajowych (tj. szybkości „pogoni za równowagą”). Rysunek 4.4 ilustruje reakcje modelu VEC z wektorem kointegrującym (4.6) uzyskane w analizie odpowiedzi na uogólniony impuls (*generalized impulse response*, GIR, np. Pesaran i Shin, 1998). Wniosek o nieakceptowalnych własnościach modelu jest oczywisty: szoki kursowe i nominalne wygasają w horyzoncie przekraczającym 50 lat, a to oznacza, że

w typowych dla modeli miesięcznych analizach krótko- i średniookresowych tak zdefiniowany system VEC będzie wykazywał własności nieodróżnialne od własności modelu błędzenia losowego, a równanie (4.6) jest w istocie relacją kointegrującą $CI(2,1)$.



Rysunek 4.4. Funkcje uogólnionych odpowiedzi na impuls (GIR) kursu nominalnego (lewy panel) i cen krajowych (prawy panel) w odpowiedzi na szok walutowy $i(b)$ i szok nominalny $i(p)$

Analiza wyników prezentowanych w pracach Kelma i Bęży-Bojanowskiej, (2005) oraz Kelma i Karpa (2005) pozwala na sformułowanie dwóch wniosków:

1. Ograniczenie badań związków implikowanych przez parytet siły nabywczej walut wyłącznie do identyfikacji wektora kointegrującego, który może być interpretowany jako model PPP w formie słabej i który spełnia lub nie spełnia restrykcji symetrii lub proporcjonalności, jest rozwiązaniem niewystarczającym. Pełna ocena modelu VEC musi obejmować weryfikację hipotez o kierunkach i sile procesów dostosowawczych, co wymaga analizy parametrów korekty błędem (macierzy α) i oszacowania „efektów netto” rozprzestrzeniania się szoków w modelach VEC (za pomocą funkcji GIR lub poprzez analizę macierzy mnożników całkowitych Π).

2. Rekomendowane rozszerzenia modelu PPP o dysparytet realnych stóp procentowych i premię za ryzyko (por. także: Przystupa, 2003; Kelm, 2010a) nie gwarantują konstrukcji modelu o satysfakcjonujących własnościach, jeśli w rozważanym systemie obecne są zmienne $I(2)$. Rysunek 4.4 przedstawia własności modelu VEC, w którym, zgodnie z dyskusją zawartą w rozdziale III (pkt 4), mogą być obecne nawet trzy zmienne $I(2)$, ale który skonstruowano w ramach standardowych procedur kointegracyjnych $I(1)$. Nie jest zatem wykluczone, że ilustruje on przypadek, w którym wykorzystanie modelu VEC uwzględniającego jedynie obecność zmiennych $I(1)$ do analizy systemów ze zmiennymi $I(2)$ pro-

wadzi do niespójnych wyników. W szczególności, Johansen (2006b) wykazuje na podstawie eksperymentów symulacyjnych, że w próbach o umiarkowanej długości wnioskowanie statystyczne w modelu VEC- $I(1)$ zawierającym zmienne o silnych cechach $I(2)$ jest obciążone dużym ryzykiem wyprowadzenia fałszywych wniosków. Przyczyną jest zbieżność statystyk testowych do rozkładów różniących się od wykorzystywanych w analizie $I(1)$ (por. także: Juselius, 2006, s. 26). Majsterek (2010) zauważa z kolei, że zastosowanie modelu VEC- $I(1)$ do analizy zmiennych zintegrowanych w stopniu drugim może prowadzić do istotnych problemów interpretacyjnych: macierz kointegrująca zawiera w takim przypadku nie tylko informacje o relacjach kointegracji statycznej $CI(2,2)$, ale również informacje o relacjach kointegracji dynamicznej $CI(2,1)$. Na jeszcze inny aspekt zwracają uwagę Johansen i in. (2009) wskazując, że skutkiem zastosowania modelu VEC- $I(1)$ w analizie zmiennych $I(2)$ jest identyfikacja relacji kointegrujących $CI(2,1)$, którym nie można nadać interpretacji stacjonarnych kombinacji liniowych.

Najnowsze badania skointegrowania nominalnego kursu PLN/EUR z cenami krajowymi i cenami w strefie euro prezentują Rubaszek i in. (2009, s. 59–60) i Wdowiński (2010, s. 121–129); Chang i Tzeng (2011) analizują kurs złotego względem dolara USA łącznie z kursami walę 8 krajów CEE.

Rubaszek i in. (2009) rozważają próbę kwartalną 1995/1996–2005, tj. okres odpowiadający w przybliżeniu analizowanemu w pracach Kelma i Bęzy-Bojanowskiej (2005) oraz Kelma i Karpa (2005), ale w roli deflatorów wykorzystują, alternatywnie, zharmonizowane indeksy cen konsumenta HICP (ogółem i w podziale na 12 grup towarowych) oraz deflatory wartości dodanej (ogółem i w podziale na 6 sekcji NACE). Analiza sprowadza się do testowania skointegrowania kursu nominalnego i deflatorów za pomocą testu *Trace* Johansena i weryfikacji poprawności restrykcji symetrii i proporcjonalności. Wyniki potwierdzają obecność związków kointegracyjnych w 10 przypadkach (na 20 rozważanych), ale tylko w 5 spośród nich nie ma podstaw do odrzucenia restrykcji symetrii i jedynie w 3 wektorach kointegrujących można nałożyć restrykcję proporcjonalności. Nominalny kurs PLN/EUR jest skointegrowany z ogólnymi indeksami HICP, ale relacja

$$b = 2,57p + 1,27p^* + \hat{\mu} \quad (4.7)$$

nie ma interpretacji w kategoriach modelu PPP ze względu na dodatnie oszacowanie parametru przy indeksie HICP w strefie euro. W przypadku wykorzystania deflatorów wartości dodanej brutto Rubaszek i in. (2009) potwierdzają istnienie wektora kointegrującego jedynie dla indeksów cen w mniej znaczącej

sekcji A (rolnictwo i rybołówstwo). Wyniki estymacji parametrów dostosowań kursu nominalnego i cen do trajektorii równowagi nie są prezentowane.

Wdowiński (2010) wykorzystuje próby kwartalne i miesięczne sięgające końca roku 2008 do kwantyfikacji związków zachodzących między kursem nominalnym PLN/EUR a indeksami HICP, PPI i deflatorami PKB w Polsce i strefie euro. Podobnie jak we wcześniej omawianych pracach, analizowany jest model PPP (3.2). Badania obejmują też równanie definiowane dla stóp wzrostu:

$$\Delta b = \beta_2 \Delta p - \beta_3 \Delta p^* + \mu + \varepsilon \quad (4.8)$$

któremu nadawana jest interpretacja związku krótkookresowego, oraz modele (3.2) i (4.8) z arbitralnie nałożoną restrykcją symetrii. Do estymacji parametrów wykorzystywane jest podejście nawiązujące do procedury Engle'a-Grangera, w którym selekcji modelu z parametrami estymowanymi MNK dokonuje się za pomocą autorskiego algorytmu opartego na arbitralnych kryteriach (szczegóły: Wdowiński, 2010, s. 56–57), oraz procedura kointegracyjna Johansena. Wnioski płynące z badań wykorzystujących MNK są niejednoznaczne. Wykorzystanie indeksów HICP prowadzi do następującego równania PPP w formie słabej:

$$b_t = 1,96p_{t-10} - 4,47p_{t-21}^* + \hat{\mu} \quad (4.9a)$$

dla indeksów PPI ścieżkę równowagi długookresowej definiuje zależność:

$$b_t = 0,57p_{t-24}^{PPI} - 2,38p_{t-3}^{*PPI} + \hat{\mu} \quad (4.9b)$$

zaś dla odsezonowanych deflatorów PKB:

$$b_t = 2,43p_{t-8}^{PKB} - 5,37p_{t-23}^{*PKB} + \hat{\mu} \quad (4.9c)$$

W świetle omawianych wyżej wyników badań wnioski formułowane przez Wdowińskiego (2010), tj. możliwość konstrukcji równań nawiązujących do koncepcji parytetu siły nabywczej walut w formie słabej oraz asymetria z jaką ceny krajowe i zagraniczne oddziałują na kurs PLN/EUR nie budzą zasadniczych zastrzeżeń. Wątpliwości pojawiają się, gdy zwrócić uwagę na fakt, że powyższe wyniki uzyskano dla krótkich prób kwartalnych obejmujących w przybliżeniu 8 lat, a własności estymatorów parametrów długookresowych nie uprawniają do przeprowadzania standardowego wnioskowania statystycznego ze względu na niebezpieczeństwo standardowych statystyk testowych do znanych rozkładów prawdopodobieństwa (np. Majsterek, 2008, s. 23–24, Welfe, 2009, s. 372–374). Do jeszcze innych wątpliwości prowadzi pytanie o dostosowania kursu walutowego wzdłuż ścieżek (4.9). Ten ostatni problem jest o tyle istotny, że – z jednej strony

– interpretacja zależności, w których wpływ deflatorów na kurs nominalny ma miejsce dopiero po 5–6 latach jest problematyczna, z drugiej zaś – nie jest jasne jaka jest wówczas interpretacja mechanizmu korekty błędem.

Mniej wątpliwości budzą wyniki uzyskane w procedurze kointegracyjnej Johansena w modelu wiążącym kurs PLN/EUR z deflatorami produkcji przemysłowej PPI. W próbie miesięcznej 1995:03–2008:09 identyfikowany jest jeden wektor kointegrujący, ale akceptacja restrykcji symetrii i proporcjonalności wymaga przyjęcia skrajnie małych poziomów istotności – ich graniczne wartości wynoszą odpowiednio p -value = 0,01 i p -value = 0,02. Możliwe okazuje się natomiast nałożenie restrykcji zerowej na parametr wiążący kurs nominalnych z cenami krajowymi (p -value = 0,34), co po dołączeniu restrykcji słabej egzogeniczności cen krajowego i zagranicznego indeksu PPI (p -value = 0,54) prowadzi do modelu

$$b = -3,17 p_{(10,2)}^{*PPI} + 0,005t + \hat{\mu} \quad (4.10)$$

o niejasnej interpretacji ekonomicznej. Inaczej jest w przypadku wykorzystania próby kwartalnej 1995:2–2008:3, w której możliwe okazuje się nałożenie restrykcji symetrii (p -value = 0,12) a następnie restrykcji słabej egzogeniczności kursu nominalnego i cen zagranicznych (p -value = 0,25). Równanie:

$$b = 1,39(p_{(8,8)}^{PPI} - p^{*PPI}) + 0,008t + \hat{\mu} \quad (4.11)$$

definiuje ostatecznie trajektorię równowagi cen producenta.

Podsumowując przegląd badań hipotezy PPP i modelu PPP dla kursu złotego względem najważniejszych walut światowych można sformułować kilka istotnych spostrzeżeń.

1. Badania empiryczne nie pozwalają na postawienie jednoznacznych wniosków o potencjalnej nieliniowości dostosowań realnego i nominalnego kursu złotego. Wyniki testów pierwiastków jednostkowych zawarte w najważniejszych pracach (Cuestas, 2009; Telatar i Hasanov, 2009 oraz Giannellis i Papadopoulos, 2010) są niejednoznaczne, a wyprowadzane na ich podstawie wnioski odnoszą się do kursów walut większej grupy krajów CEE, w której obecność złotego wynika bardziej z faktu przynależności Polski do grupy europejskich krajów transformacji, niż z charakteru fluktuacji kursu złotego. Do podobnych wniosków prowadzą najnowsze badania Changa i Tzenga (2011).

2. Wydłużenie lub przesunięcie horyzontu badań empirycznych na okresy późniejsze, w których następowała liberalizacja reżimu kursowego i obserwowany był wyraźny spadek inflacji krajowej sprawia, że potwierdzenie prawdziwości modelu PPP w wariacie zakładającym proporcjonalność kursu

nominalnego i cen, staje się niemożliwe. Przyczyną jest coraz silniej zarysowujące się oddziaływanie mechanizmów innych niż arbitraż na rynku towarowym. Wniosek ten potwierdzają badania empiryczne modelu PPP w formie słabej i rosnący „rozrzut” ocen parametrów kwantyfikujących oddziaływanie cen krajowych i zagranicznych. Zgodnie z postawioną wyżej tezą wzrost wartości parametrów β_2 i β_3 w równaniu (4.3) Barlowa (2003) może być konsekwencją pominięcia ważnych zmiennych determinujących kursy nominalne (np. stóp procentowych) w okresach objętych badaniami i szybko narastającą różnicą pomiędzy kursem nominalnym i relatywnymi cenami.

3. Kwestią niemal niezauważaną w badaniach kursu złotego jest potencjalne zintegrowanie zmiennych nominalnych w stopniu drugim. Dyskusja poświęcona wynikom prezentowanym w pracy Kelma i Karpa (2005) dobrze ilustruje skutki zawężenia badań do standardowych modeli VEC- $I(1)$. Należy ponadto zwrócić uwagę, że w relatywnie krótkich próbach włączenie do modelu VEC zmiennych $I(1)$ o silnych cechach $I(2)$ może dodatkowo dawać symptomy obecności pierwiastków wybuchowych (por. Majsterek, 2008, s. 133–134). Z tej perspektywy za niezbędne należy uznać szersze zastosowanie procedur kointegracyjnych dopuszczających obecność zmiennych $I(2)$.

4. W zdecydowanej większości badań empirycznych parytetu siły nabywczej walut wykorzystywane są indeksy cen konsumenta (CPI lub HICP), których zmienność zależy głównie od wahań cen w sektorze *non-tradables* i które są tym samym znacznie mniej podatne na arbitraż na rynkach towarowych i jednocześnie bardziej podatne na potencjalny wpływ czynników podażowych (efekt BS) i popytowych. Wykorzystanie ogólnych indeksów PPI obciążonych mniejszym składnikiem *non-tradables* jest znacznie rzadsze, ale i w tym przypadku można sformułować aprioryczne zastrzeżenia – wahania cen producenta są w znacznej mierze uzależnione od wahań cen regulowanych, a to oznacza, że trend aprecjacyjny obecny w kursie PLN/EUR deflowanym ogólnymi indeksami PPI w Polsce i w strefie euro może wynikać przede wszystkim ze zbieżności krajowych cen regulowanych do cen światowych.

Analiza reżimu walutowego w latach 1990–2011 i sformułowane wyżej wnioski pozwalają wskazać trzy główne płaszczyzny badań parytetu siły nabywczej walut w Polsce. Pierwszą płaszczyznę wyznacza nadal kwestia stacjonarności kursu realnego. Niezależnie od licznych zastosowań testów pierwiastków jednostkowych i dość powszechnie akceptowanego wniosku o niestacjonarność realnego kursu PLN/EUR, otwarte pozostaje pytanie o wrażliwość wyników uzyskiwanych w standardowych testach na zmiany okresów obejmowanych badaniami i dobór deflatorów. Szczególnie interesująca jest wrażliwość wyników na poszerzenie próby o okres kryzysu *subprime*, który wzmacniała w następnych

latach perspektywa wybuchu kryzysów fiskalnych i finansowych w kolejnych państwach strefy euro (w tzw. grupie krajów PIIGS). Drugą grupę pytań prowokują niejednoznaczne wyniki analiz nieliniowości procesów generujących realne kursy złotego względem głównych walut światowych. Wykorzystanie nieliniowych testów pierwiastków jednostkowych i nieliniowych modeli autoregresyjnych jest obecnie podejściem bardzo popularnym, jednak imponująca już dziś i rosnąca nadal liczba publikacji poświęconych nieliniowościom kursów realnych nie przesądza o tym, że wykorzystanie testów i modeli klasy STAR gwarantuje satysfakcjonująco precyzyjną identyfikację własności procesów generujących realny kurs PLN/EUR. Wybór trzeciego i najważniejszego kierunku empirycznych badań parytetu siły nabywczej złotego uzasadniają wątpliwości sformułowane w odniesieniu do zastosowań procedur kointegracyjnych w analizach kursu złotego. Koncentrując się na najważniejszych, należy wskazać przede wszystkim dyskusowaną w poprzednim rozdziale możliwość uogólnienia hipotezy racjonalnych oczekiwań REH do hipotezy gospodarki niedoskonałej wiedzy IKE i co za tym idzie – rozszerzenia analizy kointegracyjnej na przypadek obecności w modelu PPP zmiennych $I(2)$ lub zmiennych $I(1)$ o silnych cechach zmiennych $I(2)$.

3. Testy zintegrowania realnego kursu złoty/euro

Testy stopnia integracji kursu PLN/EUR urealnianego alternatywnie indeksami cen konsumenta q i cen producenta w przetwórstwie przemysłowym q^T przeprowadzono wykorzystując próbę miesięczną 1993:01–2011:06 (por. rys. 4.2). Punktem wyjścia badań było założenie, zgodnie z którym własności procesów stochastycznych generujących oba analizowane kursy realne mogły być w dużym stopniu współokreślane przez czynniki średnio- i krótkookresowe (patrz dyskusja w rozdz. I, pkt 1.1). Przesłanki przemawiające z dopuszczeniem obecności w testach pierwiastków jednostkowych zmiennych deterministycznych aproksymujących przyczyny średniookresowych wahań q i q^T są wystarczające. Przegląd badań empirycznych wskazuje na niemal jednomyślną akceptację tezy, zgodnie z którą kursy realne walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej podlegają trendom aprecjacyjnym wynikającym z oddziaływania mechanizmu Balassy-Samuelsona⁵. Hipoteza o związku między szybszym wzrostem ogólnych indeksów cen w słabiej rozwiniętych krajach Europy Środkowo

⁵ Wpływ czynników podażowych na kursy realne jest analizowany szerzej w rozdz. VII–VIII, a na kurs PLN/EUR – w rozdz. IX.

-Wschodniej z obserwowaną w nich wyższą dynamiką produktywności czynników produkcji w sektorze dóbr wymiennych została po raz pierwszy pozytywnie zweryfikowana w szeroko cytowanej pracy Halperna i Wyplosza (1997), a mechanizm opisywany przez model Balassy-Samuelsona stał się w następnych latach najważniejszym składnikiem większości empirycznych modeli kursów walut krajów CEE⁶. Co więcej, dość powszechny stał się również pogląd, że efekt Balassy-Samuelsona jest przyczyną aprecjacji kursów walutowych urealnianych indeksami cen produkcji przemysłowej, postrzeganymi często jako aproksymanty cen w sektorze dóbr wymiennych. Ponieważ ten ostatni wynik jest niespójny z założeniami modelu BS, w którym parytet siły nabywczej walut jest spełniony dla cen sektora *tradables*, zaproponowano kilka wyjaśnień obecności trendów aprecjacyjnych w kursach deflowanych indeksami PPI. Zgodnie z najprostszą hipotezą, aprecjacja kursów urealnianych PPI wynika z obecności w cenach producenta istotnego składnika *non-tradables* związanego np. z kosztami dystrybucji (*non-tradables processing*; dalej: NTP). Halpern i Wyplosz (1997) formułują hipotezę, zgodnie z którą trend aprecjacyjny jest skutkiem głębokiej deprecjacji wywołanej szokiem transformacyjnym (także Krajnyák i Zettelmeyer, 1998). Z kolei Égert i Lommatzsch (2003a) wskazują, że aprecjacja kursów deflowanych indeksami PPI może być pochodną zmieniającej się struktury popytu krajowego, gdy wzrost jakości krajowych dóbr wymiennych powoduje przeorientowanie na nie popytu krajowego, a skutkiem jest wzrost ich cen i aprecjacja kursu realnego.

Przypisywanie mechanizmowi Balassy-Samuelsona dominującej, nierzadko jedynej roli w kształtowaniu kursów realnych jest podejściem nazbyt jednostronnym i łatwo wskazać jego słabości. W szczególności, przedstawiony powyżej szkic ewolucji systemu walutowego w Polsce do momentu pełnego upłynięcia kursu złotego prowokuje polemikę, gdyż pozwala wskazać co najmniej dwa dodatkowe mechanizmy indukujące trendy aprecjacyjne. Po pierwsze, w okresie następującym bezpośrednio po szoku transformacyjnym nominalny kurs walutowy był podstawowym instrumentem polityki antyinflacyjnej, a to oznacza, że realna aprecjacja była także pochodną polityki stabilizacyjnej polegającej na ustalaniu stopy dewaluacji miesięcznej poniżej obserwowanej lub oczekiwanej inflacji (por. Desai, 1998 i Orłowski, 2000). Jeśli ponadto punktem odniesienia polityki kursowej była nie tylko inflacja mierzona wzrostem indeksów cen konsumenta, ale również inflacja w sektorach dóbr wymiennych, to skutkiem stosowania kursowej kotwicy antyinflacyjnej mogła być aprecjacja kursu urealnianego indeksami PPI. Po drugie, czynnikiem, którego znaczenie trudno

⁶ Szczegółowe omówienie badań zawarto w rozdz. VIII.

przecenić w okresie obowiązywania reżimu *crawling peg* była systematyczna liberalizacja rynku kapitałowego sprzyjająca napływowi kapitałów inwestycyjnych (m.in. Brada, 1998 i Orłowski, 2000).

Wnioski z powyższej dyskusji uzasadniają rozważenie uproszczonej w świetle dalszych rozważań (rozdz. VIII) hipotezy, zgodnie z którą w okresie 1993:01–1998:12 realny kurs walutowy q był stacjonarny wzdłuż trendu deterministycznego aproksymującego (i) efekt Balassy-Samuelsona, (ii) dostosowania kursu realnego po szoku transformacyjnym oraz (iii) skutki polityki antyinflacyjnej kotwicy kursowej. Postawienie analogicznej hipotezy w odniesieniu do kursu deflowanego cenami sektora *tradables* jest problematyczne, choć i w tym przypadku nie można wykluczyć *a priori* aprecjacyjnego wpływu komponentu *non-tradables* i rozciągniętych w czasie dostosowań po szoku transformacyjnym. Należy również zauważyć, że stacjonarność q^T wokół stałej można interpretować jako pośredni dowód skuteczności polityki antyinflacyjnej, która nie powodowałaby w takim przypadku długotrwałych spadków konkurencyjności na międzynarodowych rynkach towarowych.

W reżimie płynnego kursu walutowego 1999:01–2011:06 powyższe hipotezy budzą zastrzeżenia. W podokresie poprzedzającym kryzys finansowy *subprime* (1999:01–2008:08) obserwowany był nadal bardzo wyraźny, tylko nieznacznie łagodniejszy trend aprecjacyjny kursu urealnianego indeksami CPI, któremu towarzyszyły jednak nieporównanie większe oscylacje; uwzględnienie okresu kryzysu *subprime* osłabia wnioski o skali aprecjacji kursu realnego q .

W badaniach stacjonarności kursu deflowanego cenami sektora *tradables* q^T można rozważyć dwa przypadki. W pierwszym wzmocnienie złotego w okresie 2007:01–2008:08 może być postrzegane jako kontynuacja średnio-okresowego trendu aprecjacyjnego wynikającego z efektu Balassy-Samuelsona. Taka interpretacja jest przyjmowana *implicite* w pracach Bęży-Bojanowskiej (2008, 2009) oraz Bęży-Bojanowskiej i MacDonalda (2009) na podstawie badań modeli BEER w próbach sięgających grudnia 2007 r. Łatwo zauważyć, że jej uogólnienie na okres późniejszego kryzysu *subprime* musi prowadzić do wniosku, iż osłabienie złotego na przełomie lat 2008–2009 było okresowe i w dłuższym horyzoncie czasowym należy oczekiwać ponownego pojawienia się silniejszych trendów aprecjacyjnych. Zgodnie z takim rozumowaniem w analizie stacjonarności obu kursów realnych można przyjąć roboczą hipotezę o ich trendostacjonarności i wystąpieniu zmiany strukturalnej w trzecim lub czwartym kwartale 2008. Kelm (2010a) proponuje interpretację alternatywną i stawia tezę, zgodnie z którą o wahaniach q^T w okresie 1999:01–2008:08 współdecydowały wahania ryzyka walutowego, a w szczególności anomalia aprecjacyjna mająca miejsce w okresie 2007:01–2008:08. W takim przypadku skala wpływu efektu

BS na kurs PLN/EUR urealniany indeksami cen sektora *tradables* (zob. Bęza-Bojanowska, 2008, 2009; Bęza-Bojanowska i MacDonald, 2009) będzie przeszacowana, a obserwowana od sierpnia 2008 r. nominalna i realna deprecjacja złotego nie będzie wyłącznie przejawem gwałtownego, choć tylko okresowego, odchylenia kursu walutowego od ścieżki równowagi, lecz przejawem dostosowania następującego po okresie przewartościowania złotego wynikającego z obniżonego poziomu ryzyka globalnego przed kryzysem *subprime*. Przyjęcie tej drugiej interpretacji prowadzi do przeformułowania hipotez o własnościach procesów generujących kursy realne: kurs deflowany indeksami CPI może nadal wykazywać trend aprecjacyjny, podczas gdy kurs urealniony cenami sektora *tradables* powinien oscylować wokół stałej.

W tabelach 4.2a i 4.2b zestawiono wyniki alternatywnych liniowych testów pierwiastków jednostkowych prowadzonych dla obu kursów realnych. Wnioski są następujące.

W okresie obowiązywania reżimów *crawling peg* i *crawling band* 1993:01–1998:12 potwierdzenie znajduje trendostacjonarność kursu PLN/EUR deflowanego indeksami cen sektora dóbr wymiennych. Skala aprecjacji kursu q^T jest jednak nieznaczna – wyniki testów ADF i DF-GLS wspierają wniosek o stacjonarności q^T wokół stałej, co oznaczałoby formalne potwierdzenie hipotezy PPP w okresie 1993:01–1998:12. Wyniki testów zintegrowania kursu urealnianego indeksami CPI dają satysfakcjonujące podstawy do stwierdzenia trendostacjonarności q . W okresie poprzedzającym kryzys *subprime* 1999:12–2008:06 wskazania testów stacjonarności obu kursów realnych są również jednoznaczne: niezależnie od obecności trendu deterministycznego zmienne q i q^T okazują się niestacjonarne.

Rozszerzenie badań na cały okres obowiązywania kursów płynnych 1999:01–2011:06 prowadzi do zmiany wcześniejszych wniosków. Wskazania testów stają się niejednoznaczne. W przypadku kursu EUR/PLN deflowanego cenami sektora *tradables* testy ADF i DF-GLS pozwalają odrzucić hipotezę zerową na rzecz alternatywy zakładającej stacjonarność wokół stałej przy standardowym poziomie istotności 0,05, zaś sprawdziany testu ERS są tylko nieznacznie większe od wartości krytycznej dla poziomu istotności 0,10, co można odczytywać jako wyniki niesprzeczne z tezą o stacjonarności q^T w całym okresie obowiązywania reżimu kursu płynnego. Wyniki testów ADF, DF-GLS i ERS dopuszczających trend deterministyczny nadal wskazują na niestacjonarność q i q^T , choć należy jednocześnie zauważyć, że w testach ADF i DF-GLS wartości sprawdzianów są tylko nieznacznie większe od wartości krytycznej dla poziomu istotności równego 0,10. Ten ostatni wynik można inter-

Tabela 4.2a. Liniowe testy zintegrowania kursu realnego q^T

| | 1993:01–1998:12 | | 1999:01–2008:06 | | 1999:01–2011:06 | |
|-------------------------|-----------------|--------------|-----------------|--------------|-----------------|--------------|
| | μ | μ, t | μ | μ, t | μ | μ, t |
| ADF | | | | | | |
| lag = 1 | -2,91 | -3,29 | -2,32 | -2,34 | -3,04 | -3,06 |
| <i>Crit.val.</i> = 0,10 | -2,59 | -3,17 | -2,58 | -3,15 | -2,58 | -3,14 |
| = 0,05 | -2,90 | -3,48 | -2,89 | -3,45 | -2,88 | -3,44 |
| = 0,01 | -3,52 | -4,09 | -3,49 | -4,04 | -4,48 | -4,04 |
| DF-GLS | | | | | | |
| lag = 1 | -1,72 | -3,14 | -1,31 | -2,13 | -2,05 | -2,53 |
| <i>Crit.val.</i> = 0,10 | -1,61 | -2,83 | -1,61 | -2,73 | -1,62 | -2,69 |
| = 0,05 | -1,95 | -3,13 | -1,94 | -3,02 | -1,94 | -2,98 |
| = 0,01 | -2,60 | -3,70 | -2,59 | -3,57 | -2,58 | -3,52 |
| ERS | | | | | | |
| P/NW | 7,55 | 6,32 | 11,31 | 16,40 | 4,85 | 10,82 |
| B/A | 7,08 | 6,03 | 11,99 | 17,44 | 5,07 | 11,37 |
| <i>Crit.val.</i> = 0,10 | 4,02 | 6,78 | 4,19 | 6,80 | 4,25 | 6,82 |
| = 0,05 | 3,03 | 5,68 | 3,12 | 5,64 | 3,14 | 5,65 |
| = 0,01 | 1,91 | 4,24 | 1,95 | 4,24 | 1,93 | 4,16 |
| KPSS | | | | | | |
| P/NW | 0,622 | 0,113 | 0,133 | 0,118 | 0,075 | 0,069 |
| B/A | 0,488 | 0,111 | 0,176 | 0,141 | 0,105 | 0,095 |
| <i>Crit.val.</i> = 0,10 | 0,347 | 0,119 | 0,347 | 0,119 | 0,347 | 0,119 |
| = 0,05 | 0,463 | 0,146 | 0,463 | 0,146 | 0,463 | 0,146 |
| = 0,01 | 0,739 | 0,216 | 0,739 | 0,216 | 0,739 | 0,216 |

Objaśnienia: czcionką pogrubioną wyróżniono wyniki wskazujące na stacjonarność kursu realnego przy poziomie istotności 0,10; *Crit.val.* – wartości krytyczne.

ADF – rozszerzony test Dickeya i Fullera (1981), DF-GLS – test Dickeya i Fullera (1979) z poprawką estymacyjną Elliotta i in. (1996) uwzględniającą autokorelacji reszt w równaniu pomocniczym, ERS – test Elliotta, Rothenberga i Stocka (1996), KPSS – test Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schmidta i Shina (1992); oznaczenia w testach ERS i KPSS: P/NW – jądro Parzena, pasmo Neweya-Westa, B/A – jądro Bartletta, pasmo Andrewsa.

Z wyjątkiem KPSS we wszystkich testach weryfikowana jest hipoteza zerowa zakładająca obecność pierwiastka jednostkowego w procesie stochastycznym generującym badaną zmienną; w testach ADF, DF-ERS i ERS hipotezy alternatywne zakładają występowanie stacjonarnego liniowego procesu autoregresyjnego (i) z dryfem lub (ii) z dryfem i deterministycznym trendem liniowym. W teście KPSS badana jest stacjonarność wobec alternatywy zakładającej obecność ścieżki losowej z dryfem lub z dryfem i trendem liniowym. Testy ADF, DF-ERS i ERS mają lewostronne obszary odrzucenia; w teście KPSS hipoteza zerowa jest odrzucana, gdy sprawdziany testów są większe od przyjętej wartości krytycznej.

Tabela 4.2b. Liniowe testy zintegrowania kursu realnego q

| | 1993:01–1998:12 | | 1999:01–2008:06 | | 1999:01–2011:06 | |
|-------------------------|-----------------|--------------|-----------------|----------|-----------------|--------------|
| | μ | μ, t | μ | μ, t | μ | μ, t |
| ADF | | | | | | |
| lag = 1 | -1,10 | -3,31 | -1,86 | -2,00 | -3,01 | -3,05 |
| <i>Crit.val.</i> = 0,10 | -2,59 | -3,17 | -2,58 | -3,15 | -2,58 | -3,14 |
| = 0,05 | -2,90 | -3,48 | -2,89 | -3,45 | -2,88 | -3,44 |
| = 0,01 | -3,52 | -4,09 | -3,49 | -4,04 | -4,48 | -4,04 |
| DF-GLS | | | | | | |
| lag = 1 | -0,25 | -3,12 | -0,45 | -1,78 | -1,26 | -2,48 |
| <i>Crit.val.</i> = 0,10 | -1,61 | -2,83 | -1,61 | -2,73 | -1,62 | -2,69 |
| = 0,05 | -1,95 | -3,13 | -1,94 | -3,02 | -1,94 | -2,98 |
| = 0,01 | -2,60 | -3,70 | -2,59 | -3,57 | -2,58 | -3,52 |
| ERS | | | | | | |
| P/NW | 47,21 | 7,44 | 21,73 | 20,87 | 11,06 | 10,95 |
| B/A | 32,75 | 7,39 | 23,42 | 22,56 | 11,60 | 11,47 |
| <i>Crit.val.</i> = 0,10 | 4,02 | 6,78 | 4,19 | 6,80 | 4,25 | 6,82 |
| = 0,05 | 3,03 | 5,68 | 3,12 | 5,64 | 3,14 | 5,65 |
| = 0,01 | 1,91 | 4,24 | 1,95 | 4,24 | 1,93 | 4,16 |
| KPSS | | | | | | |
| P/NW | 0,905 | 0,104 | 0,208 | 0,120 | 0,284 | 0,071 |
| B/A | 0,377 | 0,097 | 0,405 | 0,206 | 0,291 | 0,104 |
| <i>Crit.val.</i> = 0,10 | 0,347 | 0,119 | 0,347 | 0,119 | 0,347 | 0,119 |
| = 0,05 | 0,463 | 0,146 | 0,463 | 0,146 | 0,463 | 0,146 |
| = 0,01 | 0,739 | 0,216 | 0,739 | 0,216 | 0,739 | 0,216 |

Objaśnienia: jak do tab. 4.2a.

pretować jako skutek stabilizowania się systemu walutowego wzdłuż trendów aprecjacyjnych, choć należy równocześnie zauważyć, że przesłanki przemawiające za trendostacjonarnością kursu q^T są zdecydowanie słabsze niż te, które wskazują na jego stacjonarność wokół stałej.

Porównanie wyników liniowych testów integracji kursów realnych w okresie przedkryzysowym 1999:01–2008:06 i całym okresie obowiązywania kursów płynnych 1999:01–2011:06 pozwala sformułować dwa istotne wnioski. Po pierwsze, wskazania liniowych testów zintegrowania kursów realnych w okresie 1999:01–2011:06 są nadal niejednoznaczne, ale rozszerzenie badań na okres kryzysu *subprime* prowadzi do wzmocnienia tezy o stacjonarności kursu q^T

i trendostacjonarności kursu q . Po drugie, zgodnie z zaproponowaną interpretacją wybuch kryzysu *subprime* i następujące po nim lokalne kryzysy fiskalne i finansowe wynikały z zaniżonych ocen ryzyka globalnego w latach 2006–2007 i w pierwszym półroczu 2008, czego skutkiem było nadmierne wzmocnienie złotego. Z takiej perspektywy gwałtowne dostosowania z lat 2008–2009 i spadek realnej wartości złotego w latach następnych można postrzegać jako efekty szerszego procesu równoważenia globalnych rynków finansowych.

Powyższe wnioski ulegają rewizji, gdy za punkt odniesienia przyjmując wyniki „preferujących” stacjonarność testów KPSS, które w ponad połowie rozważanych wariantów sugerują zintegrowanie kursów realnych w stopniu zerowym.

Niejednoznaczność wyników liniowych testów pierwiastków jednostkowych sprawia, że analizy stacjonarności realnych kursów złotego względem euro wymagają rozszerzeń. Jednym z możliwych rozwiązań jest implementacja podejść panelowych i próba „wzmocnienia” wyników potwierdzających stacjonarność q i q^T w ramach strategii SPSM Chortareasa i Kapetaniosa (2009). W świetle przedstawionych wyżej wyników zastosowanie podejścia SPSM jest jednak problematyczne, gdyż z formalnego punktu widzenia wyniki testów zintegrowania kursów realnych pozwalają na wyłączenie kursu złotego z hipotetycznego panelu już we wstępnym etapie SPSM. Trudności związane z określeniem stopnia zintegrowania zmiennych dostrzega Juselius (2010a, 2010b), wskazując, iż w badaniach empirycznych rozstrzygnięcie czy dana zmienna jest generowana przez proces stacjonarny czy też jest zintegrowana w stopniu pierwszym można – w niewielkim uproszczeniu – zastąpić pytaniem o graniczną wartość parametru $\bar{\rho}_1$ w równaniu autoregresyjnym $q_t = \rho_1 q_{t-1} + \eta_t$, której przekroczenie przez parametr ρ_1 jest wystarczającą przesłanką do uznania q za zmienną zintegrowaną w stopniu pierwszym, tj.:

$$q_t, q_t^T \sim I(0), \quad \text{gdy} \quad \rho_1 < \bar{\rho}_1 \quad (4.12a)$$

$$q_t, q_t^T \sim I(1), \quad \text{gdy} \quad \bar{\rho}_1 < \rho_1 \leq 1 \quad (4.12b)$$

Przy założeniu $\rho_1 < 1$ reguła decyzyjna (4.12) dopuszcza sytuację, w której q i q^T są stacjonarne, ale w rozważanej próbie wykazują silne cechy procesów $I(1)$ i należy je traktować wobec tego jako zmienne „efektywnie” (względnie: „subiektywnie”) niestacjonarne.

W analizach kursów walutowych wartości granicznej $\bar{\rho}_1$ można nadać interpretację ekonomiczną wiążącą zmiany stóp procentowych z wahaniami kursów realnych. W szczególności, interesująca jest odpowiedź na pytanie o to jak powinien być postrzegany kurs realny z perspektywy efektywności polityki

monetarnej oraz odpowiedź na pytanie o to jak postrzegane są własności kursów walutowych przez inwestorów angażujących swoje kapitały w aktywa finansowe o różnych terminach zapadalności. Takie przeformułowanie problemu uzasadnia rozszerzenie badań stacjonarności kursów realnych q i q^T na testy ilorazu wariancji VRT (por. rozdz. I, pkt 2.2).

Tabela 4.3. Testy ilorazu wariancji VRT

| Przesunięcie D | q | | | | | |
|------------------|-----------------|--------|------------|-----------------|--------|------------|
| | 1999:01–2008:06 | | | 1999:01–2011:06 | | |
| | $\tilde{v}(D)$ | $z(D)$ | p -value | $\tilde{v}(D)$ | $z(D)$ | p -value |
| 2 | 1,398 | 3,263 | 0,001*** | 1,421 | 3,738 | 0,000*** |
| 3 | 1,549 | 3,118 | 0,002*** | 1,629 | 3,659 | 0,000*** |
| 4 | 1,565 | 2,630 | 0,009*** | 1,730 | 3,380 | 0,001*** |
| 5 | 1,526 | 2,137 | 0,033** | 1,783 | 3,132 | 0,002*** |
| 6 | 1,482 | 1,771 | 0,077* | 1,780 | 2,807 | 0,005*** |
| 7 | 1,496 | 1,687 | 0,092* | 1,776 | 2,573 | 0,010*** |
| 8 | 1,567 | 1,807 | 0,071* | 1,784 | 2,431 | 0,015** |
| 9 | 1,676 | 2,038 | 0,042** | 1,807 | 2,366 | 0,018** |
| 10 | 1,751 | 2,155 | 0,031** | 1,808 | 2,261 | 0,024** |
| 11 | 1,832 | 2,279 | 0,023** | 1,812 | 2,178 | 0,029** |
| 12 | 1,950 | 2,494 | 0,013** | 1,830 | 2,145 | 0,032** |
| Przesunięcie D | q^T | | | | | |
| | 1999:01–2008:06 | | | 1999:01–2011:06 | | |
| | $\tilde{v}(D)$ | $z(D)$ | p -value | $\tilde{v}(D)$ | $z(D)$ | p -value |
| 2 | 1,363 | 2,912 | 0,004*** | 1,375 | 3,574 | 0,000*** |
| 3 | 1,459 | 2,550 | 0,011** | 1,528 | 3,268 | 0,001*** |
| 4 | 1,429 | 1,947 | 0,052* | 1,577 | 2,834 | 0,005*** |
| 5 | 1,344 | 1,362 | 0,173 | 1,583 | 2,469 | 0,014** |
| 6 | 1,251 | 0,897 | 0,370 | 1,551 | 2,094 | 0,036** |
| 7 | 1,223 | 0,733 | 0,463 | 1,534 | 1,868 | 0,062* |
| 8 | 1,264 | 0,813 | 0,416 | 1,544 | 1,782 | 0,075* |
| 9 | 1,357 | 1,040 | 0,298 | 1,583 | 1,805 | 0,071* |
| 10 | 1,423 | 1,172 | 0,241 | 1,602 | 1,774 | 0,076* |
| 11 | 1,490 | 1,297 | 0,195 | 1,615 | 1,736 | 0,083* |
| 12 | 1,580 | 1,472 | 0,141 | 1,638 | 1,735 | 0,083* |

Objaśnienia: gwiazdkami wyróżniono warianty, w których istnieją podstawy do odrzucenia hipotezy o przyrostostacjonarności przy poziomach istotności 0,10 (*), 0,05 (**) i 0,01 (***).

Tabela 4.3 zawiera wyniki zaproponowanych przez Lo i MacKinlaya (1988, 1989) testów VRT. W hipotezie zerowej zakłada się, że kursy q i q^T są generowane przez ścieżkę losową, co opisuje równanie (1.30), zgodnie z którym w przypadku przyrostostacjonarności q i q^T wariancja ich D -okresowych przyrostów powinna być D -krotnie większa od wariancji przyrostów jednookresowych, $v(D) = D^{-1} \text{var}(q_t - q_{t-D}) / \text{var}(q_t - q_{t-1}) = 1$. Wykorzystywane w teście VRT i prezentowane w tabeli 4.3 współczynniki $\tilde{v}(D)$ są obliczane zgodnie ze wzorem $\tilde{v}(D) = 1 + 2 \sum_{d=1}^{D-1} (1 - d/D) \rho_d$, gdzie ρ_d jest współczynnikiem autokorelacji d -tego rzędu (por. Lo i MacKinlay, 1988).

Przy pięcioprocentowym poziomie istotności testy $z(D)$ wskazują na istnienie wystarczających podstaw do odrzucenia hipotezy $q \sim I(1)$ niezależnie od wyboru próby, podczas gdy wyniki uzyskane dla kursu urealnianego cenami sektora wymiennego nie pozwalają na odrzucenie hipotezy $q^T \sim I(1)$ dla $D \geq 4$ w próbie 1999:01–2008:06 i $D \geq 7$ w próbie 1999:01–2011:06. Porównanie powyższych wyników z wnioskami sformułowanymi na podstawie liniowych testów zintegrowania prowadzi zatem do wniosku o ich niespójności: testy ADF, DF-GLS i ERS sugerują przyrostostacjonarność q a test VRT odrzuca tę hipotezę, zaś wyniki testów liniowych przemawiające za uznaniem q^T za zmienną stacjonarną są osłabiane przez wyniki testów VRT wskazujące na brak podstaw do odrzucenia hipotezy $q^T \sim I(1)$.

Wyjaśnienie powyższej sprzeczności wymaga przywołania zespołu hipotez weryfikowanych za pomocą VRT. Otóż hipoteza zerowa w teście ilorazu wariancji zakłada przyrostostacjonarność badanej zmiennej, $q_t, q_t^T \sim I(1)$, co można zapisać w uproszczeniu $v(D) = 1$, podczas gdy w hipotezie alternatywnej nie zakłada się stacjonarności q i q^T , a jedynie $v(D) \neq 1$. Możliwe są zatem dwa przypadki. Dla $v(D) < 1$ badane zmienne należy uznać za stacjonarne, ale nie można również wykluczyć przypadku $v(D) > 1$, który jest w literaturze interpretowany jako przejaw „supertrwałości” szoków kumulujących się w badanych zmiennych (*super-persistence*, MacDonald, 2007, s. 57–58). Ta ostatnia interpretacja w naturalny sposób prowadzi do powiązania supertrwałości zaburzeń oddziałujących na kursy walutowe z własnościami zmiennych generowanych przez procesy stochastyczne $I(2)$ lub procesy $I(1)$ o silnych cechach $I(2)$. Uzasadnienie jest następujące: statystyka $z(D)$ w teście VRT jest konstruowana na podstawie wartości współczynnika $\tilde{v}(D)$, który jest obliczany jako liniowa kombinacja pierwszych $D-1$ współczynników autokorelacji pierwszych przyrostów q i q^T z arytmetycznie malejącymi wagami (Lo i MacKinlay, 1988, s. 48). Jeżeli zatem typową własnością zmiennych generowanych przez procesy $I(2)$ jest ich gładki przebieg (co akcentuje Majsterek, 2008, s. 133–137), to należy oczekiwać odpowiednio dużych wartości współczynników autokorelacji

ρ_a , czego ostatecznym skutkiem będzie odrzucenie przez test VRT hipotezy $q, q^T \sim I(1)$, dla której właściwą alternatywną powinna być wówczas hipoteza zakładająca obecność w procesach generujących oba kursy realne silnego składnika $I(2)$.

4. Hipoteza dostosowań nieliniowych

Niejednoznaczność wyników uzyskanych w liniowych testach pierwiastków jednostkowych ADF, DF-GLS, ERS i KPSS oraz teście ilorazu wariancji VRT uzasadnia rozważenie podejść, w których zakłada się nieliniowość dostosowań kursów realnych q i q^T do poziomu PPP lub pasma definiowanego przez koszty transakcyjne.

W pierwszym kroku analizy realnych rozważono testy KSS i AKSS (rozdz. II, pkt 3) zaproponowane przez Kapetaniosa i in. (2003) i Sollisa (2009).

Tabela 4.4 zawiera zestawienie wyników.

W próbie obejmującej reżim kursu płynnego 1999:01–2011:06 wskazania obu testów są jednoznaczne: obecność pierwiastków jednostkowych w procesach generujących kursy realne można odrzucić na korzyść hipotez alternatywnych, zgodnie z którymi q i q^T są generowane przez stacjonarne procesy ESTAR. Wnioski są jednak inne, gdy analizowany jest okres poprzedzający kryzys *subprime*, 1999:01–2008:06, w którym nie jest możliwe potwierdzenie stacjonarności q i q^T nawet przy liberalnym założeniu asymetrii dostosowań. Porównanie wyników uzyskanych w obu podpróbach obejmujących reżim kursu płynnego prowadzi zatem ponownie do wniosku, że dostosowania kursów realnych po wybuchu kryzysu z przełomu lat 2008–2009 mogą być postrzegane jako skutek równoważenia systemu po okresie przewartościowania złotego.

Wyniki testów KSS i AKSS dla kursu urealnianego cenami sektora *tradables* uzasadniają przeprowadzenie wnioskowania wykorzystującego modele klasy STAR w próbie 1999:01–2011:06.

Procedura konstrukcji modeli STAR składa się z czterech etapów obejmujących: (i) specyfikację modelu liniowego, (ii) testowanie liniowości i wybór zmiennej transformacji, (iii) wybór postaci funkcji transformacji oraz (iv) estymację parametrów i ocenę modelu STAR (Teräsvirta, 1994; van Dijk i in., 2002; także: Maciejewska, 2005).

Wstępna analiza liniowego modelu ECM postaci:

$$\Delta q_t^T = \mu + (\rho_1 - 1)q_{t-1}^T + \sum_{s=1}^{S-1} \gamma_s \Delta q_{t-s}^T + \varepsilon_t \quad (4.13)$$

w próbie 1999:01–2011:06 wskazuje, że optymalne opóźnienie S wynosi 3 miesiące. Wyniki estymacji wskazują na obecność obserwacji nietypowych w trzech okresach: 2001:07, 2002:07, 2008:12–2009:02. Rozszerzenie specyfikacji (4.13) o odpowiednie zmienne sztuczne poprawia własności stochastyczne modelu, ale jednocześnie – gdy zmienne zero-jedynkowe są dołączane *ad hoc* – może prowadzić do istotnego zniekształcenia wniosków płynących z analizy empirycznej. Dlatego też w drugim etapie analizy STAR testy liniowości modelu (4.13) prowadzono w dwóch wariantach – bez i ze zmiennymi zero-jedynkowymi.

Tabela 4.4. Nieliniowe testy zintegrowania kursów walutowych q i q^T

| | 1993:01–1998:12 | | 1999:01–2008:06 | | 1999:01–2011:06 | |
|------------------------|-----------------|--------------|-----------------|----------|-----------------|--------------|
| | μ | μ, t | μ | μ, t | μ | μ, t |
| q | | | | | | |
| KSS | -1,57 | -2,55 | -2,18 | -2,35 | -2,94 | -3,45 |
| <i>Crit.val.</i> =0,10 | -2,66 | -3,13 | -2,66 | -3,13 | -2,66 | -3,13 |
| =0,05 | -2,93 | -3,40 | -2,93 | -3,40 | -2,93 | -3,40 |
| =0,01 | -3,48 | -3,93 | -3,48 | -3,93 | -3,48 | -3,93 |
| AKSS | 1,43 | 3,45 | 2,45 | 3,00 | 4,35 | 5,91 |
| <i>Crit.val.</i> =0,10 | 3,75 | 5,37 | 3,75 | 5,37 | 3,75 | 5,37 |
| =0,05 | 4,56 | 6,29 | 4,56 | 6,29 | 4,56 | 6,29 |
| =0,01 | 6,24 | 8,34 | 6,24 | 8,34 | 6,24 | 8,34 |
| q^T | | | | | | |
| KSS | -1,54 | -4,52 | -2,58 | -2,58 | -3,58 | -3,57 |
| <i>Crit.val.</i> =0,10 | -2,66 | -3,13 | -2,66 | -3,13 | -2,66 | -3,13 |
| =0,05 | -2,93 | -3,40 | -2,93 | -3,40 | -2,93 | -3,40 |
| =0,01 | -3,48 | -3,93 | -3,48 | -3,93 | -3,48 | -3,93 |
| AKSS | 1,18 | 11,67 | 3,73 | 3,77 | 6,46 | 6,45 |
| <i>Crit.val.</i> =0,10 | 3,75 | 5,37 | 3,75 | 5,37 | 3,75 | 5,37 |
| =0,05 | 4,56 | 6,29 | 4,56 | 6,29 | 4,56 | 6,29 |
| =0,01 | 6,24 | 8,34 | 6,24 | 8,34 | 6,24 | 8,34 |

Objaśnienia: czcionką pogrubioną wyróżniono wyniki wskazujące na stacjonarność kursu realnego przy poziomie istotności 0,10; *Crit.val.* – wartości krytyczne.

KSS – test Kapetaniosa, Shina i Snella (2003), AKSS – test Sollisa (2007). Weryfikowana jest hipoteza zerowa zakładająca obecność pierwiastka jednostkowego w procesie stochastycznym generującym zmienną; hipoteza alternatywna dopuszcza globalną stacjonarność symetrycznego i asymetrycznego procesu ESTAR. Testy KSS i AKSS mają, odpowiednio, lewo- i prawostronny obszar odrzucenia. *Crit.val.* – wartości krytyczne dla podanych poziomów istotności.

Test liniowości modelu (4.13), który pozwalałby jednocześnie na wybór postaci modelu nieliniowego w przypadku odrzucenia hipotezy zerowej, wymaga odpowiedniego sformułowania hipotezy alternatywnej. Rozwiązaniem najczęściej stosowanym w praktyce makromodelowania jest rozważenie w hipotezie alternatywnej nieliniowości, które można aproksymować za pomocą funkcji logistycznej pierwszego stopnia LSTAR1 (2.17) i funkcji logistycznej drugiego stopnia LSTAR2 (2.22), której szczególnym przypadkiem (dla $c_2^1 = c_2^2$) jest funkcja ESTAR (2.5). Procedura testowa polega na rozwinięciu modelu

$$\Delta q_t^T = \{(\rho_1 - 1)q_{t-1}^T + \sum_{s=1}^{S-1} \gamma_s \Delta q_{t-s}^T + \mu\} + \{(\tilde{\rho}_1 - 1)q_{t-1}^T + \sum_{s=1}^{S-1} \tilde{\gamma}_s \Delta q_{t-s}^T + \tilde{\mu}\} \cdot G(\theta_1; \dots) + \varepsilon_t \quad (4.14)$$

gdzie G jest funkcją logistyczną pierwszego lub drugiego stopnia, w szereg Taylora w otoczeniu punktu $\theta_1 = 0$:

$$\Delta q_t = \phi_0 z_t + \phi_1 z_t \Xi_t + \phi_2 z_t \Xi_t^2 + \dots + \phi_L z_t \Xi_t^L + \eta_t \quad (4.15)$$

gdzie: $z_t = [1, q_{t-1}^T, \Delta q_{t-1}^T, \dots, \Delta q_{t-(S-1)}^T]^T$, $\phi_l = [\phi_{l,1}, \phi_{l,2}, \dots, \phi_{l,S+1}]$ – wektor parametrów, Ξ – zmienna przejścia; w przypadku modeli (4.13)–(4.14) przyjmuje się $\Xi_t = q_{t-D}^T$. Liczba składników w równaniu pomocniczym (4.15) zależy od stopnia aproksymowanej funkcji logistycznej. W przypadku wykorzystania funkcji LSTAR1 przyjmuje się $L=3$, podczas gdy dla funkcji LSTAR2 lub modelu ESTAR należy rozważyć $L=2$ lub $L=4$. W praktycznych zastosowaniach wybór $L=3$, tj.

$$\Delta q_t = \phi_0 z_t + \phi_1 z_t \Xi_t + \phi_2 z_t \Xi_t^2 + \phi_3 z_t \Xi_t^3 + \eta_t \quad (4.16)$$

jest zatem zazwyczaj wystarczający, gdyż model (4.16) umożliwia testowanie liniowości względem obu alternatyw, tj. LSTAR1 oraz LSTAR2/ESTAR.

Test liniowości modelu (4.13) polega na weryfikacji hipotezy zerowej $H_0 : \phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = 0$ (test $F^{(0)}$ w tab. 4.5). W przypadku odrzucenia H_0 weryfikowana jest hipoteza $H_3 : \phi_3 = 0$ (test $F^{(3)}$); odrzucenie H_3 jest przesłanką przemawiającą za rozważeniem modelu LSTAR1. Brak podstaw do odrzucenia H_3 prowadzi do testu hipotezy warunkowej $H_2 : \phi_2 = 0 \mid \phi_3 = 0$ (test $F^{(2)}$), której odrzucenie daje podstawy do rozważenia modelu LSTAR2, modelu ESTAR lub modelu LSTAR1 (2.17) dla $c_2 \neq 0$. Jeśli nie ma również podstaw do odrzucenia H_2 , rozważa się $H_1 : \phi_1 = 0 \mid \phi_3 = \phi_2 = 0$ (test $F^{(1)}$); odrzucenie H_1 wskazuje na poprawność modelu LSTAR1 lub model ESTAR (2.5) dla $c_1 \neq 0$ (szczegóły: Maciejewska, 2005, Bruzda, 2007, s. 91–94 i cytowane tam

prace). Powyższe zależności pozwalają ustalić reguły, zgodnie z którymi dokonuje się selekcji modelu nieliniowego w przypadku odrzucenia hipotezy H_0 : wybór modelu LSTAR2 lub ESTAR jest uzasadniony, gdy graniczny poziom istotności w teście $F^{(2)}$ jest mniejszy od poziomów granicznych w testach $F^{(3)}$ i $F^{(1)}$, a jeśli taki warunek nie jest spełniony, analizę empiryczną należy prowadzić w ramach modelu LSTAR1.

Tabela 4.5. Testy liniowości modelu ECM (4.13) dla $S = 2$, 1999:01–2011:06

| D | Modele bez zmiennych zero-jedynkowych | | | | Modele ze zmiennymi zero-jedynkowymi | | | |
|-----|---------------------------------------|-----------|-----------|-----------|--------------------------------------|-----------|-----------|-----------|
| | $F^{(0)}$ | $F^{(3)}$ | $F^{(2)}$ | $F^{(1)}$ | $F^{(0)}$ | $F^{(3)}$ | $F^{(2)}$ | $F^{(1)}$ |
| 1 | 0,083* | 0,303 | 0,066 | 0,210 | 0,081* | 0,135 | 0,430 | 0,069 |
| 4 | 0,052* | 0,078 | 0,057 | 0,525 | 0,070* | 0,451 | 0,014 | 0,446 |
| 5 | 0,026** | 0,122 | 0,026 | 0,306 | 0,015** | 0,581 | 0,001 | 0,623 |
| 6 | 0,051* | 0,338 | 0,018 | 0,336 | - | - | - | - |
| 7 | 0,022** | 0,060 | 0,032 | 0,398 | - | - | - | - |
| 11 | 0,029** | 0,007 | 0,377 | 0,370 | 0,012** | 0,058 | 0,024 | 0,269 |
| 12 | 0,011** | 0,028 | 0,073 | 0,170 | 0,002*** | 0,105 | 0,002 | 0,246 |

Objaśnienia: podano graniczne poziomy istotności. Wyróżniono warianty testu, w których istnieją podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej zakładającej liniowość przy poziomach istotności równych 0,10(*), 0,05(**) i 0,01(***)

Zawarte w tabeli 4.5 wyniki testów liniowości modelu (4.13) jednoznacznie wspierają tezę o nieliniowościach dostosowań kursu q^T do stałej, a w świetle wyników testów zintegrowania KSS nie zaskakuje również fakt, iż preferowaną postacią modelu właściwie replikującego nieliniowość mechanizmu korekty błędem jest model LSTAR2. Druga, ale już nieco słabsza regularność, pojawia się, gdy porównamy wyniki uzyskane w modelu bez i ze zmiennymi zero-jedynkowymi. Teza, iż rozszerzenie modelu ECM o zmienne zero-jedynkowe nie jest obojętne dla wyników testów liniowości, znajduje empiryczne potwierdzenie, ale można również twierdzić, że dołączenie trzech wyróżnionych wyżej zmiennych sztucznych nie prowadzi do zasadniczej rewizji wniosków o natężeniu i charakterze nieliniowości.

Sugerowany w testach liniowości wybór logistycznej funkcji przejścia drugiego stopnia LSTAR2 uzasadnia konstrukcję modelu o strukturze bezpośrednio korespondującej z hipotezą o zniekształcającym arbitraż cenowy wpływie kosztów transakcyjnych. Pierwszy problem wiąże się zatem z identyfikacją przedziału (c_1^1, c_2^2) , wewnątrz którego arbitraż cenowy nie zachodzi lub też nie jest możliwe empiryczne odróżnienie procesu generującego kurs realny od ścieżki losowej (por. równanie (2.22) i rys. 2.3). Jeśli zatem rozpiętość przedziału

(c_2^1, c_2^2) jest duża w proporcji do zmienności kursu, to większość obserwacji q^T będzie nadal realizacjami ścieżki losowej i przyczyny wahań kursu realnego wewnątrz (c_2^1, c_2^2) pozostaną nierozpoznane.

Drugim istotnym problemem napotykanym przy konstrukcji modeli STAR jest wybór zmiennej przejścia Ξ , który nie zawsze można uzasadnić odpowiednimi modelami teoretycznymi. Wyniki testów liniowości oraz testów $F^{(3)}$, $F^{(2)}$ i $F^{(1)}$ sugerują wybór $\Xi_t = q_{t-12}^T$. Trudności w interpretacji są oczywiste, gdyż wskazanie przyczyn, dla których obserwowane rok wcześniej większe odchylenie q^T indukuje zmianę reżimu w okresie bieżącym, jest skrajnie problematyczne. Dlatego też estymacji parametrów nieliniowego modelu ECM (4.14) dokonano wariantowo przyjmując dodatkowo $\Xi_t = q_{t-5}^T$, za czym przemawiają małe graniczne poziomy istotności w testach $F^{(0)}$ i $F^{(2)}$ oraz $\Xi_t = q_{t-1}^T$, co zapewnia klarowną interpretację wyników estymacji.

Podsumowanie wyników estymacji parametrów modelu (4.14) z funkcją przejścia LSTAR2 zawarto w tabeli 4.6.

Porównanie własności stochastycznych modeli wskazuje, że dołączenie zmiennych zero-jedynkowych jest warunkiem normalności rozkładów reszt, zaś porównanie pozostałych diagnostyk oraz kryteriów selekcji prowadzi do wniosku, że optymalnym rozwiązaniem jest wybór systemu ze zmiennymi zero-jedynkowymi i zmienną przejścia $\Xi_t = q_{t-12}^T$.

Analiza wyników estymacji prowadzi do trzech spostrzeżeń.

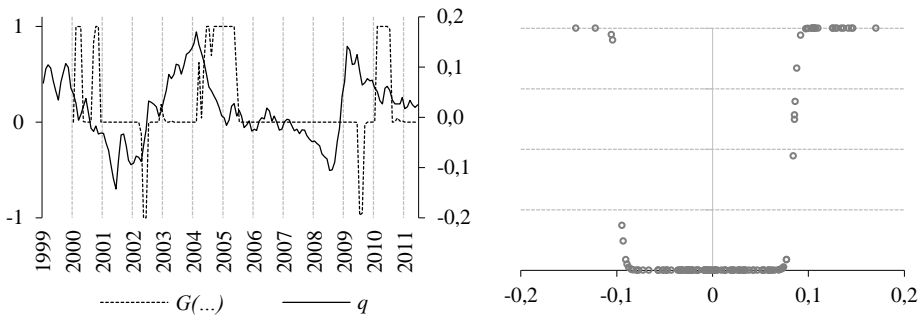
1. Oceny parametrów korekty błędem dla reżimu wewnętrznego (0,0247) i zewnętrznego (0,0247–0,2982 = –0,273) potwierdzają globalną stacjonarność kursu realnego i wskazują jednocześnie na bardzo duże tempo dostosowań q^T w kierunku pasma bez arbitrażu (HL = 2,2 miesiąca). Nieco mniejsze oceny ECT uzyskano w pozostałych wariantach, ale we wszystkich przypadkach warunek globalnej stacjonarności jest spełniony.

2. Niezależnie od obecności zmiennych sztucznych w modelach zakładających $\Xi_t = q_{t-12}^T$ i $\Xi_t = q_{t-5}^T$ oceny parametrów korekty błędem w reżimie wewnętrznym są dodatnie. Wartości ilorazów t dają wprawdzie podstawy do nałożenia restrykcji zerowych, jednak możliwa jest również argumentacja, iż małe statystyki t nie świadczą o braku reakcji Δq_t^T na wahania q_{t-1}^T , lecz wskazują jedynie na niemożność satysfakcjonująco precyzyjnego oszacowania parametru ECT w rozważanej próbie. Przyjęcie tej drugiej interpretacji prowadzi do wniosku, iż w procesie generującym q_t^T w reżimie wewnętrznym (c_2^1, c_2^2) mogą być obecne niewielkie pierwiastki wybuchowe. Taki wynik nie jest sprzeczny z warunkiem globalnej stacjonarności kursu realnego PLN/EUR. Co więcej, potencjalna obecność pierwiastków wybuchowych może wyjaśniać przyczyny, dla których kurs realny q^T opuszcza pasmo bez arbitrażu.

Tabela 4.6. Estymacja parametrów modelu STAR (4.14) z funkcją przejścia LSTAR2 (2.22), 1999:01–2011:06

| Parametry | Modele bez zmiennych zero-jedynkowych | | | Modele ze zmiennymi zero-jedynkowymi | | |
|----------------------|---------------------------------------|---------------------|----------------------|--------------------------------------|---------------------|----------------------|
| | $\Xi_t = q_{t-1}^T$ | $\Xi_t = q_{t-5}^T$ | $\Xi_t = q_{t-12}^T$ | $\Xi_t = q_{t-1}^T$ | $\Xi_t = q_{t-5}^T$ | $\Xi_t = q_{t-12}^T$ |
| μ | -0,0011 (0,6) | -0,0021 (1,2) | -0,0018 (1,0) | -0,0016 (1,0) | -0,0032 (2,1) | -0,0011 (0,7) |
| $\rho_1 - 1$ | -0,0676 (1,7) | 0,0327 (1,0) | 0,0211 (0,6) | -0,0267 (0,9) | 0,0508 (1,7) | 0,0247 (1,0) |
| γ_1 | 0,4909 (5,1) | 0,1603 (1,5) | 0,2933 (2,7) | 0,2121 (2,7) | 0,1747 (1,9) | 0,3278 (4,3) |
| γ_2 | -0,0931 (0,9) | -0,2945 (2,7) | -0,3350 (3,0) | -0,1964 (2,6) | -0,2495 (2,8) | -0,2911 (3,6) |
| $\tilde{\mu}$ | 0,0308 (2,3) | 0,0032 (0,9) | 0,0102 (3,2) | -0,0221 (1,5) | -0,0008 (0,2) | 0,0042 (1,0) |
| $\tilde{\rho}_1 - 1$ | -0,2358 (1,8) | -0,1707 (3,4) | -0,1983 (4,0) | -0,3342 (1,7) | -0,2407 (3,7) | -0,2982 (4,4) |
| $\tilde{\gamma}_1$ | -0,1718 (0,9) | 0,3651 (2,2) | 0,0535 (0,3) | 0,6897 (3,9) | 0,2915 (1,6) | -0,0872 (0,5) |
| $\tilde{\gamma}_2$ | 0,1368 (0,8) | 0,4037 (2,4) | 0,5253 (3,2) | 0,3504 (1,1) | -0,0460 (0,3) | 0,2274 (1,0) |
| θ_2 | 10,08 (0,6) | 2147,29 (0,0) | 3491,62 (0,0) | 6,62 (0,8) | 4,40 (1,2) | 10,97 (0,5) |
| c_2^1 | -0,1388 (12,1) | -0,0566 (0,4) | -0,0357 (0,0) | -0,0466 (8,4) | -0,0586 (8,0) | -0,0980 (10,9) |
| c_2^2 | 0,0618 (12,4) | 0,1068 (0,9) | 0,0846 (0,0) | 0,1703 (32,6) | 0,1291 (20,2) | 0,0842 (26,2) |
| AR(1) | 0,580 | 0,324 | 0,199 | 0,120 | 0,408 | 0,835 |
| AR(2) | 0,846 | 0,615 | 0,003 | 0,148 | 0,576 | 0,932 |
| ARCH(1) | 0,697 | 0,934 | 0,238 | 0,584 | 0,319 | 0,652 |
| J-B | 0,017 | 0,000 | 0,002 | 0,535 | 0,421 | 0,553 |
| F(non) | 0,174 | 0,594 | 0,129 | 0,776 | 0,324 | 0,663 |
| R2 | 0,286 | 0,318 | 0,326 | 0,535 | 0,542 | 0,550 |
| AIC | -8,037 | -8,075 | -8,096 | -8,386 | -8,402 | -8,418 |
| SBIC | -7,804 | -7,842 | -7,862 | -8,046 | -8,062 | -8,079 |
| HQC | -7,943 | -7,981 | -8,001 | -8,248 | -8,264 | -8,281 |

Objaśnienia: tyldami wyróżniono oszacowania parametrów dla reżimu zewnętrznego. W nawiasach podano moduły ilorazów t . AR(s) – test LM autokorelacji rzędu s , ARCH(s) – test LM efektu ARCH, J-B – test normalności składnika losowego Jarque-Bera, F(non) – test nieusuniętej nieliniowości (szerzej: Maciejewska, 2005); dla testów AR(s), ARCH(s), J-B, i F(non) podano graniczne poziomy istotności (p -values). R2 – współczynnik determinacji, AIC, SBIC, HQC – informacyjne kryteria selekcji modeli Akaike, Schwarza i Hannana-Quinna.



Rysunek 4.5. Reżimy i rozkład obserwacji q^T w modelu (4.14) dla $\Xi_t = q_{t-1}^T$, wariant ze zmiennymi zero-jedynkowymi

Objaśnienia: wartości funkcji $G(\dots) = 1$ i $G(\dots) = -1$ identyfikują górny i dolny reżim zewnętrzny, w którym zachodzi równoważenie systemu w kierunku pasma bez arbitrażu definiowanego dla $G(\dots) = 0$. Na prawym panelu zaprezentowano rozkład obserwacji w dolnym reżimie zewnętrznym (lewy „ogon”, 4 obserwacje) i górnym reżimie zewnętrznym (prawy „ogon”, 26 obserwacji).

3. Przedział $(c_2^1, c_2^2) = (-0,098; +0,084)$, w którym nie zachodzi równoważenie systemu wokół poziomu PPP jest relatywnie szeroki, a przejście pomiędzy reżimami dość gwałtowne ($\theta_2 = 10,97$). Analiza danych przedstawionych na rysunku 4.5 pozwala ocenić liczbę obserwacji q_t^T lokujących się dolnym i górnym reżimie zewnętrznym i wewnątrz pasma bez arbitrażu (prawy panel). Wyniki nie zaskakują: model STAR identyfikuje reżim zewnętrzny w okresach największych odchyłeń kursu realnego od średniej i jest to rezultat zbieżny z wnioskami formułowanymi m.in. w cytowanej już pracy Bec i in. (2004a). Analiza rozkładu q_t^T w reżimie zewnętrznym uzasadnia wniosek o nieporównanie częstszym pojawianiu się dostosowań kursu realnego w okresach jego niedowartościowania: w 26 przypadkach spełnione są warunki $q_t^T > c_2^2 = 0,084$ i $G > \frac{1}{2}$ (rys. 4.5, prawy panel, prawy „ogon”), podczas gdy dolny reżim zewnętrzny, $q_t^T < c_2^1 = -0,098$ i $G > \frac{1}{2}$, jest identyfikowany tylko dzięki 4 dużym ujemnym odchyleniom q_t^T od stałej (lewy „ogon”). Potwierdzenie nieliniowego charakteru dostosowań kursu realnego PLN/EUR jest zatem możliwe dzięki relatywnie niewielkiej liczbie obserwacji znacznie odchylających się od średniej. Zgodnie z wcześniejszą dyskusją akcent można położyć inaczej: na 138 miesięcznych obserwacji kursu realnego 108 zawiera się w przedziale bez arbitrażu, a to oznacza, że procesy stochastyczne generujące blisko 80% obserwacji q_t^T mają własności nieodróżnialne od własności ścieżki losowej lub – zgodnie z poprzednimi wnioskami – mogą zawierać niewielkie pierwiastki wybuchowe.

Takie wyniki w oczywisty sposób prowokują pytania o użyteczność analizowanego modelu STAR, jeśli celem badań jest identyfikacja mechanizmów decydujących o wahaniami realnego kursu PLN/EUR.

Niestabilność wyników estymacji wzmacnia zastrzeżenia wobec przydatności modeli STAR w analizie realnego kursu PLN/EUR. Porównanie wariantów równania (4.14) ze zmiennymi sztucznymi dla $\Xi_t = q_{t-12}^T$ z tylko nieznacznie gorszym wariantem dla $\Xi_t = q_{t-5}^T$ wskazuje na dużą wrażliwość wyników estymacji i wyprowadzanych na ich podstawie wniosków o ostatecznej specyfikacji modelu. W szczególności, w modelu ze zmienną przejścia q_{t-5}^T oceny parametrów definiujących przedział bez arbitrażu $(c_2^1, c_2^2) = (-0,059, +0,129)$ wskazują na jego asymetrię, która świadczyłaby o istnieniu „konsensusu rynkowego”, którego skutkiem byłoby pojawienie się procesów dostosowawczych już przy niewielkich odchyleniach q^T w kierunku aprecjacji i wyraźnie późniejszej reakcji rynku na odchylenia w kierunku deprecjacji. Zważywszy na fakt, że oddziałujący w kierunku aprecjacji mechanizm Balassy-Samuelsona jest istotnym wyznacznikiem oczekiwań rynkowych, interpretacja takiego wyniku jest problematyczna.

W podsumowaniu badań nieliniowego autoregresyjnego modelu kursu realnego uwagę należy zwrócić na dwa istotne wnioski.

1. Wykorzystanie podejść nieliniowych pozwala na odrzucenie hipotez zakładających przyrostostacjonarność kursów realnych na korzyść alternatyw dopuszczających globalną stacjonarność nieliniowych procesów stochastycznych. Taki wynik jest zazwyczaj interpretowany jako potwierdzenie prawdziwości modelu parytetu siły nabywczej walut uwzględniającego zakłócające oddziaływanie kosztów transakcyjnych i z formalnego punktu widzenia właśnie taką interpretację można odnieść do procesów generujących oba analizowane kursy realne.

2. Wyniki empirycznej analizy modelu ECM (4.14) z dostosowaniami aproksymowanymi przez nieliniowy model LSTAR2 budzą szereg wskazywanych wyżej wątpliwości. Najpoważniejsze zastrzeżenia budzi interpretacja wyników empirycznych, gdy identyfikacja reżimów zewnętrznych jest dokonywana dzięki obecności w próbie niewielkiej liczby obserwacji „prawie-nietypowych”. Łatwo zauważyć, że o wahaniami kursu realnego q^T wewnątrz pasma bez arbitrażu zadecydował jeden relatywnie długi i trzy krótsze podokresy jednokierunkowych trendów q^T typowych dla procesów opisywanych przez model Frydmana i Goldberga (2007) i spójnych z hipotezą gospodarki niedoskonałej wiedzy IKE. Można również zauważyć, że zastosowanie metodyki STAR pozwala na identyfikację okresów, w których następowały zmiany kierunku dryfów kursu q^T , co zgodnie z modelem Frydmana i Goldberga można wiązać

z rewizjami strategii prognostycznych. Jeśli uwzględnić ponadto fakt, że w nieliniowym modelu ECM (4.14) zaznaczają się słabe symptomy procesów wybuchowych, które w relatywnie krótkich próbach mogą być nieodróżnialne od procesów $I(2)$ lub potwierdzonej przez testy VRT super-trwałości zaburzeń, to naturalnym rozwiązaniem jest rozszerzenie badań modelu parytetu siły nabywczej walut na analizę skointegrowania kursów nominalnych i cen dopuszczającą *explicite* obecność w systemie zmiennych $I(2)$.

5. Analiza kointegracyjna modelu PPP kursu złoty/euro

Punktem wyjścia analizy kointegracyjnej parytetu siły nabywczej dla nominalnego kursu złotego względem euro jest model VEC (3.6)–(3.7), w którym dopuszczono obecność zmiennych zintegrowanych w stopniu co najwyżej pierwszym. W świetle dyskusji przeprowadzonej w rozdziale III, ograniczenie analiz do przypadku, w którym zmienne nominalne są generowane przez procesy przyrostostacjonarne, tj. $y_t \sim I(1)$, może być niewystarczające, jednak objęcie badaniami najczęściej weryfikowanego wariantu modelu PPP zapewnia porównywalność wstępnych wyników z rezultatami prezentowanymi w innych opracowaniach.

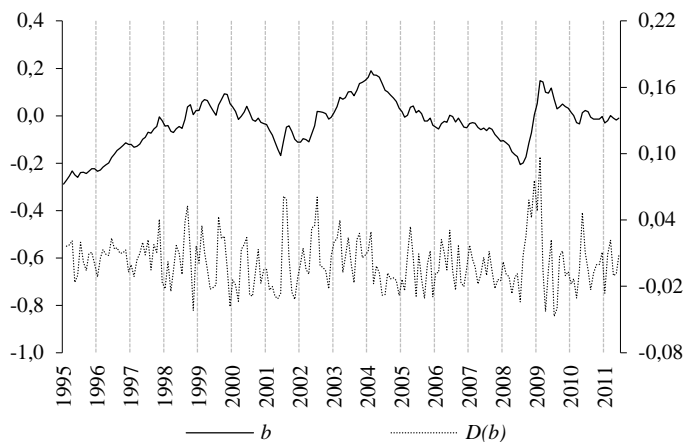
Podobnie jak w przypadku testów pierwiastków jednostkowych analiza ma charakter sekwencyjny: badaniem objęto niezależnie okres poprzedzający kryzys *subprime* 1999:01–2008:06 oraz cały okres efektywnego obowiązywania reżimu kursów płynnych 1999:01–2011:06. W obu przypadkach rozważono alternatywne składowe wektora $y_{(m)}$, tj. wariant modelu PPP z cenami aproksymowanymi przez indeksy CPI, $y_{(m)} = [b, p, p^*; t'_{(k)}]'$, oraz wariant, w którym ceny sektora *tradables* są reprezentowane przez indeks cen w przetwórstwie przemysłowym, $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}; t'_{(k)}]'$.

W analizie uwzględniono również różne zbiory zmiennych deterministycznych $t_{(k)}$ w przestrzeni kointegracyjnej. W szczególności rozważono wariant modelu VEC, w którym założono obecność trendu w przestrzeni kointegracyjnej, aproksymującego potencjalne oddziaływanie na kurs walutowy czynników podażowych i popytowych. W badaniach przyjęto regułę, zgodnie z którą niemożność nałożenia restrykcji zerowych na parametry związane z trendem w równaniach kursu walutowego i cen krajowych jest interpretowana jako symptom niekompletności modelu VEC. Wskazanie dodatkowych argumentów przemawiających za obecnością trendu w przestrzeni kointegracyjnej nie jest kłopotliwe. W szczególności ograniczone rozmiary modeli VEC sprawiają, że

ich konstrukcji towarzyszy zazwyczaj zagrożenie polegające na pominięciu determinant niektórych zmiennych endogenicznych. W tym sensie modele VEC mają niemal zawsze otwartą strukturę i w ich empirycznych zastosowaniach należy zaakceptować sytuację, w której niektóre wektory kointegrujące nie będą opisywać związków *stricte* przyczynowo-skutkowych, lecz jedynie związki o charakterze symptomatycznym. Obecność trendu deterministycznego w tych ostatnich jest uzasadniona i akceptowalna, jeśli tylko oceny związanych z nim parametrów są niesprzeczne z tendencjami zmiennych obserwowanymi w badanym okresie. Co więcej, obecność wektora kointegrującego opisującego związki o charakterze symptomatycznym nie powinna być również interpretowana jako wynik dyskwalifikujący system VEC, jeśli tylko dostosowania zmiennych, do opisu których model został skonstruowany, nie przebiegają wzdłuż „symptomatycznych” relacji kointegrujących.

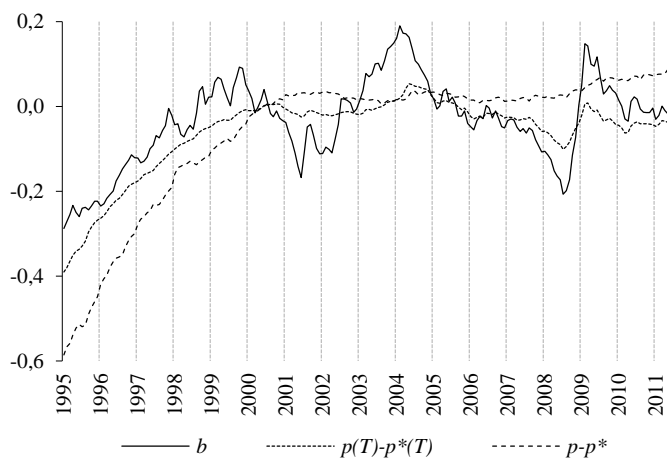
5.1. Trendy i wahania zmiennych nominalnych

Wahania nominalnego kursu walutowego PLN/EUR, relację indeksów cen w krajowym i zagranicznym sektorze *tradables* $p^T - p^{*T}$ oraz relację indeksów CPI w Polsce i w strefie euro $p - p^*$ przedstawiono na rysunkach 4.6–4.7. Wstępne wnioski są spójne z sformułowanymi w analizie wahań kursów realnych q i q^T . W okresie poprzedzającym faktyczne uwolnienie kursu złotego, czyli do roku 1999 włącznie, obserwowana była nominalna deprecjacja kursu PLN/EUR. Towarzyszyły jej wzrosty cen relatywnych, zbliżone w przypadku relacji deflatorów produkcji sektora dóbr wymiennych i wyraźnie większe dla relacji indeksów cen konsumenta. Konsekwencją trendów obserwowanych w zmiennych nominalnych była aprecjacja kursu realnego definiowanego dla indeksów CPI i – w przybliżeniu – stabilizacja kursu urealnianego cenami sektora *tradables*. Od roku 2000 obserwowano już względną stabilizację cen relatywnych, a to oznacza, że przyczyny wahań kursów nominalnych i realnych były – w niewielkim tylko uproszczeniu – zbliżone i nie wymagają wobec tego szerszej dyskusji. Analiza dynamiki kursu nominalnego pozwala jednak wskazać kilka okresów, w których następowała skokowa deprecjacja nominalna. Uwagę zwracają w szczególności wysokie miesięczne stopy wzrostu kursu nominalnego w połowie roku 2001 i 2002 oraz obserwowana w apogeum kryzysu *subprime* dłuższa sekwencja dużych dodatnich stóp nominalnej deprecjacji złotego względem euro. W pierwszym i trzecim przypadku wskazanie przyczyn gwałtownych wzrostów kursu nominalnego nie jest kłopotliwe. Po pierwsze, w połowie 2001r.



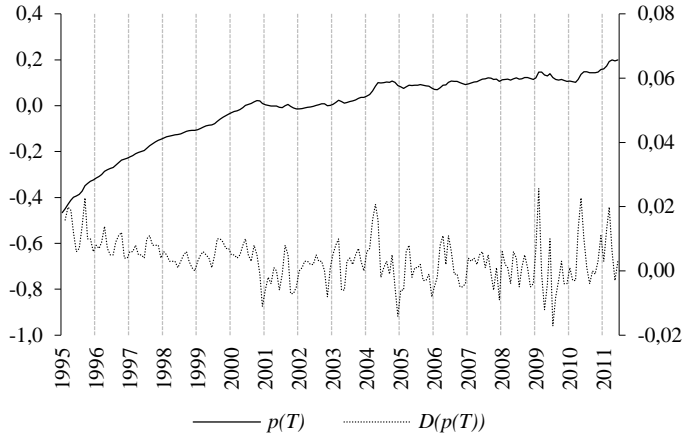
Rysunek 4.6 Poziom i stopa deprecjacji nominalnego kursu PLN/EUR, 1995:01–2011:06

Objaśnienia: b – nominalny kurs walutowy PLN/EUR (logarytm naturalny, 2000 = 0, lewa oś), $D(b)$ – pierwszy przyrost b (stopa deprecjacji nominalnej, prawa oś).



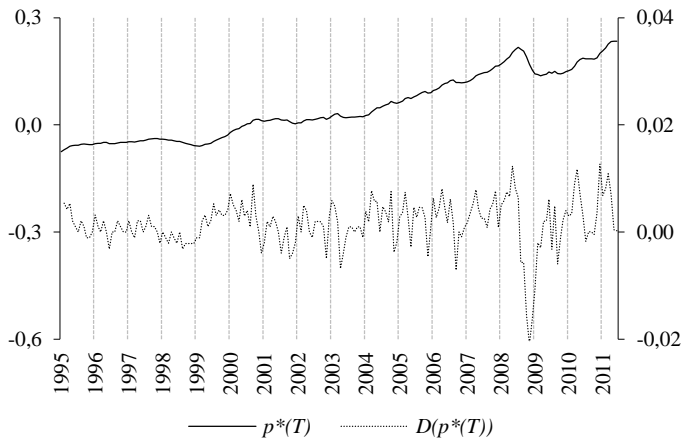
Rysunek 4.7 Nominalny kurs PLN/EUR i relatywne ceny w Polsce i w strefie euro, 1995:01–2011:06

Objaśnienia: b – nominalny kurs walutowy PLN/EUR (logarytm naturalny, 2000 = 0, lewa oś), $p(T)-p^*(T)$ – ceny relatywne krajowego i zagranicznego sektora *tradables* (różnica logarytmów), $p-p^*$ – relacja krajowego i zagranicznego indeksu CPI (różnica logarytmów)



Rysunek 4.8 Ceny i inflacja w sektorze *tradables* w Polsce, 1995:01–2011:06

Objaśnienia: $p(T)$ – indeks cen w sektorze *tradables* w Polsce (logarytm naturalny, 2000 = 0, lewa oś), $D(p(T))$ – inflacja sektorze *tradables* w Polsce (prawa oś).



Rysunek 4.9 Ceny i inflacja w sektorze *tradables* w strefie euro, 1995:01–2011:06

Objaśnienia: $p^*(T)$ – indeks cen w sektorze *tradables* w strefie euro (logarytm naturalny, 2000=0, lewa oś), $D(p^*(T))$ – inflacja sektorze *tradables* w strefie euro (prawa oś).

nastąpiło zaostrzenie kryzysu finansowego w Argentynie i pogorszenie sytuacji finansowej Brazylii i Turcji, co poprzez mechanizm zarażania przełożyło się na znaczne osłabienie złotego, któremu dodatkowo towarzyszyły pogłoski o zagrożeniu kryzysem walutowym w Polsce. Po drugie, gwałtowny spadek wartości złotego względem euro w czasie kryzysu *subprime* należy wiązać ze skokowym wzrostem ryzyka globalnego, który, zgodnie z postawionymi wcześniej hipotezami, mogła wzmocniać anomalia aprecjacyjna obserwowana przed kryzysem *subprime*. Wskazanie jednoznacznych przyczyn nominalnej deprecjacji w lipcu 2002 r. jest bardziej kłopotliwe. Należy jednak zwrócić uwagę, że obserwowany w połowie roku 2002 spadek wartości złotego zapoczątkował blisko dwuletni trend deprecjacyjny, który jest zazwyczaj wiązany z wyraźnym pogorszeniem sytuacji w krajowym sektorze fiskalnym.

Indeksy cen oraz inflację w krajowym i zagranicznym sektorze *tradables* przedstawiono na rysunkach 4.8–4.9. Analiza zmienności cen w Polsce prowadzi do trzech spostrzeżeń. Po pierwsze, okres wprowadzenia reżimu płynnego kursu walutowego, po którym nastąpiła nominalna aprecjacja złotego jest jednocześnie okresem, w którym następuje spadek dynamiki cen w przemyśle przetwórczym i ukształtowanie się stopy wzrostu cen producenta na niższym i dość stabilnym poziomie. Po drugie, akceleracja procesów inflacyjnych towarzyszy przystąpieniu Polski do Unii Europejskiej, co należy wiązać ze wzrostem luki produkcyjnej. Spadki cen w końcu roku 2004 można zatem interpretować jako skutek domykania się tej ostatniej. Po trzecie, wstępną fazę kryzysu *subprime* charakteryzuje stabilna dynamika cen producenta. Skokowa korekta cen następuje dopiero w lutym 2009 r., po czym inflacja w sektorze *tradables* wchodzi w okres znacznych wahań, indukowanych przede wszystkim przez wahania kursu nominalnego. Prezentowane dalej analizy skointegrowania zmiennych nominalnych wskazują, że niezbędne jest rozszerzenie modelu VEC o zmienną zero-jedynkową dla lipca 2009 r.; wskazanie przyczyn obserwowanego w tym miesiącu głębokiego spadku cen sektora dóbr wymiennych jest problematyczne i z tej perspektywy uzupełnienie modelu o zmienną sztuczną jest arbitralne.

Identyfikacja okresów, w których występowały większe wahania cen w sektorze *tradables* gospodarki strefy euro wydaje się dużo łatwiejsza – analiza graficzna jednoznacznie wskazuje, że zmienność cen zdominował negatywny szok popytowy i pojawienie się ujemnej luki produkcyjnej w apogeum kryzysu *subprime*. Ostatecznym skutkiem okazały się umiarkowane spadki cen w sierpniu i wrześniu 2009 r. i znacznie głębsza deflacja w czterech następnych miesiącach 2008:10–2009:01. Podobne jak w przypadku cen krajowego sektora *tradables*, prezentowana w dalszej części rozdziału analiza empiryczna wskazywała

na potrzebę rozszerzenia modelu o dwie dodatkowe zmienne sztuczne dla kwietnia 2003 r. i września 2006 r.. Obecność tych ostatnich w systemie VEC trudno powiązać z szczególnymi wydarzeniami gospodarczymi.

5.2. Analiza I(1)

Analizę kointegracyjną modelu PPP kursu złotego względem euro przeprowadzono w ramach standardowych procedur obejmujących (i) konstrukcję wyjściowego modelu VAR (3.5) o pożądanym własnościach stochastycznych⁷, (ii) ustalenie wymiaru przestrzeni kointegracyjnej za pomocą testów kointegracji i analizę wartości modułów pierwiastków charakterystycznych procesu VAR (3.5), (iii) strukturalizację wektorów kointegrujących (3.7), testy słabej egzogeniczności zmiennych i ocenę własności stochastycznych modelu wynikowego (szerszy opis w: Greenslade i in., 2002; Majsterek, 2008, s. 121–129, Welfe, 2009, s. 395–395).

Analiza ośmiu wariantów modelu VAR różniących się indeksami cen (CPI lub ceny sektora dóbr wymiennych), zmiennymi deterministycznymi w przestrzeni kointegracyjnej (wyraz wolny lub trend) i okresem obejmowanym przez badania (próbna skrócona 1999:01–2008:06 lub cała próba 1999:01–2011:06) wskazuje jednoznacznie, że optymalne opóźnienie wynosi trzy miesiące, $S = 3$. Zmienne zero-jedynkowe, których dołączenie zapewnia akceptowalne własności stochastyczne modelu VAR zestawiono w tabeli 4.7. Równania kursu nominalnego wymagają jedynie wyróżnienia okresu 2001:07, w którym nastąpiło zaostrzenie kryzysu argentyńskiego i było obecne zagrożenie kryzysem walutowym w Polsce. Ponieważ w badaniu wykorzystano zmienne nieodsezonowane, w równaniach indeksu CPI wprowadzono dodatkowe korekty wzmacniające efekt sezonowy stycznia w latach 2000–2002⁸. Korekty równania cen w sektorze *tradables* okazały się niezbędne jedynie w roku 2009, przy czym pierwsza z nich polegała na wprowadzeniu zmiennej przyjmującej w lutym i marcu 2009 r.

⁷ Konstrukcja wyjściowego modelu VAR polegała na ustaleniu optymalnego opóźnienia S , ewentualnym rozszerzeniu modelu o zmienne sztuczne i przeprowadzeniu sekwencji testów diagnozujących normalność, autokorelację i heteroskedastyczność składników losowych. Optymalną wartość S ustalono za pomocą kryteriów informacyjnych Akaike (AIC), Schwarz (SBIC) i Hannana-Quinna (HQC), sekwencyjnych testów hipotez zagnieżdżonych (Brzeszczyński i Kelm, 2002, s. 82–86) oraz testów LM autokorelacji składników losowych. Ze względu na dużą wrażliwość testów kointegracji na potencjalną autokorelację składników losowych kryterium rozstrzygającym były wyniki testów LM.

⁸ Efekty sezonowe uwzględniano we wszystkich modelach za pomocą scentrowanych zmiennych sezonowych.

odpowiednio wartości 1 i -1 (*blip dummy*). W równaniach indeksów cen sektora wymiennego w strefie euro wyróżnienia wymagał natomiast okres deflacji 2008:08–2009:01. Ta ostatnia okazała się płytsza w przypadku cen konsumenta i wyróżnienie analogicznego okresu nie było konieczne.

Tabela 4.7. Zmienne zero-jedynkowe w modelach VAR

| Równanie: | Model VAR: $y_{(m)} = [b, p, p^*; t'_{(k)}]'$ | Model VAR: $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}; t'_{(k)}]'$ |
|----------------------------------|---|--|
| Δb | (01:07) | (01:07) |
| Δp lub Δp^T | (00:01+01:01+02:01) | (09:02–09:03) ⁻ , (09:07) ^{*-} |
| Δp^* lub Δp^{*T} | (03:04) [*] , (06:09) [*] | (08:08+...+09:01) ⁻ , (03:04) [*] , (06:09) [*] |

Objaśnienia: zmienne deterministyczne w przestrzeni kointegracyjnej: wyraz wolny lub trend. Gwiazdkami wyróżniono zmienne zero-jedynkowe, których obecność nie znajduje bezpośredniego wyjaśnienia; minus w superskrypcie wyróżnia zmienne nieobecne w modelu dla skróconej próby 1999:01–2008:06.

Po ustaleniu optymalnego opóźnienia i listy zmiennych sztucznych zapewniających satysfakcjonujące własności stochastyczne modelu VAR przeprowadzono testy kointegracji *Trace* Johansena. W świetle omawianych wcześniej badań skointegrowania nominalnego kursu złotego względem euro, cen krajowych i cen w strefie euro (Rubaszek i in., 2009; Wdowiński, 2010) wyniki okazały się zaskakujące, gdyż w żadnym z ośmiu analizowanych wariantów modelu VAR nie stwierdzono podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej zakładającej obecności trzech trendów stochastycznych i tym samym braku skointegrowania zmiennych. Badania rozszerzono zatem na równanie charakterystyczne procesu VAR (3.5), którego rozwiązanie umożliwia nie tylko ustalenie liczby pierwiastków charakterystycznych, których moduły leżą na krawędzi koła jednostkowego (co decyduje o liczbie trendów stochastycznych i wektorów kointegrujących w systemie), ale pozwala również na identyfikację pierwiastków, które mogą potencjalnie decydować o obecności w systemie VAR tendencji wybuchowych.

I tak, system VAR jest stacjonarny, jeśli pierwiastki równania charakterystycznego:

$$|\Pi(z)| = |I - \Pi_1 z - \Pi_2 z^2 - \dots - \Pi_s z^s| = 0 \quad (4.17)$$

leżą na zewnątrz zespolonego koła jednostkowego. Istnienie $M - V$ pierwiastków jednostkowych implikuje obecność V wektorów kointegrujących. Problem można zapisać równoważnie (np. Johansen, 1995a, s. 11–17):

$$|\Pi(z)| = |I - \Pi_1 \lambda^{-1} - \Pi_2 \lambda^{-2} - \dots - \Pi_s \lambda^{-s}| = 0 \quad (4.18)$$

gdzie: λ – wartości własne macierzy stowarzyszonej (*companion matrix*):

$$CM = \begin{bmatrix} \Pi_1 & \Pi_2 & \cdots & \Pi_{s-1} & \Pi_s \\ I & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & I & 0 \end{bmatrix} \quad (4.19)$$

Wartości własne macierzy stowarzyszonej leżące na zewnątrz koła jednostkowego są symptomem obecności w modelu VAR tendencji wybuchowych.

Tabela 4.8 zawiera zestawienie informacji o modułach pięciu największych wartości własnych macierzy stowarzyszonych w ośmiu analizowanych modelach VAR. Łatwo zauważyć, że w siedmiu przypadkach największe pierwiastki charakterystyczne leżą poza kołem jednostkowym i jednocześnie we wszystkich przypadkach moduły dwóch następných pierwiastków charakterystycznych są bliskie jedności. Z tej perspektywy wyniki testów kointegracji *Trace* nie zaskakują. Symptomatyczne są również wyniki wskazujące na występowanie silnych tendencji wybuchowych (i) w modelach wykorzystujących indeksy cen w sektorze wymiennym w próbie nieobejmującej kryzysu *subprime* i (ii) w modelu wiążącym kurs nominalny z cenami konsumenta i trendem deterministycznym w całej próbie. Jednoznaczna interpretacja powyższych wyników jest kłopotliwa, ale można wskazać kilka potencjalnych wyjaśnień obecności pierwiastków wybuchowych.

Tabela 4.8. Moduły największych pierwiastków charakterystycznych w modelach VAR

| $l'_{(k)}$ | Próba: | $y_{(m)} = [b, p, p^*, l'_{(k)}]'$ | | | | |
|------------|-----------------|---|--------|--------|--------|--------|
| μ | 1999:01–2008:06 | 1,0092 | 0,9757 | 0,9254 | 0,5122 | 0,5077 |
| | –2011:06 | 1,0028 | 0,9885 | 0,9276 | 0,5476 | 0,4840 |
| t | –2008:06 | 0,9938 | 0,9632 | 0,9340 | 0,4744 | 0,4651 |
| | –2011:06 | 1,0417 | 0,9445 | 0,9445 | 0,5575 | 0,5575 |
| $l'_{(k)}$ | Próba: | $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}, l'_{(k)}]'$ | | | | |
| μ | 1999:01–2008:06 | 1,0301 | 0,9467 | 0,9467 | 0,5951 | 0,5951 |
| | –2011:06 | 1,0112 | 0,9512 | 0,9512 | 0,5935 | 0,5935 |
| t | –2008:06 | 1,0445 | 0,9442 | 0,9442 | 0,5520 | 0,5520 |
| | –2011:06* | 1,0083 | 0,9271 | 0,9271 | 0,5646 | 0,5646 |

Objaśnienia: gwiazdką wyróżniono wariant modelu PPP, w którym istnieją najsilniejsze przesłanki do odrzucenia hipotezy o braku skointegrowania; graniczny poziom istotności w teście *Trace* wynosi 0,112 (0,182 w teście *Trace* z korektą Bratletta).

I tak, „przyspieszającą” rozbieżność między kursem nominalnym i cenami krajowego i zagranicznego sektora *tradables* można wiązać ze zdominowaniem informacji zawartej w próbie 1999:01–2008:06 przez anomalię aprecjacyjną. Jeśli zauważymy, że zgodnie z nieliniowym modelem ECM (4.14) przejście systemu do reżimu zewnętrznego następuje w okresie kryzysu *subprime* tylko w lipcu i sierpniu 2008 r. (rys. 4.5), to wsparcie znajduje założenie o spójnym z predykcjami modelu Frydmana i Goldberga (2007) aprecjacyjnym dryfie kursu nominalnego do czerwca 2008 r. Jeśli teraz – w uproszczeniu – porównać ten dryf ze znacznie mniejszym spadkiem cen relatywnych (rys. 4.7) w tym samym okresie, to wsparcie znajduje teza, zgodnie z którą procesy $I(2)$ mogą dawać w krótkich próbach symptomy procesów wybuchowych, lub teza druga, zgodnie z którą obecność pierwiastka wybuchowego jest konsekwencją zbyt wąskiej specyfikacji modelu VAR i pominięcia zmiennych opisujących wahania kursu nominalnego w okresie wystąpienia anomalii aprecjacyjnej. Zgodnie z takim rozumowaniem obecność mechanizmów wybuchowych nie jest immanentną właściwością modelowanego systemu, lecz jedynie symptomem niemożności opisanego jego własności pod koniec okresu 1999:01–2008:06 za pomocą modelu PPP. Spadek modułów największych pierwiastków charakterystycznych po rozszerzeniu analizy na następne trzy lata do wartości, odpowiednio, 1,0112 i 1,0083 wspiera ten wniosek.

Analogiczną argumentację można zaproponować w odniesieniu do trzeciego przypadku, tj. pojawienia się dużego pierwiastka wybuchowego w modelu PPP z cenami konsumenta i trendem deterministycznym po rozszerzeniu badań na całą próbę. Odwołując się ponownie do rysunku 4.7, łatwo zauważyć, że od roku 2009 stopy wzrostu relatywnych cen konsumenta (nachylenie linii przerywanej) są wyraźnie większe niż w okresach poprzednich, podczas gdy kurs nominalny spada, a następnie stabilizuje się na poziomie przeciętnym w okresie 1999–2011. „Oderwanie się” kursu nominalnego od cen relatywnych może być przyczyną pojawiania się pierwiastka wybuchowego.

W tabelach 4.9a i 4.9b podsumowano wyniki estymacji parametrów modeli VEC- $I(1)$ (3.7) obejmujących kurs nominalny PLN/EUR i deflatory krajowego i zagranicznego sektora wymiennego, $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}; t'_{(k)}]'$, w których, niezależnie od wskazań testów kointegracji, arbitralnie założono obecność jednego wektora kointegrującego. Analiza ma zatem charakter ilustracyjny, ale pozwala jednocześnie na identyfikację pewnych cech modelu VEC, w którym zignorowano obecność pierwiastków wybuchowych lub nie dostrzeżono obecności zmiennych o własnościach zbliżonych do własności procesów $I(2)$.

Spostrzeżenia następujące. Po pierwsze, uwagę zwraca fakt, że tylko w jednym przypadku, tj. w modelu VEC- $I(1)$ bez trendu deterministycznego dla krót-

szej próby (górny panel tab. 4.9a), nie jest możliwe nałożenie restrykcji proporcjonalności, ale już restrykcja symetrii znajduje słabe potwierdzenie empiryczne.

Tabela 4.9a. Estymacja parametrów modelu VEC- $I(1)$ $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}; \mu]'$ dla $V = 1$

| | b | p^T | p^{*T} | μ | LR |
|-----------------|------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------|--------------------|
| 1999:01–2008:06 | | | | | |
| β' | -0,278 (2,9) | 1 | -1,293 (11,2) | -0,025 (3,0) | – |
| α' | 0,0463 (1,1) | -0,0222 (2,1) | -0,0377 (6,6) | – | |
| β' | -0,328 (4,7) | 1 | -1 | -0,022 (4,1) | 0,073 0,104 (B) |
| α' | 0,0066 (0,1) | -0,0554 (3,9) | -0,0503 (6,1) | – | |
| β' | -1 | 1 | -1 | -0,154 (4,8) | 0,002 0,006 (B) |
| α' | 0,0078 (0,6) | -0,0089 (2,9) | -0,0094 (5,3) | – | |
| 1999:01–2011:06 | | | | | |
| β' | -0,378 (3,3) | 1 | -1,008 (9,6) | -0,038 (3,3) | – |
| α' | -0,0058 (0,2) | -0,0315 (4,0) | -0,0305 (6,4) | – | |
| β' | -0,377 (3,4) | 1 | -1 | -0,037 (4,1) | 0,959 0,968 (B) |
| α' | -0,0063 (0,2) | -0,0324 (4,0) | -0,0310 (6,4) | – | |
| β' | -1 | 1 | -1 | -0,169 (5,2) | 0,148 0,287 (B) |
| α' | 0,0015 (0,2) | -0,0084 (3,5) | -0,0087 (6,1) | – | |

Objaśnienia: czcionką pogrubioną wyróżniono normalizację wektorów kointegrujących oraz parametry dostosowań statystycznie istotnie różne od zera. W nawiasach podano moduły ilorazów t . W kolumnie LR podano graniczne poziomy istotności w testach ilorazu wiarygodności restrykcji przeidentyfikowujących (*overidentifying restrictions*); (B) wyróżnia graniczne poziomy istotności z małopróbkową korektą Bartletta.

Po drugie, we wszystkich modelach kurs nominalny jest zmienną słabo egzogeniczną. W modelach bez trendu deterministycznego zmiennymi dostosowującymi się do narzuconego warunku równowagi są ceny krajowe i ceny zagraniczne. Uwagę zwraca fakt, iż oszacowania parametrów korekty błędem w równaniach Δp^T i Δp^{*T} są bardzo małe i niezależnie od nakładanych restrykcji przyjmują zbliżone wartości. Implikacje są istotne: ocena parametru

$ECT(\Delta p^T) = -0,0084$ ($t = 3,5$) wskazuje, że półokres wygasania cen krajowych wynosi niemal 7 lat, ale już ocena $ECT(\Delta p^{*T}) = -0,0087$ ($t = 6,1$) wskazuje, że ceny sektora *tradables* w strefie euro „uciekają” od trajektorii wyznaczonej przez arbitralnie narzucony wektor kointegrujący.

Tabela 4.9b. Estymacja parametrów modelu VEC-I(1) $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}; t]'$ dla $V = 1$

| | b | p^T | p^{*T} | t | LR |
|-----------------|------------------------|------------------------|------------------|------------------|--------------------|
| 1999:01–2008:06 | | | | | |
| β' | -0,359 (2,7) | 1 | 0,022 (0,1) | -0,0012 (1,2) | – |
| α' | -0,152 (2,7) | -0,061 (4,9) | -0,003 (0,4) | – | |
| β' | -0,558 (6,3) | 1 | -1 | 0,0005 (6,3) | 0,278 0,394 (B) |
| α' | -0,084 (1,4) | -0,061 (4,7) | -0,009 (1,0) | – | |
| β' | -1 | 1 | -1 | 0,0014 (3,3) | 0,265 0,431 (B) |
| α' | -0,036 (1,3) | -0,024 (3,8) | -0,0004 (0,1) | – | |
| 1999:01–2011:06 | | | | | |
| β' | -0,591 (5,1) | 1 | -1,475 (3,4) | 0,0012 (1,6) | – |
| α' | -0,009 (0,2) | -0,058 (4,0) | -0,011 (1,2) | – | |
| β' | -0,484 (4,7) | 1 | -1 | 0,0004 (3,2) | 0,363 0,467 (B) |
| α' | -0,040 (0,7) | -0,064 (4,3) | -0,013 (1,3) | – | |
| β' | -1 | 1 | -1 | 0,0007 (4,8) | 0,066 0,166 (B) |
| α' | -0,004 (0,2) | -0,022 (3,4) | -0,003 (0,7) | – | |

Objaśnienia: jak do tab. 4.9a.

Po trzecie, uwzględnienie trendu deterministycznego w przestrzeni kointegracyjnej (tab. 4.9b) nie zmienia wniosku o zaskakującej łatwości z jaką można zaakceptować restrykcje symetrii i proporcjonalności i jednocześnie prowadzi do konstrukcji modeli, w których – zgodnie z intuicją – ceny sektora *tradables* w strefie euro są już zmienną słabo egzogeniczną. Ten ostatni wynik nie oznacza jednak, iż dołączenie trendu całkowicie eliminuje mechanizm „ucieczki” od równowagi. Potwierdzają to oszacowania parametrów $ECT(\Delta b)$ w próbie

1999:01–2008:06 ($ECT(\Delta b) = -0,036$, $t = 1,3$), które – choć mało precyzyjne – nadal wskazują na obecność mechanizmu EEI. Rozszerzenie analizy na okres kryzysu *subprime*, w którym zgodnie ze stawianymi wyżej hipotezami nastąpiło dostosowanie kursu PLN/EUR do warunków równowagi długookresowej, osłabia symptomy EEI.

Po czwarte, można wnioskować, że modelem optymalnym wśród zaprezentowanych w tabelach 4.9a i 4.9b jest ostatni wariant modelu VEC z następującym warunkiem równowagi:

$$p_t^T = p_t^{*T} + b_t - 0,0007t \quad (4.20)$$

(4,8)

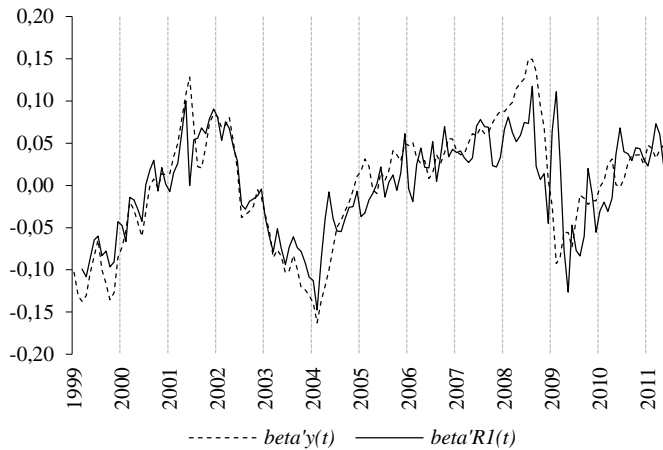
z parametrem korekty błędem $ECT(\Delta p^T) = -0,022$ ($t = 3,4$). Akceptacja powyższego równania jako aproksymacji relacji równowagi wiążącej ceny krajowe z kursem nominalnym i cenami w strefie euro jest jednak problematyczna. Wyjaśnienia wymaga obecność w relacji kointegrującej trendu implikującego autonomiczny spadek cen krajowych, gdyż jest to wynik niespójny z predykcjami modelu Balassy-Samuelsona (przy założeniu istotnego komponentu *nontradables* w cenach krajowego sektora dóbr wymiennych). Dyskusyjne jest również oszacowanie ECT sugerujące długość półokresu wygasania HL bliską 2,7 roku.

Najpoważniejszą wadą modelu (4.20) jest jednak jego niespójność z własnościami procesów generujących zmienne nominalne w rozważanej próbie. W tabeli 4.10 zostały zestawione wyniki testów kointegracji przy założeniu obecności zmiennych $I(1)$ i moduły trzech największych pierwiastków charakterystycznych macierzy towarzyszącej (4.19) przy założeniu obecności jednego wektora kointegrującego, $V = 1$. Wnioski są klarowne, gdyż łatwo zauważyć, że największy różny od jedności pierwiastek charakterystyczny leży blisko krawędzi koła jednostkowego, co jednoznacznie uzasadnia tezę o potencjalnej obecności w modelu VEC- $I(1)$ zmiennych generowanych przez procesy $I(2)$ (Juselius, 2006, s. 298).

Tabela 4.10. Test kointegracji *Trace* i pierwiastki charakterystyczne macierzy stowarzyszonej w modelu VEC- $I(1)$ $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}; t]^T$, 1999:01–2011:06

| v | <i>Trace</i> | <i>Trace</i> (B) | p -value | p -value (B) | λ_c^{MAX} |
|-----|--------------|------------------|------------|----------------|-------------------|
| 0 | 38,76 | 36,28 | 0,112 | 0,182 | 1,0000 |
| 1 | 12,73 | 10,81 | 0,741 | 0,865 | 1,0000 |
| 2 | 2,95 | 2,77 | 0,863 | 0,882 | 0,9550 |

Objaśnienia: (B) wyróżnia wariant testu *Trace* z małopróbkową korektą Bartletta.



Rysunek 4.10. Relacje $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{1(m)}R_{1t}$ w modelu VEC- $I(1)$ z wektorem kointegrującym (4.20)

Do podobnych wniosków prowadzi graficzna analiza wektorów kointegrujących (por. rys. 4.10). Nawiązując do dyskusji z rozdziału III (pkt 3) zauważamy, że obecność w modelu VEC zmiennych $I(2)$ implikuje $\beta'_{v(m)}y_{(m)t} \sim I(1)$ oraz $\beta'_{v(m)}R_{1t} \sim I(0)$ dla dowolnego $v=1, \dots, V$, gdzie R_{1t} jest macierzą regresorów w tzw. modelu skoncentrowanym (*concentrated model*) $R_{0t} = \alpha\beta'R_{1t} + \varepsilon_t$, z którego usunięto efekty krótkookresowe (szerzej: Juselius, 2006, s. 292–293; Majsterek, 1998; Majsterek, 2008, pkt 1.6). Jeśli zatem dla v -tego wektora kointegrującego wyrażenie $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ nie jest stacjonarne, to jest to jednoznaczny symptom obecności w modelu VEC zmiennych $I(2)$. Analiza graficzna wskazuje, że właśnie taką własność mają reszty $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ w modelu PPP z wektorem kointegrującym (4.20).

5.3. Analiza $I(2)$

Obecność symptomów $I(2)$ w modelu VEC- $I(1)$ $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}; t]'$ w naturalny sposób prowadzi do weryfikacji hipotez o rzędzie kointegracji przy założeniu obecności zmiennych zintegrowanych w stopniu drugim. Sekwencyjną procedurę opartą na teście *Trace* zaproponowali Johansen (1995b) i Paruolo (1996) (por. Majsterek, 2008, s. 160–161). W uproszczeniu polega ona na jednoczesnym ustaleniu rzędu macierzy Π (por. model (3.32)) i macierzy $\alpha_{\perp}'\Gamma\beta_{\perp}$ (dekompozycja (3.38)). Liczbę wektorów kointegrujących i trendów stochastycznych określa się za pomocą testu *Trace* analogicznie jak w przypadku testo-

wania rzędu kointegracji w standardowym modelu VEC- $I(1)$ (3.6). W pierwszym etapie testowane są kolejno hipotezy złożone $\{V = v, S_1 = s_1\}$ dla $v = 0$ i $s_1 = 0, \dots, M - v$; w przypadku braku podstaw do odrzucenia pierwszej hipotezy w powyższej sekwencji, należy przyjąć $V = v$ i $S_1 = s_1$. Jeśli zostaną odrzucone wszystkie hipotezy dla $v = 0$, w następnym etapie przeprowadza się testy sekwencji hipotez $\{V = v, S_1 = s_1\}$ dla $v = 1$ i $s_1 = 0, \dots, M - v$ itd. Brak podstaw do odrzucenia pierwszej hipotezy w całej powyższej sekwencji pozwala na ustalenie $V = v$ i $S_1 = s_1$; liczba S_2 trendów stochastycznych $I(2)$ jest wyznaczana z tożsamości $S_1 + S_2 = M - V$.

Tabela 4.11. Test kointegracji w modelu VEC- $I(2)$ $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}; t]'$, 1999:01–2011:06

| v | s_2 | 3 | 2 | 1 | 0 |
|-----|-------|-------------------|-------------------|------------------|------------------|
| 0 | | 213,81 (0,000) | 138,60 (0,000) | 81,18 (0,000) | 38,76 (0,123) |
| 1 | | – | 73,99 (0,000) | 19,80 (0,757) | 12,73 (0,760) |
| 2 | | – | – | 10,40 (0,617) | 2,95 (0,871) |

Objaśnienia: w tabeli podano wartości sprawdzianów testu *Trace* i graniczne poziomy istotności (w nawiasach).

W tabeli 4.11 przedstawione zostały wyniki zastosowania powyższej procedury testowej w modelu VEC- $I(2)$ $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}; t]'$ o strukturze (3.32) z trendem w przestrzeni kointegrującej w próbie 1999:01–2011:06. Wyniki są klarowne i niesprzeczne z wnioskami sformułowanymi na podstawie rezultatów zawartych w tabeli 4.10. Przy standardowych poziomach istotności 0,05 lub 0,10 nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej $\{V = 0, S_2 = 0\}$, co z formalnego punktu widzenia jest wynikiem wskazującym na brak skointegrowania zmiennych nominalnych. Jeśli jednak przyjąć interpretację „sprzyjającą” tezie o poprawności modelu PPP, to można nadal uznawać wskazywany przez test *Trace* poziom istotności (p -value = 0,123) za zbyt mały, a to daje podstawy do odrzucenia również hipotezy $\{V = 0, S_2 = 0\}$. W takim przypadku brak podstaw do odrzucenia hipotezy $\{V = v, S_1 = s_1\}$ pojawia się dla $V = 1$, $S_1 = 1$ i $S_2 = 1$ (p -value = 0,757).

Przy powyższych założeniach można rozważyć model VEC- $I(2)$ (3.32) z jednym wielomianowym wektorem kointegrującym (3.47), $\beta'y_{(m)t} + \delta'y_{(m)t}$, który w przypadku rozważanego modelu PPP przyjmuje postać:

$$\{(b_t - p_t^T + p_t^{*T}) + \delta_1 \Delta b_t + \delta_2 \Delta p_t^T + \delta_3 \Delta p_t^{*T}\} \sim I(0) \quad (4.21)$$

i jedną relację średniokresową, $\beta_{\perp} \Delta y_{(m)t}$:

$$\{\beta_{\perp,1} \Delta b_{t-1} + \beta_{\perp,2} \Delta p_{t-1}^T + \beta_{\perp,3} \Delta p_{t-1}^{*T}\} \sim I(0) \quad (4.22)$$

Ostatecznie, równanie nominalnego kursu walutowego jest następujące:

$$\begin{aligned} \Delta^2 b_t = & \alpha^B \{\beta_1 b_{t-2} + \beta_2 p_{t-2} + \beta_3 p_{t-2}^* + \delta_1 \Delta b_{t-1} + \delta_2 \Delta p_{t-1} + \delta_3 \Delta p_{t-1}^*\} + \\ & + \zeta_1^B \{\beta_1 \Delta b_{t-1} + \beta_2 \Delta p_{t-1} + \beta_3 \Delta p_{t-1}^*\} + \\ & + \zeta_2^B \{\beta_{\perp,1} \Delta b_{t-1} + \beta_{\perp,2} \Delta p_{t-1} + \beta_{\perp,3} \Delta p_{t-1}^*\} + ST_t^B + \varepsilon_{Bt} \end{aligned} \quad (4.23)$$

gdzie ST_t^B oznacza składniki krótkookresowe i deterministyczne. Równania cen krajowych $\Delta^2 p_t^T$ i zagranicznych $\Delta^2 p_t^T$ różnią się od (4.23) tym, że na miejscu parametrów α^B , ζ_1^B i ζ_2^B pojawiają się, odpowiednio, parametry α^P , ζ_1^P , ζ_2^P oraz α^{P*} , ζ_1^{P*} , ζ_2^{P*} .

Wyniki estymacji modelu VEC- $I(2)$ z wielomianowym wektorem kointegrującym przedstawiono w pierwszym panelu tabeli 4.12, zaś w panelu drugim zaprezentowano wyniki estymacji uzyskane po nałożeniu restrykcji proporcjonalności $[\beta_1, \beta_2, \beta_3] = [1, -1, 1]$, którą wspiera wynik testu restrykcji preidentyfikujących z granicznym poziomem istotności 0,118.

Wyniki estymacji parametrów modelu z restrykcją proporcjonalności

$$\begin{aligned} \{p_{t-1}^T - b_{t-1} - p_{t-1}^{*T} + 15,88 \Delta p_t^T + 15,72 \Delta b_t + 0,154 \Delta p_t^{*T} + \\ + 0,0006t - 0,0993\} \sim I(0) \end{aligned} \quad (4.24)$$

(5,7)

pozwalają sformułować dwa wnioski.

Po pierwsze, własności relacji kointegrującej nie budzą zastrzeżeń analogicznych do sformułowanych w odniesieniu do równania (4.20). Porównanie rysunku 4.10 z rysunkiem 4.11 przedstawiającym analogony $\beta_{v(m)} y_{(m)t}$ i $\beta_{v(m)} R_{1t}$, tj. kombinacje $\beta_{v(m)} y_{(m)t} + \delta_{v(m)} \Delta y_{(m)t}$ i $\beta_{v(m)} R_{1t}^y + \delta_{v(m)} R_{1t}^{\Delta y}$, prowadzi do wniosku, że w modelu VEC dopuszczającym obecność zmiennych $I(2)$ jest możliwa identyfikacja wielomianowego wektora kointegrującego, którego stacjonarność nie budzi już poważniejszych wątpliwości.

Po drugie, nie jest możliwe wskazanie ekonomicznej interpretacji wektora kointegrującego (4.24) nawiązującej bezpośrednio do modelu PPP.

Renormalizacja (4.24) względem inflacji krajowej prowadzi do następującej relacji równowagi:

$$\begin{aligned} \Delta p_t^T = & 0,063(b_{t-1} - p_{t-1}^T + p_{t-1}^{*T}) - 0,990 \Delta b_t - 0,010 \Delta p_t^{*T} + \\ & - 0,00004 t + 0,0063 \end{aligned} \quad (4.25)$$

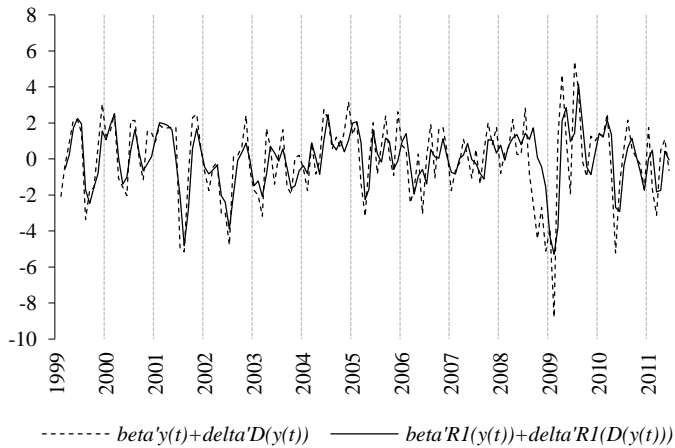
Tabela 4.12. Estymacja parametrów modelu VEC-I(2) $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}; t]'$ dla $V=1$ i $S_2=1$, 1999:01–2011:06

| | b | p^T | p^{*T} | t | Δb | Δp^T | Δp^{*T} | Δt |
|---------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------|------------------|------------------------|------------------------|-----------------|
| $[\beta', \delta']$ | -0,770 (10,5) | 1 | -1,883 (7,1) | 0,0019 (16,9) | 7,465 | 7,800 | 1,091 | -0,157 |
| α' | -0,074 (3,0) | -0,053 (8,5) | -0,010 (2,6) | - | - | - | - | - |
| β' | - | - | - | - | -0,770 (10,5) | 1 | -1,883 (7,1) | 0,002 (16,9) |
| ζ'_1 | - | - | - | - | 0,095 (0,3) | -0,248 (3,1) | 0,171 (3,5) | - |
| β'_{11} | - | - | - | - | -1,194 | 1 | 1,019 | -0,008 |
| ζ'_2 | - | - | - | - | 0,096 (0,7) | -0,168 (4,8) | -0,172 (8,2) | - |
| AR(1) = 0,663 | | AR(2) = 0,114 | | DH = 0,010 | | | | |
| AR(3) = 0,757 | | AR(4) = 0,364 | | ARCH(1) = 0,595 | | ARCH(2) = 0,313 | | |
| $[\beta', \delta']$ | -1 | 1 | -1 | 0,0006 (5,7) | 15,72 | 15,88 | 0,154 | -0,099 |
| α' | -0,039 (3,0) | -0,026 (8,0) | -0,002 (1,2) | - | - | - | - | - |
| β' | - | - | - | - | -1 | 1 | -1 | 0,0006 (5,7) |
| ζ'_1 | - | - | - | - | 0,032 (0,1) | -0,388 (4,1) | 0,146 (2,5) | - |
| β'_{11} | - | - | - | - | -1,030 | 1 | 2,030 | -0,008 |
| ζ'_2 | - | - | - | - | 0,056 (0,4) | -0,024 (0,6) | -0,178 (7,1) | - |
| LR = 0,118 | | | | DH = 0,025 | | | | |
| AR(1) = 0,803 | | AR(2) = 0,103 | | ARCH(1) = 0,539 | | ARCH(2) = 0,417 | | |
| AR(3) = 0,708 | | AR(4) = 0,645 | | | | | | |

Objaśnienia: czcionką pogrubioną wyróżniono normalizację wektorów kointegrujących oraz parametry dostosowań statystycznie istotnie różne od zera. W nawiasach podano moduły ilorazów t . LR – test ilorazu wiarygodności restrikcji preidentyfikujących, AR(s) – test LM autokorelacji rzędu s , ARCH(s) – test LM efektu ARCH rzędu s , DH – test Doornika-Hansena łącznej normalności składnika losowego. Dla testów LR, AR(s), ARCH(s) i DH podano graniczne poziomy istotności (p -values).

Zależność między inflacją Δp_t^T a kursem realnym $(b_{t-1} - p_{t-1}^T + p_{t-1}^{*T})$ można interpretować w kategoriach tzw. wewnętrznego mechanizmu korekty błędem: w przypadku wzrostu cen p^T ponad poziom wynikający z ujętego w nawias równania PPP, następuje spadek dynamiki cen i system wraca do równowagi, podczas gdy wyższy poziom cen zagranicznych lub osłabienie złotego indukuje

dostosowania poprzez wzrost inflacji. Nadanie równie przekonującej interpretacji pozostałym składnikom równania (4.25) jest kłopotliwe. Można argumentować, że skala transmisji między inflacją zagraniczną i krajową jest pomijalna (ocena parametru równa $-0,010$), zaś trend deterministyczny odzwierciedla w próbie procesy dezinflacyjne, ale wskazanie przyczyn, dla których wyższa stopa nominalnej deprecjacji Δb miałyby prowadzić do wprost proporcjonalnego spadku inflacji Δp krajowego sektora *tradables* (oszacowanie równe $-0,990$) jest skrajnie problematyczne. Przekształcenie równania (4.25) do postaci $\Delta p_t^T = 0,063b_{t-1} - 0,990\Delta b_t + \dots$ pozwala wprawdzie argumentować, że konsekwencją nałożenia restrykcji proporcjonalności może być uzyskanie zbyt dużej oceny parametru przy opóźnionym kursie nominalnym b i ujemne oszacowanie parametru przy Δb ma w związku z tym charakter kompensujący. Takie rozumowanie można wesprzeć wynikami estymacji zawartymi w tab. 4.9b (przedostatni wariant) i zasugerować, że w (4.25) są obecne *implicite* symptomy strategii PTM, ale w ostatecznym rozrachunku taka interpretacja będzie nadal bardziej spekulacją niż przekonującym uzasadnieniem struktury wektora kointegrującego (4.24).



Rysunek 4.11. Relacje $\beta'_{1(m)}y_{(m)t} + \delta'_{1(m)}\Delta y_{(m)t}$ i $\beta'_{1(m)}R_{1t}^y + \delta'_{1(m)}R_{1t}^{\Delta y}$ w modelu VEC-I(2) z wektorem kointegrującym (4.24)

W standardowym modelu VEC-I(1) naszkicowane wyżej problemy interpretacyjne mogłyby być rozwiązane za pomocą testów restrykcji strukturalizujących, które powiązałyby – na przykład – parametry przy Δb i Δp^{*T} tak, by

inflację krajową uzależnić od inflacji importowanej $\Delta p_t^T = \tilde{\delta}(\Delta b_t + \Delta p_t^{*T}) + \dots$, $\tilde{\delta} > 0$. Przeprowadzenie analogicznej analizy w modelu VEC- $I(2)$, tj. nałożenie i testowanie „dowolnych” restrykcji strukturalizujących nie jest możliwe, a przyczyną jest obecność w relacjach kointegrujących (3.45) restrykcji nieliniowych (3.38). Problem można zilustrować uchylając przyjmowane dotąd *implicite* założenie, zgodnie z którym kwantyfikowana przez macierz α intensywność równoważenia systemu VEC (3.45) jest niezależna od przyczyn nierównowagi, tj. proporcji w jakich odchylenia od trajektorii $(\beta'y_{(m)t} + \delta'\Delta y_{(m)t}) \sim I(0)$ wynikają z odchylenia od ścieżek wyznaczanych przez tzw. kointegrację prostą $\beta'y_{(m)t}$ (por. Majsterek, 2008, s. 154) i fluktuacji składnika średniookresowego $\delta'\Delta y_{(m)t}$.

Uwzględnienie asymetrii dostosowań prowadzi do przekształcenia równania (3.45) do postaci:

$$\Delta^2 y_{(m)t} = \alpha(o'\tau'y_{(m)t-1} + \delta'\Delta y_{(m)t-1}) + \zeta\tau'\Delta y_{(m)t-1} + \varepsilon_{(m)t} \quad (4.26)$$

gdzie: $\beta = o\tau$. Johansen (2006a) wykazuje, że w ramach modelu (4.26) możliwe jest testowanie restrykcji strukturalizujących nakładanych na składowe macierzy β , a przy ustalonej normalizacji τ – równoważnych im restrykcji na elementy macierzy o ; w obu przypadkach statystyki testów największej wiarygodności LR mają asymptotyczne rozkłady χ^2 . Możliwe jest również prowadzenie wnioskowania statystycznego w odniesieniu do parametrów zawartych w macierzy τ , tj. w odniesieniu do związków kointegracyjnych prostych i średniookresowych. Johansen (2006a) rozważa (i) testy restrykcji nakładanych jednocześnie na wszystkie wektory kointegrujące τ , (ii) testy restrykcji, zgodnie z którą znany jest jeden wektor zawarty w τ oraz (iii) testy służące do weryfikacji restrykcji zerowych na wybrane elementy τ i wykazuje, że we wszystkich przypadkach sprawdziany testów LR również mają asymptotyczne rozkłady χ^2 (także: Boswijk, 2000 oraz dyskusja w Juselius, 2006, rozdz. 18 i Majsterek, 2008, s. 169–171). Inaczej jest jednak w przypadku potencjalnych restrykcji nakładanych na parametry w składniku $\delta'\Delta y_{(m)t}$. Johansen (2006a) ilustruje komplikacje pojawiające się już przy weryfikacji najmniej krępującej (bo inwariantnej względem restrykcji nakładanych na β) hipotezy o braku kointegracji wielomianowej. Okazuje się, że rozkład estymatora $\hat{\delta}$ nie spełnia wówczas warunku LAMN (*local asymptotic mixed normal*), a to z kolei oznacza, że weryfikacja hipotezy zerowej $\delta=0$ nie może opierać się na testach o asymptotycznych rozkładach χ^2 . Problemy ulegają zwielokrotnieniu w przypadku restrykcji zerowych nakładanych na wybrane elementy macierzy δ , gdyż wartości δ nie są niezależne od restrykcji na parametry β .

Niezależnie od amorficznej struktury wektora kointegrującego (4.24) wyniki estymacji pozwalają na wyprowadzenie istotnych wniosków o mechanizmach kształtujących kurs PLN/EUR. Zauważmy, że nałożenie restrykcyj zerowych na empirycznie nieodróżnialne od zera parametry ECT (tab. 4.12, dolny panel, oszacowania wyróżnione kursywą) prowadzi do następujących krótkookresowych równań cen krajowych i kursu nominalnego:

$$\begin{aligned} \Delta^2 p_t^T = & -0,026 \{ p_{t-2}^T - b_{t-2} - p_{t-2}^{*T} + 15,88 \Delta p_{t-1}^T + 15,72 \Delta b_{t-1} + \\ & + 0,154 \Delta p_{t-1}^{*T} + 0,0006t - 0,0993 \} + \\ & - 0,388 \{ \Delta p_{t-1}^T - \Delta b_{t-1} - \Delta p_{t-1}^{*T} + 0,0006 \} + ST_t^P \end{aligned} \quad (4.27)$$

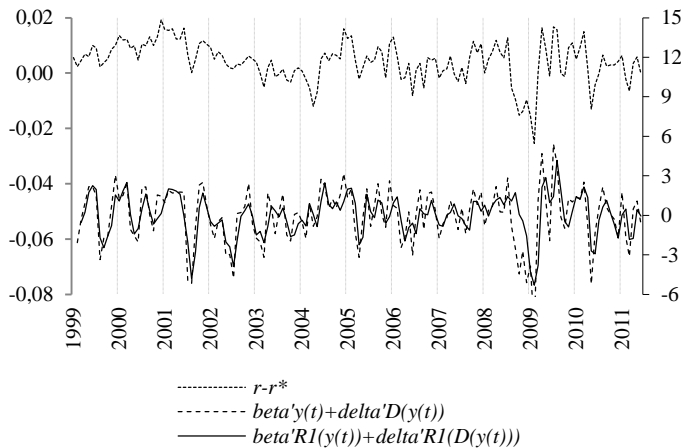
$$\begin{aligned} \Delta^2 b_t = & -0,039 \{ p_{t-2}^T - b_{t-2} - p_{t-2}^{*T} + 15,88 \Delta p_{t-1}^T + 15,72 \Delta b_{t-1} + \\ & + 0,154 \Delta p_{t-1}^{*T} + 0,0006t - 0,0993 \} + ST_t^B \end{aligned} \quad (4.28)$$

Ignorując fakt, iż wielomianowy wektor kointegrujący nie ma bezpośredniej interpretacji ekonomicznej, łatwo zauważyć, że dostosowanie obu zmiennych nominalnych przebiegają wzdłuż trajektorii (4.24), ale wartości i znaki oszacowań parametrów korekty błędem nie budzą zastrzeżeń jedynie w równaniu cen (4.27). Wzrost poziomu cen krajowych p^T i inflacji Δp^T ponad wartości spójne z trajektorią (4.24), przekłada się na spowolnienie inflacji krajowej (spadek $\Delta^2 p^T$ z parametrami równymi $-0,026$ i $-0,026 \cdot 15,88 - 0,388 = -0,800$). Skutki wahań kursu nominalnego nie są symetryczne. Wzrost jego poziomu przekłada się wprawdzie na przyspieszenie cen (0,026), ale już skutki wzrostu nominalnej deprecjacji złotego są zdecydowanie słabsze (0,021).

Dostosowania kursu nominalnego do ścieżki równowagi są zdecydowanie bardziej złożone (równanie (4.28)). Wzrostowi nominalnej deprecjacji złotego Δb towarzyszy spadek stopy deprecjacji $\Delta^2 b$ (z parametrem równym $-0,613 = -0,039 \cdot 15,72$). Ten mechanizm jest pierwszym z dwóch decydujących tym, że dostosowania kursu nominalnego istotnie zachodzą wzdłuż wektora kointegrującego (4.24). Zauważmy bowiem, że skutki wzrostu poziomu kursu nominalnego b są niejednoznaczne, gdyż oddziałuje on na dynamikę kursu nominalnego w dwóch kierunkach, zwiększając bezpośrednio tempo deprecjacji nominalnej $\Delta^2 b$ (z parametrem 0,039) i pośrednio – zwiększając deprecjację Δb (z parametrem $0,064 = 1/15,72$) i przekładając się tym samym na spadek $\Delta^2 b$. Analiza równania (4.28) pozwala zatem zidentyfikować typowy dla hipotezy IKE mechanizm EEI „ucieczki” kursu nominalnego od trajektorii

równowagi (4.24) oraz sprzężoną z EEI tendencję do stabilizowania fluktuacji kursu nominalnego wzdłuż tej samej ścieżki.

Drugi mechanizm korekty błędem oddziałuje na kurs nominalny poprzez wahania cen krajowych: wzrost p^T i/lub Δp^T powoduje spadek stopy deprecjacji nominalnej $\Delta^2 b$ z parametrami równymi $-0,039$ i $-0,619 = -0,039 \cdot 15,88$. Wyjaśnienie tej własności systemu VEC- $I(2)$ w ramach modelu PPP nie jest możliwe, ale możliwe jest postawienie tezy, zgodnie z którą struktura równania (4.28) może potwierdzać obecność mechanizmu wiążącego zmienność kursu nominalnego ze zmianami nominalnych stóp procentowych, jeśli tylko te ostatnie są współokreślane przez wahania poziomu cen krajowych i inflację. Mechanizm może być następujący: oczekiwany wzrost p^T i/lub Δp^T prowadzi do kontrakcji władz monetarnych i wzrostu stóp procentowych banku centralnego, co indukuje aprecjację nominalną. Przyjęcie takiej interpretacji oznacza, że naturalnym rozwinięciem prezentowanych wyżej badań jest rozszerzenie specyfikacji modelu VEC- $I(2)$ o krajową i zagraniczną stopę procentową i jednoczesna analiza modelu PPP i modelu nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych.



Rysunek 4.12. Dysparytet realnych krótkoterminowych stóp procentowych ($r - r^*$) i relacje $\beta'_{1(m)}y_{(m)t} + \delta'_{1(m)}\Delta y_{(m)t}$ i $\beta'_{1(m)}R_{1t}^y + \delta'_{1(m)}R_{1t}^{\Delta y}$ w modelu VEC- $I(2)$ z wektorem kointegrującym (4.24)

Rysunek 4.12 przedstawia dysparytet oprocentowania krótkoterminowego (WIBOR 3M i EURIBOR 3M) urealnianych inflacją w sektorach wymiennych i odchylenia $\beta_{v(m)}y_{(m)t} + \delta_{v(m)}\Delta y_{(m)t}$ i $\beta_{v(m)}R_{1t}^y + \delta_{v(m)}R_{1t}^{\Delta y}$ kursu realnego q^T od

trajektorii równowagi (4.24). Wstępna analiza potwierdza, że informacja zawarta w dysparytecie $r - r^*$ może być tą, której nieuwzględnienie w drugiej połowie rozważanej próby powoduje, że wyniki analizy $I(2)$ mają charakter warunkowy względem mocnego założenia $\{V = 1, S_1 = 1, S_2 = 1\}$.

5.4. Analiza $I(2)$ -w- $I(1)$

Rekonstrukcji modelu VEC- $I(2)$ kursu nominalnego i cen w krajowym i zagranicznym sektorze *tradables*, której celem byłaby identyfikacja wektorów kointegrujących o satysfakcjonującej interpretacji ekonomicznej, można dokonać na dwa niewykluczające się nawzajem sposoby: (i) rozszerzając model PPP o mechanizmy opisywane przez modele średnio- i krótkookresowe (dyskusja w rozdz. I, modele w rozdz. VI i IX) lub (ii) dokonując takich przekształceń modelu VEC- $I(2)$, które pozwalają na usunięcie trendów $I(2)$ i przeprowadzenie badań w ramach standardowych procedur opracowanych dla modeli ze zmiennymi $I(1)$.

Przesłanki przemawiające za uogólnieniem analizy modelu PPP na alternatywne warianty modelu monetarnego przedstawiono w rozdziale III (pkt 4). Warianty REH5 i IKE6 (tab. 3.1) zakładają powiązanie kursu realnego z relatywnymi nominalnymi stopami procentowymi i relatywnymi inflacjami w kraju i za granicą. W ogólnym przypadku należy zatem dopuścić możliwość oddziaływania na kurs walutowy szerszego zbioru zmiennych $\tilde{y}_{(m)}$. Drugie rozwiązanie umożliwiające rekonstrukcję amorficznego warunku równowagi (4.24) polega na uproszczeniu struktury modelu VEC- $I(2)$ poprzez eliminację z systemu trendów $I(2)$ i analizie mechanizmów typowych dla systemów zawierających zmienne $I(2)$ w ramach standardowych modeli VEC- $I(1)$ (3.6). Metoda przekształcenia modelu VEC- $I(2)$ w model VEC- $I(1)$ jest analogiczna do metod wykorzystanych przy konstrukcji scenariuszy CVAR (rozdz. III, pkt 4). Warunkiem transformacji modelu CST- $I(2)$ w równoważny względem obserwacji (tj. nieodróżnialny na gruncie funkcji wiarygodności) model CST- $I(1)$ jest spełnienie warunku homogeniczności długookresowej. Jeżeli ten ostatni jest spełniony dla cen krajowych i zagranicznych, to model PPP $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}]'$ jest równoważny systemowi VEC:

$$y_{(m)} = [b, p^T - p^{*T}, \Delta p^T]' \quad (4.29)$$

ale jeśli spełniony jest dodatkowo warunek homogeniczności cen relatywnych i kursu nominalnego, system (4.29) można przekształcić do postaci:

$$y_{(m)} = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}]^T \sim I(1) \quad (4.30)$$

Użyteczność modelu (4.30) w badaniach empirycznych wynika stąd, że do estymacji jego parametrów można wykorzystać standardowe procedury kointegracyjne dla systemów ze zmiennymi zintegrowanymi w stopniu pierwszym (tzw. podejście $I(2)$ -w- $I(1)$, $I(2)$ -in- $I(1)$ *analysis*), które pozwalają na przeprowadzenie pełnego wnioskowania statystycznego, w tym – testowanie restrykcji strukturalizujących wektory kointegrujące. Jednocześnie struktura modelu VEC (4.30) jest prostsza od struktury modelu $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}]' \sim I(2)$, gdyż spełnienie warunków homogeniczności długookresowej pozwala na usunięcie z modelu VEC związków średniookresowych.

Tabela 4.13. Estymacja parametrów modelu VEC- $I(2)$ $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}; t]'$ dla $V = 1$ i $S_2 = 1$ z restrycją homogeniczności, 1999:01–2011:06

| | b | p^T | p^{*T} | t | Δb | Δp^T | Δp^{*T} | Δt |
|---------------------|------------------------|------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------------|-----------------|------------|
| $[\beta', \delta']$ | -1 | 1 | -1 | 0,0009 | 26,39 | 7,59 | -18,79 | 0,0000 |
| α' | -0,027 (2,4) | -0,017 (5,5) | -0,003 (1,7) | - | - | - | - | - |
| β' | - | - | - | - | -1 | 1 | -1 | 0,0009 |
| ζ'_1 | - | - | - | - | -0,009 (0,0) | -0,474 (4,4) | 0,079 (1,1) | - |
| $\beta'_{\perp 1}$ | - | - | - | - | -1 | 1 | -1 | -3310 |
| ζ'_2 | - | - | - | - | 0,000 (0,1) | -0,000 (3,1) | -0,000 (0,4) | - |
| LR = 0,000 | | | | | | | | |
| AR(1) = 0,554 | | AR(2) = 0,004 | | DH = 0,214 | | | | |
| AR(3) = 0,460 | | AR(4) = 0,562 | | ARCH(1) = 0,396 | | ARCH(2) = 0,612 | | |

Objaśnienia: jak do tab. 4.12.

W modelu PPP warunek konieczny homogeniczności długookresowej jest spełniony, gdy zachodzi proporcjonalność kursu nominalnego, cen krajowych i zagranicznych $[\beta_1, \beta_2, \beta_3] = [1, -1, 1]$; wyniki zawarte w drugim panelu tabeli 4.12 dają podstawy do jego akceptacji, choć należy podkreślić, że graniczny poziom istotności w teście LR (0,118) jest tylko nieznacznie większy od wartości standardowych. Warunek dostateczny homogeniczności długookresowej zachodzi, gdy restrykcje proporcjonalności można nałożyć jednocześnie na wszystkie wielomianowe wektory kointegrujące i wektory kointegracji średniookresowej $\beta_{\perp 1}$. Wyniki prezentowane w tabeli 4.13 wskazują, że taki

warunek jest jednoznacznie odrzucany przez test LR. Zastosowanie uproszczonego podejścia $I(2)$ -w- $I(1)$ przy konstrukcji modelu PPP jest zatem skrajnie problematyczne, tym bardziej że badania Kongsteda i Nielsena (2004) i Kongsteda (2005) wskazują, iż zignorowanie wyników testów homogeniczności długookresowej i forsowanie aplikacyjnie i interpretacyjnie prostszych podejść $I(2)$ -w- $I(1)$ może prowadzić do błędnych wniosków na skutek m.in. zniekształceń wyników testów kointegracji *Trace* (także: Juselius, 2006, s. 332).

Nieco bardziej szczegółowa analiza oszacowań parametrów równania cen zagranicznego sektora *tradables* pozwala jednak zidentyfikować potencjalne przyczyny odrzucenia hipotezy homogeniczności i wskazać na te własności systemu $VEC-I(2)$, które uzasadniają przeprowadzenie analizy $I(2)$ -w- $I(1)$. W szczególności, łatwo zauważyć, że dostosowania cen sektora wymiennego w strefie euro (drugi panel tab. 4.12):

$$\Delta^2 p_t^{*T} = 0,146 \underset{(2,5)}{\{\Delta p_{t-1}^T - \Delta b_{t-1} - \Delta p_{t-1}^{*T} + 0,0006\}} + \underset{(5,7)}{-0,178 \{\Delta p_{t-1}^T - 1,030 \Delta b_{t-1} + 2,030 \Delta p_{t-1}^{*T} - 0,0078\}} + ST_t^{P*} \quad (4.31)$$

nie przebiegają wzdłuż warunku równowagi (4.24), lecz jedynie wzdłuż „ubocznego” (względnie: „rezydualnego”) związku kointegracji średniookresowej (por. dyskusja wokół warunku (3.50)). Taki wynik natychmiast prowadzi do pytania o potencjalną słabą egzogeniczność cen zagranicznych, która nie budzi poważniejszych zastrzeżeń ze względu na dysproporcje między rozmiarami gospodarek krajów strefy euro i gospodarki Polski.

Tabela 4.14. Test kointegracji wielomianowej w modelu $VEC-I(2)$ $y_{(n)}^E = [b, p^T; t]'$, $y_{(h)}^X = [p^{*T}]'$, 1999:01–2011:06

| v | s_2 | 2 | 1 | 0 |
|-----|-------|-------------------|------------------|------------------|
| 0 | | 153,80 (0,000) | 79,18 (0,000) | 32,86 (0,029) |
| 1 | | – | 15,07 (0,227) | 8,05 (0,461) |

Objaśnienia: jak do tab. 4.11.

Wyniki testu kointegracji w modelu ze słabo egzogenicznymi cenami sektora wymiennego w strefie euro $y_{(n)}^E = [b, p^T; t]'$ i $y_{(h)}^X = [p^{*T}]'$ zestawiono w tabeli 4.14. W systemie warunkowym względem p^{*T} wskazania testu *Trace* okazują się jednoznaczne: hipotezy zakładające brak skointegrowania zmienionych są odrzucane i potwierdzenie znajduje obecność jednego trendu $I(2)$.

Jednocześnie założenie słabej egzogeniczności cen zagranicznych redukuje wymiar macierzy zmiennych endogenicznych systemu VEC do $M=2$, a to z kolei oznacza, że w systemie warunkowym brak jest autonomicznych trendów $I(1)$, gdyż $S_1 = M - V - S_2 = 0$, i nie występuje kointegracja średniookresowa.

Wyniki estymacji parametrów systemu VEC- $I(2)$ ze słabo egzogenicznymi cenami w strefie euro z restrykcją homogeniczności długookresowej zawarto w tabeli 4.15.

Tabela 4.15. Estymacja parametrów modelu VEC- $I(2)$ $y_{(m)}^E = [b, p^T; t]'$, $y_{(h)}^X = [p^{*T}]$ dla $V=1$ i $S_2=1$, 1999:01–2011:06

| | b | p^T | p^{*T} | t | Δb | Δp^T | Δp^{*T} | Δt |
|---------------------|------------------------|------------------------|---------------|--------|-----------------|---------------------------------|-----------------|------------|
| $[\beta', \delta']$ | -1 | 1 | -1 | 0,0007 | 22,33 | 9,87 | -12,46 | -0,066 |
| α' | -0,035 (2,8) | -0,023 (8,3) | - | - | - | - | - | - |
| β' | - | - | - | - | -1 | 1 | -1 | 0,001 |
| ζ'_1 | - | - | - | - | -0,113 (0,3) | -0,530 (6,6) | - | - |
| LR = 0,032 | | | | | | | | |
| AR(1) = 0,176 | | | AR(2) = 0,144 | | | DH = 0,056 | | |
| AR(3) = 0,301 | | | AR(4) = 0,689 | | | ARCH(1) = 0,212 ARCH(2) = 0,364 | | |

Objaśnienia: jak do tab. 4.12

Porównanie wielomianowego wektora kointegrującego:

$$\{p_{t-1}^T - b_{t-1} - p_{t-1}^{*T} + 9,87\Delta p_t^T + 22,33\Delta b_t - 12,46\Delta p_t^{*T} + 0,0007t - 0,0662\} \sim I(0) \quad (4.32)$$

z warunkiem równowagi (4.24) wskazuje, że przeforsowanie restrykcji słabej egzogeniczności p^{*T} prowadzi do uzyskania zgodnej z oczekiwaniami oceny parametru przy Δp^{*T} . Z kolei analiza wewnętrznych mechanizmów korekty błędem oraz parametrów ECT kwantyfikujących dostosowania kursu nominalnego i cen krajowych do trajektorii (4.32) nie prowadzi do rewizji wniosków sformułowanych w odniesieniu do systemu bezwarunkowego: dostosowania cen krajowych przebiegają analogicznie, zaś w wahaniami kursu nominalnego obecny jest jednocześnie mechanizm EEI oraz stabilizujące oddziaływanie poziomu cen krajowych p^T i inflacji Δp^T , co ponownie można zinterpretować jako symptom niepełnej specyfikacji modelu $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}; t]'$. Najistotniejsza różnica między bezwarunkowym modelem VEC- $I(2)$ i modelem warunkowym

względem p^T wynika z odmiennych wskazań testu LR homogeniczności, gdyż okazuje się, że w przypadku usunięcia z systemu VEC- $I(2)$ relacji średniookresowej graniczny poziom istotności nie wyklucza już jednoznacznie możliwości przeprowadzenia analizy $I(2)$ -w- $I(1)$, LR = 0,032.

Tabela 4.16. Test kointegracji *Trace* i pierwiastki charakterystyczne macierzy stowarzyszonej w modelu VEC- $I(1)$ $y_{(m)} = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}; t]^T$, 1999:01–2011:06

| v | <i>Trace</i> | <i>Trace</i> (B) | p -value | p -value (B) | λ_m^{MAX} |
|-----|--------------|------------------|------------|----------------|-------------------|
| 0 | 108,11 | 103,95 | 0,000 | 0,000 | 0,95470 |
| 1 | 44,13 | 42,71 | 0,000 | 0,000 | 0,58958 |
| 2 | 2,23 | 2,18 | 0,928 | 0,933 | 0,58958 |

Objaśnienia: jak do tab. 4.10

Test kointegracji i moduły największych pierwiastków charakterystycznych macierzy towarzyszącej w systemie VEC- $I(1)$ $y_{(m)} = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}; t]^T$ wskazują na obecność jednego pierwiastka jednostkowego i dwóch wektorów kointegrujących (tab. 4.16). Oszacowania wektorów kointegrujących i parametrów korekty błędem (tab. 4.17) mają jednocześnie interesującą interpretację ekonomiczną.

Tabela 4.17. Estymacja parametrów modelu VEC- $I(1)$ $y_{(m)} = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}; t]^T$, 1999:01–2011:06

| | q | Δp | Δp^* | t |
|-----------------|------------------|------------------------|------------------------|-------------------|
| β_1' | -0,0286 (3,9) | 1 | 0 | 0 |
| β_2' | 0 | 0 | 1 | -0,00002 (2,9) |
| α_1' | -0,422 (1,1) | -0,740 (6,6) | -0,078 (1,1) | – |
| α_2' | -0,156 (0,3) | 0,287 (1,8) | -0,539 (5,6) | – |
| LR = 0,713 | | | | |
| AR(1) = 0,485 | | AR(2) = 0,068 | | DH = 0,002 |
| AR(3) = 0,741 | | AR(4) = 0,604 | | ARCH(1) = 0,424 |
| ARCH(2) = 0,729 | | | | |

Objaśnienia: jak do tab. 4.12

Ceny krajowe są jedyną zmienną, której dostosowania przebiegają wzdłuż pierwszego wektora kointegrującego

$$\{p_{t-1}^T - b_{t-1} - p_{t-1}^{*T} + 34,97\Delta p_t^T\} \sim I(0) \quad (4.33)$$

którego strukturę można interpretować w kategoriach nieliniowego wariantu modelu parytetu siły nabywczej walut. W szczególności, wzrost kursu nominalnego i cen zagranicznego sektora *tradables* ponad poziom PPP jest czynnikiem zwiększającym inflację krajową, podczas gdy dodatnie odchylenia cen krajowych od poziomu PPP oddziałują w kierunku przeciwnym – mechanizm wewnętrznej korekty błędem prowadzi w (4.33) do spadku Δp^T . Podobnie jak w przypadku bezwarunkowego i warunkowego modelu VEC- $I(2)$, struktura równania (4.33) nawiązuje do analizowanych w rozdziale III (pkt 4) wariantów REH3 i REH4. O potencjalnym zintegrowaniu w stopniu drugim cen w strefie euro świadczy struktura drugiego wektora kointegrującego:

$$\{\Delta p_t^{*T} + 0,00002t\} \sim I(0) \quad (4.34)$$

Porównanie zawartych w tabeli 4.17 wyników analizy $I(2)$ -w- $I(1)$ z rezultatami uzyskanymi w modelu bezwarunkowym (tab. 4.12) i modelu warunkowym (tab. 4.15) pozwala zidentyfikować dwie istotne różnice.

1. Zastosowanie podejścia $I(1)$ -w- $I(2)$ prowadzi do systemu, w którym kurs realny jest zmienną słabo egzogeniczną. Taki wynik można uznać w pierwszym przybliżeniu za niespójny z wnioskami formułowanymi w modelach VEC- $I(2)$, w których nominalny kurs walutowy reagował na odchylenia od wielomianowych wektorów kointegrujących (4.24) i (4.32). Najprostsze wyjaśnienie może nawiązywać do poczynionego już wyżej zastrzeżenia, iż test LR homogeniczności (tab. 4.15) daje tylko słabe podstawy do zastąpienia analizy modelu $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}; t]'$ analizą systemu $y_{(m)} = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}; t]'$ i w związku z tym nie należy oczekiwać, iż analiza $I(2)$ -w- $I(1)$ będzie prowadziła do zreplikowania wszystkich własności modeli VEC- $I(2)$. Taką krytykę wyników zestawionych w tabeli 4.16 można osłabić wskazując, iż brak słabej egzogeniczności kursu nominalnego w modelach VEC- $I(2)$ wynikał w istocie z obecności mechanizmu EEI ucieczki b od trajektorii równowagi. Jeśli zwrócić ponadto uwagę na fakt, że precyzja oszacowania ECT w równaniu kursu nominalnego jest stosunkowo mała (ECT(Δb) = -0,035, $t = 2,8$, tabela 4.15) i uwzględnić fakt, iż w analizowanej próbie wahania kursu nominalnego i cen relatywnych $p^T - p^{*T}$ były zbliżone (por. rys. 4.7), to przestaje zaskakiwać fakt, iż oszacowanie parametru ECT(Δq^T) = -0,422 (tab. 4.16) nadal sugeruje obecność EEI i jedynie mała precyzja szacunku ($t = 1,1$) uprawnia tezę o słabej egzogeniczności q^T .

2. Konsekwencją badań modelu PPP w ramach podejścia $I(2)$ -w- $I(1)$ jest odrzucenie hipotezy słabej egzogeniczności cen zagranicznego sektora wymiennego. Problem jest poważny, gdyż warunek dostateczny zastosowania podejścia $I(2)$ -w- $I(1)$ znajduje słabe wsparcie jedynie w systemie VEC- $I(2)$ warunkowym

względem p^{*T} . Z tej perspektywy wyniki estymacji $I(2)$ -w- $I(1)$ budzą wątpliwości, jednak i w tym przypadku można wskazać te własności modelu $y_{(m)} = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}; t]'$, które łagodzą potencjalną krytykę. W szczególności należy zauważyć, że ceny zagraniczne nie dostosowują się do pierwszego warunku równowagi (4.33). Taki wynik sugeruje modularność modelu $y_{(m)} = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}; t]'$, w którym możliwe jest wyróżnienie bloku równań krajowych (pierwszy wektor kointegrujący oraz równania $\Delta^2 p^T$ i Δq^T) i bloku równań zagranicznych (drugi wektor kointegrujący i równanie $\Delta^2 p^{*T}$). Ponieważ interakcje pomiędzy cenami krajowymi i kursem nominalnym a cenami zagranicznymi sprowadzają się do relatywnie słabych i nieprecyzyjnie oszacowanych dostosowań cen krajowych wzdłuż drugiego wektora kointegrującego (ECT($\Delta^2 p^T$)=0,287, $t=1,8$), brak słabej egzogeniczności Δp^{*T} przestaje być okolicznością dyskwalifikującą model VEC- $I(1)$ $y_{(m)} = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}; t]'$.

Podsumowanie

Przegląd badań empirycznych wykorzystujących testy pierwiastków jednostkowych uzasadnia sformułowanie ogólnego wniosku o niestacjonarności realnego kursu złotego względem najważniejszych walut światowych. Wnioski płynące z analiz skointegrowania nominalnego kursu złotego z cenami krajowymi i zagranicznymi tak jednoznaczne już nie są. Okazuje się, że potwierdzenie obecności relacji kointegrującej zależy nie tylko od wyboru waluty odniesienia (dolar, marka niemiecka, euro lub koszyk walutowy), ale również od okresu objętego badaniami empirycznymi. Co więcej, niejednoznaczne okazują się nie tylko wnioski o skointegrowaniu zmiennych nominalnych, ale również oceny parametrów równowagi w tych badaniach, w których obecność wektorów kointegrujących jest potwierdzana. Dlatego też w rozdziale IV podjęto próbę usystematyzowania wniosków o własnościach procesów generujących realny kurs złotego względem euro (i koszyka walut definiujących syntetyczne euro) w okresie 1993:01–2011:06, po wygaśnięciu najgwałtowniejszych dostosowań cenowych wywołanych szokiem transformacyjnym. Analizę przeprowadzono dwutorowo stosując (i) standardowe liniowe testy pierwiastków jednostkowych i zdecydowanie rzadziej wykorzystywany test ilorazu wiarygodności VRT oraz (ii) popularne w ostatnich latach nieliniowe testy zintegrowania (KSS i AKSS). W badaniach uwzględniono potencjalny związek między własnościami procesów generujących kursy realne i obowiązującymi reżimami kursowymi. W tym celu w próbie 1993:01–2011:06 wyróżniono okres obowiązywania systemu

crawling peg i *crawling band* 1993:01–1998:12 i systemu kursu płynnego 1999:01–2011:06, w którym dodatkowo wyróżniono okres poprzedzający kryzys *subprime*, 1999:01–2008:06.

Badania pozwoliły na sformułowanie szeregu wniosków.

1. Testy liniowe prowadzą do wniosku, zgodnie z którym potwierdzenie stacjonarności (względnie: trendostacjonarności) kursu realnego jest częstsze, gdy jest on urealniany indeksami cen w sektorze *tradables*.

2. Odrzucenie hipotezy zakładającej obecność pierwiastków jednostkowych w procesach generujących kursy realne jest częstsze w systemach kursów pełzających.

3. Wyniki liniowych testów zintegrowania w reżimie kursu płynnego okazują się niejednoznaczne, przy czym zaskakujący może wydawać się fakt, iż rozszerzenie próby na okres kryzysu *subprime* ułatwia potwierdzenie stacjonarności kursów realnych. Zgodnie z zaproponowaną interpretacją „ustacjonarnienie” procesów generujących rozważane kursy w okresie następującym po apogeum kryzysu *subprime* jest konsekwencją wzrostu ryzyka globalnego, odwrócenia lokalnego dryfu aprecjacyjnego złotego określanego mianem anomalii aprecjacyjnej i dostosowań kursu w kierunku ścieżki kursu równowagi długookresowej.

4. Obecność lokalnych trendów aprecjacyjnych i deprecjacyjnych potwierdzają testy VRT, które wskazują na supertrwałość realnego kursu PLN/EUR.

Nieliniowe testy KSS i AKSS nie prowadzą do poważniejszej rewizji przedstawionych wniosków, ale ze względu na odrzucenie hipotezy o obecności pierwiastków jednostkowych w kursach realnych w całym okresie obowiązywania reżimu kursów płynnych, dają podstawy do zastosowania prostego nieliniowego modelu autoregresyjnego z logistyczną funkcją przejścia drugiego stopnia. Wyniki analizy LSTAR2 okazują się spójne z wnioskami formułowanymi na podstawie testów VRT. Po pierwsze, wyniki estymacji dają podstawy do postawienia tezy o obecności niewielkich pierwiastków wybuchowych w procesie generujących kursy realne wewnątrz pasma bez arbitrażu cenowego, co może być postrzegane jako przyczyna występowania w dłuższych okresach dryfów kursów realnych identyfikowanych w modelu Frydmana i Goldberga (2007). Po drugie, analiza empiryczna modelu LSTAR2 pozwala na zidentyfikowanie okresów, w których następuje odwrócenie kierunków dryfów kursów realnych, co również znajduje interpretację w ramach modelu FG, w którym zakłada się okresowe, odwracające trendy rewizje strategii progностycznych. Ponieważ model FG implikuje występowanie procesów zintegrowanych w stopniu drugim lub procesów $I(1)$ o silnych cechach $I(2)$, naturalnym rozwiązaniem jest rozszerzenie badań na analizę skointegrowania zmiennych $I(2)$.

Analizę kointegracyjną $I(2)$ modelu parytetu siły nabywczej walut porzedzono standardową analizą $I(1)$, co miało na celu porównanie wyników empirycznych uzyskanych dla próby 1999:01–2011:06 z rezultatami prezentowanymi w innych badaniach. Wnioski okazały się niesprzeczne z formułowanymi na podstawie wyników testów zintegrowania i wyników uzyskanych w modelach nieliniowych: w systemie obejmującym kurs nominalny oraz indeksy cen krajowych i zagranicznych obecne są niewielkie pierwiastki wybuchowe, niemożliwe jest potwierdzenie obecności relacji kointegrujących, a w przypadku wymuszenia obecności jednego wektora kointegrującego, w systemie VEC pojawiają się niebudzące wątpliwości symptomy obecności procesów $I(2)$. Jeśli zatem przyjąć za punkt odniesienia krytykę, zgodnie z którą wykorzystanie procedur $I(1)$ do analizy zmiennych $I(2)$ prowadzi do niespójnych wniosków, wyniki większości analiz skointegrowania nominalnego kursu złotego z cenami krajowymi i zagranicznymi muszą budzić wątpliwości. Należy jednak mocno zaakcentować, że zastosowanie procedur kointegracyjnych $I(2)$ nie sprawia, że wątpliwości wobec wąskiej, opartej wyłącznie na parytecie siły nabywczej walut specyfikacji modelu kursu walutowego przestają być obecne. Analiza kointegracyjna $I(2)$ kursu PLN/EUR pozwala wprawdzie potwierdzić jednoczesną obecność typowych dla procesów $I(2)$ mechanizmów korekty błędem ECT i mechanizmów ucieczki od równowagi EEI, ale jednocześnie sugeruje niekompletność specyfikacji modelu PPP.

Rozdział V

NIEUBEZPIECZONY PARYTET STÓP PROCENTOWYCH. MODEL CHEER

Wprowadzenie

Wyniki analizy parytetu siły nabywczej walut prowadzą do wniosku, że konstrukcja modelu kursu złotego o satysfakcjonujących własnościach stochastycznych wymaga stosownych rozszerzeń standardowego równania PPP i przeprowadzenia analizy w systemach z dodatkowymi zmiennymi, oddziałującymi na kurs walutowy w krótszych horyzontach czasowych. Estymacja parametrów modelu VEC-I(2) daje ponadto podstawy do twierdzenia, że jedno z potencjalnych rozwiązań może polegać na uwzględnieniu zależności kursu PLN/EUR od wahań stóp procentowych, a to z kolei prowadzi rozważenia modelu ubezpieczonego i nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych (*covered interest rate parity*, CIP, i *uncovered interest rate parity*, UIP).

Punktem wyjścia analizy jest równanie CIP:

$$b_{t+1}^f - b_t = i_t^1 - i_t^{*1} \quad (5.1)$$

gdzie b^f jest terminowym kursem walutowym (*forward exchange rate*); i^1 oraz i^{*1} oznaczają krajową i zagraniczną nominalną stopę oprocentowania aktywów o terminie zapadalności przypadającym w następnym okresie. Przy założeniu pomijalnych kosztów transakcji terminowych i neutralności inwestorów wobec ryzyka, kurs terminowy b^f wyznacza oczekiwania kursowe na okres $t+1$, a równanie (5.1) identyfikuje warunki arbitrażu procentowego, którego skutkiem jest zrównywanie wartości aktywów niezależnie od waluty, w której są one denominowane.

Uchylenie założenia o braku awersji do ryzyka walutowego jest niezbędne, gdy nie zachodzi pełna substytucyjność pomiędzy krajowymi i zagranicznymi papierami wartościowymi. Obecność inwestorów, którzy różnicują ryzyko przypisywane aktywom denominowanym w różnych walutach oznacza, że oczekiwania w odniesieniu do rynkowego kursu walutowego w następnym okresie będą

różnić się od kursu terminowego o wielkość stanowiącą premię za utrzymywanie w portfelu inwestycyjnym aktywów w walutach, których kurs jest obciążony większym ryzykiem deprecjacji:

$$b_{t+1}^f = E_t(b_{t+1}) + \lambda_{t+1} \quad (5.2)$$

gdzie: E – operator oczekiwania, λ – premia za ryzyko.

Synteza równań (5.1)–(5.2) prowadzi do modelu nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych:

$$E_t(b_{t+1}) - b_t = i_t^1 - i_t^{*1} - \lambda_{t+1} \quad (5.3)$$

Równanie UIP można interpretować na dwa sposoby. Po pierwsze, model (5.3) identyfikuje jeden z najważniejszych procesów arbitrażowych na rynkach finansowych, którego obecność (i efektywność) jest *a priori* zakładana w większości modeli teoretycznych (wskazują na to m.in. Flood i Rose, 2002; Chinn i Meredith, 2005; Bekaert i in., 2007). Potwierdzenie prawdziwości modelu UIP jest zatem warunkiem koniecznym akceptacji większości modeli empirycznych wyprowadzanych w ramach rozważań teoretycznych i z tej perspektywy nie zaskakuje fakt, iż statystyczna weryfikacja modelu (5.3) jest jednym z najważniejszych nurtów w badaniach empirycznych hipotezy UIP. Po drugie, renormalizacja modelu (5.3) względem bieżącego kursu walutowego pozwala na wyrażenie tego ostatniego jako funkcji oczekiwań kursowych, dysparytetu stóp procentowych oraz ryzyka walutowego. Jeśli możliwa jest zatem endogenizacja zmiennych nieobserwowalnych, tj. oczekiwań i premii za ryzyko, to równanie (5.3) definiuje alternatywne wobec modelu parytetu siły nabywczej walut środowisko analizy kursów walutowych.

W obu naszkicowanych wyżej przypadkach kluczowa jest identyfikacja mechanizmów determinujących oczekiwania kursowe. Rozwiązaniem koncepcyjnie najprostszym jest przyjęcie hipotezy o ich racjonalnym charakterze, tj.:

$$b_{t+1} = E_t(b_{t+1}) + \varepsilon_{t+1}^E \quad (5.4)$$

gdzie: ε^E – błąd oczekiwań o właściwościach białego szumu. Uwzględnienie tożsamości (5.4) w równaniu UIP (5.3) prowadzi do prostego modelu wykorzystywanego w większości badań mających na celu weryfikację hipotezy o obecności i efektywności arbitrażu procentowego:

$$\Delta b_t = \varphi_0 + \varphi_1(i_t^1 - i_t^{*1}) + \mathcal{G}_t \quad (5.5)$$

gdzie: $\mathcal{G}_t = -\lambda_t + \varepsilon_t^E$.

Weryfikacji modelu UIP na podstawie wyników estymacji parametrów modelu (5.5) towarzyszy zazwyczaj restrykcyjne założenie nieobciążoności (*unbiasedness hypothesis*, np. Bekaert i Hodrick, 2001; Chinn i Meredith, 2004, 2005), zgodnie z którym kurs terminowy jest nieobciążonym predyktorem kursu walutowego w okresie następnym. Testowana jest wówczas hipoteza o wprost proporcjonalnej zależności pomiędzy stopami wzrostu nominalnego kursu walutowego i różnicy pomiędzy nominalnymi stopami procentowymi, tj. $\varphi_1 = 1$. Sformułowanie hipotez badawczych w odniesieniu do wyrazu wolnego φ_0 ma charakter warunkowy. Jeśli rozważany jest arbitraż procentowy wiążący waluty krajów o zbliżonych ratingach kredytowych, to należy oczekiwać, iż wyraz wolny w równaniu (5.5) będzie empirycznie nieodróżnialny od zera. Jeśli z kolei analizowane są decyzje inwestorów, których portfele zawierają aktywa o zróżnicowanym, ale jednocześnie stałym w czasie ryzyku, to niezbędne jest rozwiązanie hipotezy dopuszczającej występowanie w równaniu (5.5) wyrazu wolnego ($\varphi_0 = \lambda_t \neq 0$).

Przegląd badań empirycznych wykorzystujących model (5.5) do analiz najważniejszych walut światowych we wczesnym okresie obowiązywania reżimu kursów płynnych (tj. w latach siedemdziesiątych i osiemdziesiątych ubiegłego wieku) wskazuje, że podstawy do twierdzenia o występowaniu nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych są co najwyżej nieprzekonywujące. Froot i Thaler (1990) na podstawie badań opublikowanych w ponad siedemdziesięciu pracach poświęconych modelowi (5.5) wyznaczają średnią arytmetyczną ocen parametru φ_1 na poziomie $-0,88$, podczas gdy McCallum (1994) zauważa, że typowa ocena φ_1 oscyluje wokół -3 , a Engel (1996) wskazuje na przedział od -3 do -4 (także: Hodrick, 1987; Lewis, 1995). Wnioski są zatem sprzeczne ze wskazaniem modelu teoretycznego – wyniki estymacji sugerują, że zamiast arbitrażu prowadzącego do deprecjacji waluty charakteryzującej się wyższą stopą zwrotu, obserwowany był proces odwrotny – wyższy dysparytet stóp procentowych przekładał się na obniżenie oczekiwań deprecjacyjnych. Najprostszymi wyjaśnieniami powyższych wyników, określanych w literaturze mianem anomalii premii terminowej (*forward premium anomaly* lub *forward discount puzzle*), może dostarczyć bliższa analiza założeń przyjmowanych w modelu UIP. Chinn i Meredith (2004, 2005) wskazują, że o własnościach stochastycznych równania (5.5) nie decyduje wyłącznie poprawność założeń o neutralności ryzyka i racjonalnych oczekiwaniach kursowych, gdyż założenie ortogonalności składnika \mathcal{G} i dysparytetu stóp procentowych określa jedynie warunek konieczny nieobciążoności kursu terminowego. Warunkiem dostatecznym jest natomiast brak korelacji pomiędzy dysparytetem stóp procentowych a (i) wahaniami premii za ryzyko wokół jej poziomu neutralnego oraz (ii) fluktuacjami błędów

racjonalnych oczekiwań. Skutkiem niespełnienia warunku dostatecznego mogą być oszacowania parametru φ_1 znacznie różniące się od implikowanej przez model UIP elastyczności jednostkowej (m.in. Bekaert i Hodrick, 2001). Niemożność pozytywnej weryfikacji hipotezy UIP na podstawie uproszczonego modelu (5.5) sprawia zatem, że pierwszoplanowego znaczenia nabiera analiza wahań ryzyka i próba ujęcia go *explicite* w ramach modelu empirycznego i/lub rozwiązanie alternatywnych modeli, na podstawie których formułowane są oczekiwania kursowe. Równie istotna jest decyzja o długości horyzontu czasowego w jakim jest prowadzona analiza modelu UIP, gdyż zależy od niej – w uproszczeniu – wybór pomiędzy długo- i krótkoterminowymi stopami procentowymi.

1. Premia za ryzyko

Przegląd prac poświęconych analizie wpływu premii za ryzyko na wahania kursów walutowych pozwala wyróżnić dwa podejścia (omówienie w: Kočenda i Poghosyan, 2009). W pierwszym z nich akcent jest kładziony na analizę własności szeregów czasowych zgodnie z propozycjami Engle'a i in. (1987; także: Berk i Knot, 2001). Rozważany jest alternatywny do (5.5) model, w którym zależność implikowana przez model UIP ma charakter warunkowy względem zmiennej premii za ryzyko, która jest z kolei funkcją błędu oczekiwań ε^E . Przy założeniu, że horyzont opóźnień wynosi jeden okres, analiza może być prowadzona w ramach modelu *ARCH-in-mean* (szerzej o modelach klasy ARCH np. Brzeszczyński i Kelm, 2002, rozdz. 3; Welfe, 2009, s. 135–144):

$$\Delta b_t = \varphi_0 + \varphi_1(i_{t-1}^1 - i_{t-1}^{*1}) - \varphi_3 \lambda_t + \varepsilon_t^E \quad (5.6)$$

$$\lambda_t^2 = \kappa_0 + \kappa_1 (\varepsilon_{t-1}^E)^2 \quad (5.7)$$

gdzie:

$$\varepsilon_t^E \sim N(0, \lambda_t^2).$$

Fakt, iż model wariancji warunkowej (5.6)–(5.7) charakteryzuje się większą elastycznością w odwzorowywaniu procesu generującego dane nie zaskakuje, szczególnie wtedy, gdy częstotliwość danych wykorzystywanych w badaniach jest duża. Podstawowym zastrzeżeniem, które można jednak sformułować w odniesieniu do modeli ARCH jest to, że wyniki empiryczne uzyskiwane na ich podstawie nie mają klarownej interpretacji ekonomicznej (np. Engel, 1996). W szczególności nie jest jasne, czy zazwyczaj większe zdolności predyktywne modelu (5.6)–(5.7) wynikają stąd, że równanie (5.7) istotnie opisuje mechaniz-

my, które decydują o wahaniami ryzyka kursowego i czy interpretacja parametru φ_3 jako elastyczności stopy wzrostu kursu nominalnego względem premii za ryzyko jest właściwa.

Zastrzeżenia w stosunku do astrukturalnego charakteru modeli ARCH prowadzą do położenia silniejszego akcentu na strukturalizację zależności determinujących premię za ryzyko. Czynniki decydujące o międzyokresowych dostosowaniach portfeli inwestycyjnych są uwzględniane w ramach tzw. podejścia semistrukturalnego (*semi-structural modelling approach*, przegląd w: Cuthbertson i Nitzsche, 2004), a nurtem obecnie dominującym w badaniach empirycznych jest metodologia oparta na stochastycznych czynnikach dyskontujących (*stochastic discount factors* lub *pricing kernels*, dalej: SDF).

Punktem wyjścia analizy SDF jest model wyceny aktywów definiujący wyrażoną w walucie krajowej wartość instrumentu finansowego pozbawionego ryzyka (np. rządowych obligacji zero-kuponowych, O^G) jako funkcję strumienia gotówki związanego z wykupem tego instrumentu w następnym okresie (np. Backus i in., 2001; Smith i Wickens, 2002; Kočenda i Poghosyan, 2009; także: Dobrzeniecki, 1996):

$$O_t^G = E_t(M_{t+1}^{SDF} O_{t+1}^G) \quad (5.8)$$

gdzie: M^{SDF} – stochastyczny czynnik dyskontujący. Definiując stopę zwrotu brutto z rozważanego instrumentu jako relację jego bieżącej i przyszłej ceny $R_t^G = O_{t+1}^G / O_t^G$, równanie (5.8) można zapisać alternatywnie:

$$1 = E_t(M_{t+1}^{SDF} R_t^G) \quad (5.9)$$

Rozszerzenie analizy na aktywa zagraniczne jest bezpośrednie:

$$1 = E_t(M_{t+1}^{*SDF} R_t^{*G}) \quad (5.10)$$

lub równoważnie:

$$1 = E_t(M_{t+1}^{SDF} R_t^{*G} (B_{t+1} / B_t)) \quad (5.11)$$

gdzie B oznacza nominalny kurs walutowy.

Warunki równowagi na krajowym i zagranicznym rynku finansowym są spełnione, gdy nie istnieją warunki do arbitrażu pomiędzy krajowymi i zagranicznymi instrumentami finansowymi, a stąd wynika spełnienie warunków (5.10) i (5.11) oraz:

$$E_t(M_{t+1}^{SDF} R_t^G) = E_t(M_{t+1}^{SDF} R_t^{*G} (B_{t+1} / B_t)) \quad (5.12)$$

lub alternatywnie:

$$E_t(M_{t+1}^{*SDF} R_t^{*G}) = E_t(M_{t+1}^{SDF} R_t^{*G} (B_{t+1} / B_t)) \quad (5.13)$$

Już wstępna analiza równania (5.12) pozwala stwierdzić, że stopa deprecjacji waluty krajowej jest funkcją relacji stochastycznych czynników dyskontujących M^{SDF} i M^{*SDF} . W szczególności, gdy rozważania odnoszą się do rynków kompletnych spełniona jest tożsamość definiująca implikowaną stopę deprecjacji waluty krajowej:

$$B_{t+1} / B_t = M_{t+1}^{*SDF} / M_{t+1}^{SDF} \quad (5.14)$$

Próby bezpośredniego wykorzystania równania (5.14) w analizach kursu walutowego prowadzą do tzw. paradoksu Siegela (1972). Ze względu na nierówność Jensena, zgodnie z którą dla zmiennej losowej X i wypukłej funkcji $f(\dots)$ zachodzi $f(E(X)) \leq E(f(X))$, z tożsamości (5.14) wynika wniosek, iż nie jest możliwe jednoczesne wskazanie optymalnych, zapewniających równowagę rynku walutowego, strategii inwestycyjnych dla inwestorów krajowych i zagranicznych. W szczególności, nie można jednocześnie zidentyfikować nieobciążonych oczekiwań w odniesieniu do kursu walutowego złoty/euro (dla inwestora krajowego) i kursu euro/złoty (inwestor zagraniczny), gdyż $1/E(B) \neq E(1/B)$. W praktyce ominięcie paradoksu Siegela polega na założeniu, zgodnie z którym zmienne równania (5.14) są generowane przez procesy stochastyczne o rozkładach log-normalnych i zastąpieniu równania (5.14) jego postacią log-liniową:

$$\Delta b_{t+1} = m_{t+1}^{*SDF} - m_{t+1}^{SDF} \quad (5.15)$$

Konsekwencją jest wówczas przyjęcie *implicite* założenia, zgodnie z którym inwestorzy formułują swoje oczekiwania kursowe w odniesieniu do logarytmu naturalnego kursu walutowego, ale tylko w tym przypadku $E(b) = -E(b)$ i możliwe jest rozważenie równowagi rynku walutowego, o której decydują procesy arbitrażowe na rynkach finansowych.

Założenie log-normalności SDF oznacza, że M^{SDF} jest generowane przez proces stochastyczny:

$$M_{t+1}^{SDF} = \exp(\mu_t - \pi_{(k)t} \epsilon_{(k)t+1}) \quad (5.16)$$

gdzie:

μ – skalar,

$\pi_{(k)}$ – wektor parametrów,

$\varepsilon_{(k)}$ – wektor standaryzowanych zmiennych losowych reprezentujących szoki na rynku walutowym,

$$\varepsilon_{(k)} \sim N(0, I), \quad k = 1, 2, \dots, K.$$

Przyjmując zgodnie z równaniem (5.9):

$$i_t^1 = -\ln(E_t(M_{t+1}^{SDF})) \quad (5.17)$$

i uwzględniając log-normalny rozkład M otrzymujemy:

$$\mu_t = -i_t^1 + \frac{1}{2}(\pi_{(k)t})' \pi_{(k)t} \quad (5.18)$$

Rozważenie analogicznych do (5.16)–(5.18) zależności dla M^{*SDF} , i^{*1} oraz μ^* , a następnie podstawienie uzyskanych wyników do tożsamości (5.15) prowadzi ostatecznie do uogólnienia modelu UIP:

$$\Delta b_{t+1} = i_t^1 - i_t^{*1} + \frac{1}{2}\{(\pi_{(k)t})' \pi_{(k)t} - (\pi_{(k)t}^*)' \pi_{(k)t}^*\} + (\pi_{(k)t} - \pi_{(k)t}^*)' \varepsilon_{(k)t+1} \quad (5.19)$$

w którym nadwyżkowy zwrot uzyskiwany przez inwestora krajowego w okresie przyszłym z inwestycji w aktywa zagraniczne w okresie bieżącym:

$$e_{t+1}^R = \Delta b_{t+1} - (i_t^1 - i_t^{*1}) \quad (5.20)$$

zależy od wariancji e_{t+1}^R w okresie przyszłym oraz od kowariancji e_{t+1}^R i logarytmu krajowego czynnika dyskontującego m_{t+1}^{SDF} (np. Engel, 1996; Backus i in., 2001):

$$E_t(e_{t+1}^R) = \frac{1}{2} \text{var}(e_{t+1}^R) - \text{cov}(m_{t+1}^{SDF}, e_{t+1}^R) \quad (5.21)$$

Obecność pierwszego składnika w równaniu (5.21) wynika z nierówności Jensena (*Jensen's Inequality Term*, JIT) i log-linearyzacji modelu (5.14) i nie ma w związku z tym interpretacji ekonomicznej. Zmian JIT nie można zatem łączyć z wahaniami premii za ryzyko, jednak zasadne pozostaje pytanie o skutki pominięcia JIT w standardowych modelach UIP (5.5) lub – równoważnie – pytanie o potencjalne związki pomiędzy nieuwzględnieniem JIT w modelach empirycznych i jednoczesną niemożnością pozytywnej weryfikacji hipotezy UIP. Odpowiedź jest klarowna: jeśli badania są oparte na danych o stosunkowo małej częstotliwości (miesięcznej, kwartalnej), formalny błąd specyfikacji polegający na zignorowaniu korekty wynikającej z nierówności Jensena nie powinien być przyczyną niespełnienia hipotezy UIP, a nieuwzględnienie w badaniach empirycznych pierwszego składnika w równaniu (5.21) nie powinno prowadzić do poważniejszych obciążeń ocen parametrów modelu UIP

i powinno pozostać bez wpływu na własności błędu racjonalnych oczekiwań kursowych ε^E (równanie (5.4)). Engel (1996) podsumowuje wyniki szacunków rozmiaru JIT, które przeprowadzono w latach osiemdziesiątych i na początku lat dziewięćdziesiątych ubiegłego wieku i konkluduje, że ze względu na pomijalną (*negligible*) wielkość JIT nieuwzględnienie wariancji e^R nie jest istotne dla wniosków o zależnościach między kursem walutowym i premią za ryzyko. Przegląd nowszych badań nie prowadzi do rewizji wniosków (Alexius i Sellin, 1999; Iwata i Wu, 2006) i z tej perspektywy wybór pomiędzy dwoma skrajnymi strategiami modelowania kursu walutowego, które polegają na (i) nieuwzględnianiu JIT w modelu UIP lub też na (ii) włączeniu wariancji e^R na listę zmiennych modelu z arbitralnie ustaloną wartością stojącego przy niej parametru na poziomie $\frac{1}{2}$, nie jest kluczowy. Ostatni wniosek nie musi być prawdziwy, jeśli badania są prowadzone dla danych o częstotliwości większej niż miesięczna (Baillie i Kiliç, 2006). W takim przypadku obecność JIT w log-linowej transformacji równania UIP może współdecydować o niejednorodności wariancji składnika losowego, czego skutkiem jest konieczność wykorzystania modeli klasy ARCH.

Identyfikacja kowariancji nadwyżkowego zwrotu inwestora krajowego i stochastycznych czynników dyskontujących jako determinanty premii za ryzyko w modelu UIP (5.3):

$$\lambda_t = -\text{cov}(m_{t+1}^{SDF}, e_{t+1}^R) \quad (5.22)$$

otwiera dyskusję nad endogenizacją SDF lub też identyfikacją modeli statystycznych satysfakcjonująco precyzyjnie definiujących zmienność SDF.

Przegląd literatury pozwala zidentyfikować trzy najważniejsze nurty badań.

Rozwiązaniem koncepcyjnie najprostszym jest przyjęcie założenia, iż determinanty stochastycznych czynników dyskontujących są nieobserwowalne. Analiza polega wówczas na filtracji szeregów czasowych (wykorzystywany jest zazwyczaj filtr Kalmana) w celu wyodrębnienia nieobserwowalnych determinant SDF (np. Wolff, 1987; Cheung, 1993; Nijman i in., 1993; Wolff, 2000; Bams i in., 2005; González i Launonen, 2005). Zaletą takiego rozwiązania jest możliwość konstrukcji modeli charakteryzujących się dużym stopniem objaśnienia kursu walutowego, ale należy również wskazać, że podobnie jak w przypadku modeli ARCH problemem nie znajdującym satysfakcjonującego rozwiązania pozostaje ekonomiczna, mająca wyłącznie charakter *ex post* (i nierzadko *ad hoc*) interpretacja wyników empirycznych.

Podejściem, które można przeciwstawić filtracji szeregów czasowych jest bezpośrednia implementacja teoretycznych modeli wyceny aktywów finanso-

wych, jednak i w tym przypadku pojawiają się istotne ograniczenia i wątpliwości. I tak, na podstawie analizy modelu Coxa, Ingersolla i Rossa (1985) i jego uogólnień Backus i in. (2001) wskazują, że objaśnienie anomalii premii terminowej wymaga zazwyczaj przyjęcia szeregu szczegółowych założeń. W ogólnym przypadku pozytywna weryfikacja hipotezy UIP może wymagać przyjęcia założenia o niezerowym prawdopodobieństwie wystąpienia ujemnych nominalnych stóp procentowych lub też rozważenia modelu, w którym oddziaływanie zmiennych determinujących stochastyczne czynniki dyskontujące i nominalne stopy procentowe charakteryzuje się asymetrią. Za przykład ilustrujący tę ostatnią może posłużyć wariant modelu Coxa-Ingersolla-Rossa, w którym spełnienie hipotezy UIP wymaga założenia, zgodnie z którym reakcja krajowej stopy procentowej na ekspansję monetarną będzie – zgodnie z oczekiwaniami – silniejsza niż w przypadku takiego samego wzrostu podaży pieniądza zagranicznego, ale już zmiany stochastycznych czynników dyskontujących będą przebiegały asymetrycznie – silniejsza będzie reakcja zagranicznego SDF. Podsumowując, spełnienie hipotezy UIP wymaga nałożenia na parametry modeli wyceny aktywów restrykcji, które są zazwyczaj odrzucane przez testy (Kočenda i Poghosyan, 2009).

Trzeci nurt badań determinant stochastycznych czynników dyskontujących opiera się na syntezie modeli równowagi ogólnej i wyceny aktywów kapitałowych (*consumption based capital asset pricing model*, C-CAPM). Punktem wyjścia jest problem maksymalizacji użyteczności reprezentatywnego konsumenta. Rozważenie standardowej funkcji użyteczności U i międzyokresowego ograniczenia budżetowego prowadzi do określenia warunku równowagi (np. Smith i Wickens, 2002; Groen i Balakrishnan, 2006; także: Dobrzeniecki, 2005):

$$U'(C_t^N) = D^C E_t(I_{t+1}^1 U'(C_{t+1}^N)) \quad (5.23)$$

zgodnie z którym krańcowy spadek użyteczności związany z ograniczeniem bieżącej konsumpcji w ujęciu realnym $U'(C_t^N)$ zrównuje się ze zdyskontowanym (przy dyskoncie równym D^C) oczekiwanym krańcowym wzrostem konsumpcji, która jest finansowana z inwestycji o horyzoncie jednego okresu przynoszących zwrot równy stopie procentowej I . Podzielenie równania (5.23) stronami przez $U'(C_t^N)$ i porównanie uzyskanego wyniku z równaniem (5.9) prowadzi do wniosku, że SDF jest funkcją dyskonta D^C i międzyokresowej krańcowej stopy substytucji:

$$M_{t+1}^{SDF} = D^C \frac{U'(C_{t+1}^N)}{U'(C_t^N)} \quad (5.24)$$

Implikacje zależności opisywanej przez równanie (5.24) są istotne. Przy założeniu potęgowej funkcji użyteczności (przykłady zastosowań alternatywnych postaci funkcji użyteczności w: Smith i Wickens, 2002):

$$U(C_t^N) = (C_t^N)^{1-\sigma} (1-\sigma)^{-1} \quad (5.25)$$

gdzie σ jest parametrem mierzącym awersję do ryzyka, można wykazać, że SDF jest malejącą funkcją stopy wzrostu konsumpcji:

$$m_{t+1}^{SDF} = d^C - \sigma \Delta c_{t+1}^N \quad (5.26)$$

gdzie:

$$d^C = \ln D^C.$$

Równanie (5.26) jest wyprowadzane przy wykorzystaniu funkcji użyteczności opartej na konsumpcji realnej, podczas gdy hipoteza UIP jest formułowana dla wielkości nominalnych i implikuje w związku z tym istnienie pozbawionej ryzyka nominalnej stopy procentowej. Niezbędna jest zatem stosowna korekta modelu (5.26) i uwzględnienie oddziaływania inflacji na SDF (np. Baillie i Bollerslev, 2000; Kočenda i Poghosyan, 2009):

$$M_{t+1}^{SDF} = D^C \frac{U'(C_{t+1}^N) P_t}{U'(C_t^N) P_{t+1}} \quad (5.27)$$

stochastyczny czynnik dyskontujący jest funkcją dynamiki konsumpcji w ujęciu realnym i inflacji:

$$m_{t+1}^{SDF} = d^C - \sigma \Delta c_{t+1}^N - \Delta p_{t+1} \quad (5.28)$$

a wahania premii za ryzyko definiuje następująca zależność:

$$\lambda_t = \sigma \text{cov}(\Delta c_{t+1}^N, e_{t+1}^R) + \text{cov}(\Delta p_{t+1}, e_{t+1}^R) \quad (5.29)$$

Oparcie analiz empirycznych na funkcji (5.26) lub (5.28) jest problematyczne. Naszkicowane wyżej podejście charakteryzuje się dużą prostotą i pozwala wskazać klarowne uzasadnienie dla uzmiennienia w czasie premii za ryzyko, ale jednocześnie wymaga przyjęcia szeregu nadmiernie upraszczających założeń (tutaj: ściśle określonych wartości parametrów przy stopach wzrostu konsumpcji i inflacji). Nie zaskakuje zatem fakt, że próby empirycznych zastosowań modeli premii za ryzyko wynikających wprost z analiz teoretycznych bardzo często prowadzą do konstrukcji modeli sprzecznych z informacją zawartą w szeregach czasowych (przegląd badań w: Cuthbertson i Nitzsche, 2004).

Wskazanie szerszych i dzięki temu znacznie bardziej elastycznych ram analizy zmienności premii za ryzyko wymaga rozważenia alternatywnych funkcji użyteczności. W najprostszym przypadku można uchylić założenie o separowalności w czasie użyteczności konsumenta i zastąpić równanie (5.25) jego uogólnieniem, w którym uwzględnia się wynikającą z hipotezy dochodu permanentnego trwałość nawyków konsumenta \tilde{C}^N :

$$U(C_t^N) = (C_t^N - \rho_1 \tilde{C}_t^N)^{1-\sigma} (1-\sigma)^{-1} \quad (5.30)$$

Smith i Wickens (2002) wskazują, że takie rozwiązanie zwiększa zdolność modelu C-CAPM do replikowania wahań ryzyka o większej amplitudzie, jeśli tylko dostępna jest informacja o waniach konsumpcji \tilde{C}^N i możliwa jest kalibracja odpowiednich wartości parametru ρ_1 . Jednocześnie uogólnienie funkcji użyteczności (5.25) do postaci (5.30) powoduje, że analogiczne do (5.26) lub (5.28) funkcje definiujące SDF są znacznie bardziej skomplikowane, a wnioski możliwe do sformułowania na ich podstawie na tyle ogólne, że uzasadnione staje się twierdzenie o *stricte* empirycznych podstawach specyfikacji równań stochastycznych czynników dyskontujących i premii za ryzyko. Ze względu na nieobserwowalny charakter przyzwyczajęń konsumpcyjnych wykorzystanie funkcji użyteczności (5.30) wymaga przyjęcia dodatkowych założeń. Groen i Balakrishnan (2004) rozważają przypadek, w którym nadwyżkowa konsumpcja $W^N = (C^N - \rho_1 \tilde{C}^N) / C^N$ oscyluje wokół poziomu \bar{w}^N z dokładnością do odchyłeń dynamiki konsumpcji od ścieżki równowagi $\Delta \bar{c}^N$

$$w_{t+1}^N = \kappa_1 w_t^N + (1 - \kappa_1) \bar{w}^N + f(w_t^N) (\Delta c_{t+1}^N - \Delta \bar{c}^N) \quad (5.31)$$

gdzie: $0 < \kappa_1 < 1$, $f(w_t^N)$ – nieznana funkcja wrażliwości (Campbell i Cochrane, 1999). Stochastyczny czynnik dyskontujący i premia za ryzyko są wówczas kształtowane przez czynniki nieobserwowalne, tj.:

$$m_{t+1}^{SDF} = d^C - \sigma \Delta c_{t+1}^N - \sigma \Delta w_{t+1}^N \quad (5.32)$$

oraz:

$$\lambda_t = \sigma \text{cov}(\Delta c_{t+1}^N, e_{t+1}^R) + \sigma \text{cov}(\Delta w_{t+1}^N, e_{t+1}^R) \quad (5.33)$$

W praktyce zastosowanie modelu (5.30)–(5.33) jest kłopotliwe, a rozwiązaniem rekomendowanym w literaturze jest wykorzystanie modelu czynnikowego (*factor model*):

$$m_{t+1}^{SDF} = (\kappa_2 + \kappa_3 z_t^W) + (\kappa_4 + \kappa_5 z_t^W) \Delta c_{t+1}^N \quad (5.34)$$

gdzie: z^W – zmienna aproksymująca wahania nieobserwowalnej nadwyżki konsumpcji w^N .

Uogólniając rozważania nad związkami pomiędzy postacią funkcji użyteczności inwestora i postacią funkcji determinujących SDF i premię za ryzyko należy podkreślić, iż próby zawężenia analizy wyłącznie do modeli teoretycznych są niesatysfakcjonujące. Ich rezultatem nie jest bowiem identyfikacja możliwych do bezpośredniego wykorzystania w badaniach funkcji m^{SDF} i λ , lecz jedynie specyfikacja ogólnego modelu czynnikowego (Smith i Wickens, 2002; Kočenda i Poghosyan, 2009):

$$m_{t+1}^{SDF} = \sum_{k=1}^K \tilde{\kappa}_k z_{k,t+1} \quad (5.35)$$

oraz

$$\lambda_t = \sum_{k=1}^K \tilde{\kappa}_k \text{cov}(z_{t+1}, e_{t+1}^R) \quad (5.36)$$

którego ostateczna postać musi być wynikiem pogłębionej analizy ekonometrycznej. Lista problemów wydłuża się, gdy model C-CAPM jest wykorzystywane do analizy danych o wyższej częstotliwości. Pojawia się wówczas bariera niedostępności danych o wahaniami konsumpcji, co oznacza, że oprócz problemu doboru czynników aproksymujących zmienne nieobserwowalne pojawia się konieczność zidentyfikowania zmiennych decydujących o maksymalizacji strumienia konsumpcji inwestora.

2. Struktura terminowa stóp procentowych

W rozważaniach przyjmowano dotąd, że horyzont oczekiwań kursowych wynosi jeden okres, co oznacza, że za pomocą równania (5.3) można opisać mechanizmy nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych dla aktywów finansowych o dowolnych horyzontach zapadalności. Takie założenie jest dyskusyjne, a przegląd literatury poświęconej badaniom empirycznym modelu UIP wskazuje jednoznacznie, że wybór pomiędzy – upraszczając – krótko- i długoterminowymi stopami procentowymi może mieć kluczowe znaczenie, gdy celem jest potwierdzenie hipotezy UIP. Można jednocześnie wskazać na dość wyraźną ewolucję poglądów na temat możliwości pozytywnej weryfikacji UIP lub równoważnie – nieobecności na rynkach finansowych anomalii premii terminowej. Badania, na podstawie których formułowana jest teza o występowaniu anomalii premii terminowej obejmują głównie początkowy okres obowiązywania reżimu płynnych kursów walutowych (por. Hodrick, 1987; Froot i Thaler,

1990; Engel, 1996; Jongen i in., 2008) i można w związku z tym sformułować wobec nich kilka istotnych zastrzeżeń (np. Chinn i Meredith, 2004). Po pierwsze, badania, na których podstawie była ona formułowana, oparto na stosunkowo krótkich szeregach czasowych, co w naturalny sposób stawia pod znakiem zapytania moc testów i poprawność formułowanych wniosków (np. Baillie i Bollerslev, 2000; Roll i Yan, 2000; Bekaert i Hodrick, 2001). Po drugie, skutkiem relatywnie słabego rozwoju rynków finansowych w początkowym okresie systemu kursów płynnych była mała płynność aktywów o długich terminach zapadalności, co w praktyce ograniczało badania jedynie do hipotezy UIP definiowanej dla krótkich, nieprzekraczających 12 miesięcy okresów. Problem nie jest marginalny, gdyż wyniki analiz empirycznych prowadzonych w okresach późniejszych, w których analizowano model UIP wykorzystując oprocentowanie długoterminowych instrumentów finansowych, nie są tak jednoznaczne. Po trzecie, znaczna część wczesnych badań empirycznych odnosiła się do hipotezy UIP z terminowym kursem walutowym. Wykorzystanie oprocentowania aktywów krótkoterminowych było zatem ściśle związane z większą wiarygodnością i dostępnością danych o krótkookresowych kursach terminowych.

Skutkiem rozszerzenia badań modelu UIP na długookresowe stopy procentowe była częściowa rewizja poglądu o niemożności empirycznego potwierdzenia modelu UIP i ukształtowanie się na początku bieżącego wieku konsensusu, zgodnie z którym pozytywna weryfikacja hipotezy UIP – jeśli w ogóle możliwa – wymaga rozważenia długoterminowych stóp procentowych (Juselius i MacDonald, 2004; Juselius, 2006, rozdz. 21).

W pionierskiej pracy Flood i Taylor (1997) analizują model panelowy walut 21 krajów (próba 1973–1992), w którym badany jest związek pomiędzy zmiennością kursów walutowych z relacją krajowego i zagranicznego oprocentowania średnioterminowych (trzyletnich) obligacji rządowych. Wyniki nie dają wprawdzie podstaw do twierdzenia, że rozszerzenie analizy na okres średni pozwala potwierdzić hipotezę UIP, ale jednocześnie nie pozwalają twierdzić, iż anomalia premii terminowej jest mechanizmem dominującym w kształtowaniu nominalnego kursu walutowego – ocena parametru kierunkowego φ_1 jest bliska 0,6 (równanie (5.5)), a testy statystyczne prowadzą do odrzucenia obu hipotez $\varphi_1 = 1$ i $\varphi_1 = 0$. Chinn i Meredith (2005) prezentują zbliżone wyniki analiz dla kursów niemieckiej marki, funta szterlinga i dolara kanadyjskiego wobec dolara USA dla oprocentowania aktywów pięcioletnich (próba kwartalna 1980:1–2000:4) i podkreślają, że w żadnym z rozważonych przypadków nie istnieją statystyczne podstawy do odrzucenia hipotezy o niewystępowaniu anomalii premii terminowej $\varphi_1 = 1$; oszacowanie parametru kierunkowego uzyskane w ramach estymacji panelowej jest bliskie 0,7. Chinn i Meredith (2004) rozważają z kolei związki

kursów walutowych krajów G7 (względem dolara USA) ze *stricte* długookresowym oprocentowaniem obligacji dziesięcioletnich obejmując analizą podobny okres 1983:1–2000:4 (por. także wyniki analiz dla zmiennych realnych w: Fujii i Chinn, 2001). I w tym przypadku formułowane są wnioski wspierające hipotezę UIP – estymacja panelowa wskazuje, że wartości parametru kierunkowego φ_1 mieszczą się w przedziale 0,6–0,7 i nie jest jednocześnie możliwe odrzucenie hipotezy o wprost proporcjonalnej transmisji pomiędzy dysparytetem stóp długookresowych i deprecjacją kursu walutowego.

Choć naturalnym podsumowaniem powyższej dyskusji wydaje się być wniosek, zgodnie z którym warunkiem pozytywnej weryfikacji hipotezy UIP jest wykorzystanie długookresowych stóp procentowych, to jednak wybór terminów zapadalności aktywów nie jest do końca oczywisty, a lista potencjalnych zagrożeń okazuje się stosunkowo długa. Dwa pierwsze wiążą się z dostępnością danych.

Po pierwsze, wykorzystanie oprocentowania obligacji pięcio- lub dziesięcioletnich w analizach opartych na danych miesięcznych, kwartalnych lub rocznych prowadzi do pojawienia się problemu nakładających się obserwacji (*overlapping observations*), czego bezpośrednim skutkiem jest pojawienie się komponentu MA w składniku losowym. Rozwiązaniem zapewniającym konkluzywność wnioskowania ekonometrycznego jest zastosowanie odpowiednich metod estymacji, jednak już sama obecność nakładających się obserwacji skłania do postawienia dodatkowych pytań. W szczególności, nie jest jasne, czy wykorzystanie – na przykład – metody zmiennych instrumentalnych (w analizie modelu (5.5)) lub metody największej wiarygodności (w analizie wielorównaniowej) do estymacji parametrów równania kursu złotego w reżimie kursu płynnego może prowadzić do właściwych konkluzji, jeśli próba obejmuje w takim przypadku nieco ponad 10 lat, czyli w niewielkim przybliżeniu tyle, ile wynosi termin wykupu obligacji długookresowych. Ujmując problem z innej strony należy podkreślić, że konsekwencją wykorzystania oprocentowania aktywów długoterminowych jest ograniczenie informacji zawartej w szeregach czasowych, co w przypadku dostępności relatywnie krótkich prób będzie przekładać się na osłabienie wniosków wyprowadzanych z analiz empirycznych.

Po drugie, zastrzeżenia budzi sygnalizowana już wyżej niska jakość danych o długookresowych stopach procentowych. Problemem może okazać się zapewnienie porównywalności danych, która wymaga m.in. uwzględnienia (i) różnic pomiędzy nominalnymi i faktycznymi terminami zapadalności instrumentów finansowych, (ii) jednoczesnej obecności na rynku obligacji przynoszących dochody w postaci odsetek i (iii) różnic w opodatkowaniu dochodów z obligacji (por. Chinn i Meredith, 2004). Próby weryfikacji hipotezy UIP na podstawie

ujednoczonych szeregów czasowych dla stóp długookresowych są bardzo rzadkie, a jedynym szerzej znanym opracowaniem, w którym podjęto próbę weryfikacji hipotezy UIP przy wykorzystaniu długoterminowych stóp procentowych skorygowanych o wahania wynikające ze zmiennych terminów wykupu obligacji i po uwzględnieniu płatności odsetek kuponowych jest praca Alexius (2001). Badanie obejmuje kursy walut 13 krajów OECD wobec dolara USA na podstawie znacznie wydłużonej próby kwartalnej 1957:1–1997:4. Wyniki estymacji wskazują, że o ile wykorzystanie danych nieskorygowanych prowadzi najczęściej do odrzucenia restrykcji $\varphi_1 = 1$ (co jest sprzeczne z wnioskami raportowanymi w pracach Chinn i Meredith, 2004, 2005), to oparcie analiz na ujednoczonych szeregach oprocentowania długookresowego pozwala na pozytywną weryfikację hipotezy UIP dla większości kursów walutowych.

Pomimo dość przekonywujących wniosków formułowanych na podstawie analiz prowadzonych dla długookresowych stóp procentowych, podsumowanie powyższej dyskusji konkluzją, zgodnie z którą wykorzystanie oprocentowania obligacji długoterminowych jest warunkiem koniecznym empirycznego potwierdzenia modelu UIP, nie jest uprawnione. Chinn i Meredith (2004) podkreślają, że wyniki badań Alexius (2001) budzą wątpliwości, gdyż ignorują fakt, iż w okresie objętym analizą obowiązywał zarówno system kursów płynnych, jak i reżim kursów stałych oraz okresy, w których obowiązywały restrykcje na międzynarodowe transfery kapitałów. Jeszcze inne wnioski płyną z najnowszych badań, w których wykorzystywane są dane *stricte* krótkookresowe. Chaboud i Wright (2005) analizują związki pomiędzy stopami procentowymi i kursami walutowymi *overnight* jena, marki niemieckiej i euro, franka szwajcarskiego i funta szterlinga względem dolara USA w latach 1988–2002. Wyniki są o tyle zaskakujące, że niemal jednoznacznie potwierdzają hipotezę UIP, gdy rozważane są wahania kursów walutowych w ultrakrótkich okresach (między godziną 16:30 i 21:00 czasu nowojorskiego), w których następuje wypłata odsetek z tytułu inwestycji *overnight* (godzina 17:00 czasu nowojorskiego) i jednocześnie wskazują na „rozmywanie się” relacji implikowanej przez model UIP wraz z wydłużeniem okresu, dla którego jest definiowana zmiana kursu walutowego.

Bekaert i in. (2007) zauważają, że znalezienie spójnego wytłumaczenia, które jednocześnie uzasadniałoby (i) spełnienie hipotezy UIP w okresach ultrakrótkich, (ii) trwałe odchylenia kursu walutowego od niebezpiecznego parytetu stóp procentowych w horyzontach nieprzekraczających roku oraz (iii) możliwość pozytywnej weryfikacji modelu UIP po uwzględnieniu oprocentowania długookresowego jest co najmniej kłopotliwe. Wiele otwartych pytań pozostawia – na przykład – bardzo ogólna interpretacja, zgodnie z którą krótkookresowe odchylenia od UIP wynikają z nieefektywności rynków finansowych lub

też krótkookresowych zaburzeń i dopiero uwzględnienie dłuższych horyzontów czasowych umożliwia potwierdzenie nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych (np. Froot i Thaler, 1990). Nieco dalej idą rozważania przedstawione w pracy Chinna i Mereditha (2004), gdzie analizowany jest uproszczony makromodel dekomponujący procesy dostosowawcze na krótko- i długookresowe. Punktem wyjścia jest mechanizm przestrzelenia kursu walutowego Dornbuscha (1976), którego krótkookresowym skutkiem jest nadmierna deprecjacja kursu walutowego w odpowiedzi na szok monetarny. Osłabienie waluty krajowej przekłada się na wzrost popytu zagranicznego i towarzyszący mu wzrost produkcji krajowej, co z kolei prowadzi do powiększenia luki popytowej. Skutkiem kontrakcji banku centralnego jest wzrost krótkookresowych stóp procentowych, któremu nadal towarzyszą oczekiwania aprecjacyjne wynikające z początkowej nadmiernej deprecjacji waluty krajowej. W długim okresie następuje pełne zrównoważenie systemu i dopiero wtedy możliwa staje się identyfikacja mechanizmów zgodnych z modelem UIP.

Choć powyższa interpretacja różnic między wynikami uzyskiwanymi dla modelu UIP z krótko- i długookresowymi stopami procentowymi nie budzi poważniejszych zastrzeżeń, to jej uogólnienie na wyniki uzyskiwane dla danych śróddziennych (*intradaily*) nie jest możliwe i niezbędne okazuje się odpowiednie przeformułowanie problemu. I tak, wyniki Chabouda i Wrighta (2005) uzasadniają tezę, iż zawężenie analizy wahań kursu walutowego do tych bardzo krótkich okresów, w których następują płatności odsetek, pozwala na oddzielenie zmian kursów walutowych od wahań premii za ryzyko – w ultrakrótkich przedziałach czasowych jedynym czynnikiem determinującym kurs walutowy są różnice oprocentowania i właśnie w takim przypadku możliwe jest jednoznaczne potwierdzenie hipotezy UIP (por. także: Bekaert i in., 2007). Przyjęcie takiej perspektywy stawia pod znakiem zapytania wnioski formułowane w większości badań empirycznych, w których ignorowany jest wpływ ryzyka, a ogólna rekomendacja, zgodnie z którą potwierdzenie UIP wymaga wykorzystania długo-okresowych stóp procentowych zaczyna budzić zastrzeżenia. Jeśli bowiem tylko nieznaczne wydłużenie horyzontu czasowego analizy prowadzi do pojawienia się premii za ryzyko i odrzucenia hipotezy UIP, to różnice pomiędzy modelami wykorzystującymi – w uproszczeniu – oprocentowanie aktywów rocznych i dziesięcioletnich mogą sprowadzać się w istocie do różnych determinant premii za ryzyko w różnych horyzontach czasowych. Możliwa jest również interpretacja alternatywna, iż o rozbieżnościach między wynikami uzyskiwanymi dla różnych horyzontów czasowych decyduje niespójność mechanizmów determinujących oprocentowanie krótko- i długoterminowych instrumentów finansowych.

Położenie akcentu na tę ostatnią interpretację prowadzi do weryfikacji przyjmowanego dotąd *implicite* założenia o nieobciążoności oczekiwań w odniesieniu do czasowej struktury stóp procentowych (*expectations hypotheses of the term structure*, EHTS). Zgodnie z EHTS oprocentowanie aktywów o horyzoncie zapadalności wynoszącym M miesięcy jest nieobciążonym predyktorem średniej arytmetycznej oczekiwanych stóp procentowych od aktywów o jednomiesięcznym horyzoncie zapadalności z dokładnością do premii terminowej $\tilde{\omega}^L$ (*term premium*) wyrażającej nadwyżkowy zwrot z inwestycji o dłuższym horyzoncie czasowym (wyprowadzenie w: Bekaert i Hodrick, 2001; por. także: Campbell i Shiller, 1991; Bekaert i in., 2007 oraz Kliber, 2007 i Rubaszek i in., 2009, część 2):

$$i_t^L = \frac{1}{L} \sum_{l=0}^{L-1} E_t(i_{t+l}^1) + \tilde{\omega}_t^L \quad (5.37)$$

gdzie:

i_t^L – miesięczna stopa procentowa od aktywów o L -miesięcznym terminie wykupu,

i_t^1 – stopa procentowa od aktywów jednomiesięcznych.

Uogólnienie (5.37) na relację między L -miesięcznymi (długoterminowymi) i S -miesięcznymi (krótkoterminowymi) stopami procentowymi jest bezpośrednie:

$$i_t^L = \frac{1}{K} \sum_{k=0}^{K-1} E_t(i_{t+kS}^S) + \omega_t^L \quad (5.38)$$

gdzie: $L = K \cdot S$, $K = 1, 2, 3 = \dots$

Najprostszym sposobem weryfikacji hipotezy EHTS jest estymacja parametrów modelu (Campbell i Shiller, 1991; Bekaert i in., 2007; także: Przystupa, 2002):

$$\frac{1}{K} \sum_{k=0}^{K-1} i_{t+kS}^{S} - i_t^S = \kappa_0 + \kappa_1 (i_t^L - i_t^S) + \varepsilon_t \quad (5.39)$$

w którym testuje się restrykcję $\kappa_1 = 1$; brak podstaw do jej odrzucenia jest przesłanką przemawiającą za prawdziwością hipotezy EHTS. Alternatywnym podejściem jest testowanie skointegrowania krótko- i długookresowych stóp procentowych, a potwierdzeniem jest stacjonarność *spreadu* $(i^L - i^S) \sim I(0)$ (por. Campbell i Shiller, 1987; Juselius i MacDonald, 2000; Juselius, 2006, rozdz. 21).

Nieobciążoność oczekiwań w odniesieniu do czasowej struktury stóp procentowych jest istotna w empirycznych analizach hipotezy UIP. Zauważmy, że

przy stacjonarnej premii za ryzyko z prawdziwości EHTS wynika równoważność modeli UIP z krótko- i długookresowymi stopami procentowymi:

$$\sum_{t=1}^L E_t(\Delta b_{t+l}) = L(i_t^L - i_t^{*L}) + \lambda_{t+L} \quad (5.40)$$

$$\sum_{s=1}^S E_t(\Delta b_{t+s}) = S(i_t^S - i_t^{*S}) + \lambda_{t+S} \quad (5.41)$$

a stąd płynie wniosek, że wybór horyzontu czasowego stóp procentowych powinien pozostać bez wpływu na wyniki testów hipotezy UIP w ramach stosownych modyfikacji modelu (5.5):

$$\Delta^N b_t = \varphi_0 + \varphi_1(i_{t-N} - i_{t-N}^*) + \varepsilon_t \quad (5.42)$$

gdzie:

$$\Delta^N b_t = b_t - b_{t-N}$$

$$N = \{L, S\}$$

Powyższe rozważania pozwalają wskazać dodatkową i rzadko analizowaną empirycznie przyczynę niespełnienia hipotezy UIP. Otóż, powodem odmiennego kształtowania się premii za ryzyko w krótkim i długim okresie (i tym samym przyczyną różnic między wynikami uzyskiwanymi w modelach UIP z krótko- i długookresowymi stopami procentowymi) może być niespełnienie hipotezy nieobciążoności oczekiwań w odniesieniu do czasowej struktury stóp procentowych. Zauważmy, że między L - i S -okresową premią za ryzyko oraz premią terminową wiążącą L - i S -okresowe stopy procentowe zachodzi następująca relacja (Bekaert i Hodrick, 2001):

$$\lambda_{t+L} - K\lambda_{t+S} = K(\varpi_t^{*L} - \varpi_t^L) \quad (5.43)$$

Przy założeniu stacjonarności zagranicznej premii terminowej¹ o niestacjonarności różnicy pomiędzy długo- i krótkookresową premią za ryzyko decyduje niestacjonarność krajowej premii terminowej, a to oznacza, że badania empiryczne modelu nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych powinny polegać na łącznej weryfikacji hipotez UIP i EHTS, które znajdują potwierdzenie, gdy możliwe jest nałożenie restrykcji implikowanych przynajmniej przez dwa spośród trzech modeli (5.39), (5.40) i (5.41).

Badania mające na celu ustalenie terminów zapadalności aktywów, których wykorzystanie zapewnia jednoczesne spełnienie hipotez UIP i EHTS są podej-

¹ Takie założenie nie jest nadmiernie krępujące, gdy analizowany jest kurs waluty gospodarki wschodzącej wobec walut rozwiniętych gospodarek rynkowych, a właśnie taki warunek spełnia kurs PLN/EUR.

omowane stosunkowo rzadko. Wyniki empiryczne zaprezentowane w dwóch najważniejszych opracowaniach Bekaerta i Hodricka (2001) i Bekaerta i in. (2007) nie dają dostatecznie mocnych podstaw do twierdzenia, iż rozważenie modelu z długookresowymi stopami procentowymi zwiększa prawdopodobieństwo pozytywnej weryfikacji modelu UIP. Analiza polega na testowaniu hipotez UIP i EHTS w ramach standardowego modelu VAR (badania nie obejmują testów kointegracji), w którym dla różnych par walut analizowany by system obejmujący pięć zmiennych (Bekaert i Hodrick, 2001), tj. stopę wzrostu kursu nominalnego, krajową i zagraniczną krótkookresową (trzymiesięczną) stopę procentową oraz *spready* krajowych i zagranicznych krótko- i długookresowych (pięcioletnich) stóp procentowych:

$$y_{(m)} = [\Delta b, i^S, i^{*S}, i^L - i^S, i^{*L} - i^{*S}] \quad (5.44)$$

lub model rozszerzony o oprocentowanie średniokresowe (i^M, i^{*M} – stopy roczne lub trzyletnie, Bekaert i in., 2007):

$$y_{(m)t} = [\Delta b, i^S, i^{*S}, i^L - i^S, i^{*L} - i^{*S}, i^M - i^S, i^{*M} - i^{*S}] \quad (5.45)$$

Wyniki testów statystycznych pozwalają na sformułowanie trzech wniosków:

1) wybór oprocentowania aktywów o dłuższych terminach zapadalności nie ułatwia pozytywnej weryfikacji hipotezy UIP, a odchylenia kursu walutowego od ścieżek zgodnych z modelem UIP dla stóp długookresowych nie są mniejsze niż w modelach wykorzystujących stopy krótkoterminowe;

2) istnieją mocne przesłanki do twierdzenia, że odrzucenie lub potwierdzenie hipotezy UIP w znacznie większym stopniu zależy od wyboru walut, których kurs jest analizowany. Taki rezultat wspiera hipotezę o zmiennej w czasie premii za ryzyko;

3) analiza empiryczna wskazuje na istnienie przekonujących przesłanek do odrzucenia hipotezy EHTS niezależnie od rozważanych horyzontów czasowych.

Podsumowując, przegląd prac poświęconych weryfikacji hipotezy UIP na podstawie modelu (5.5) i badań obejmujących jednoczesną weryfikację hipotez UIP i EHTS nie pozwala na wskazanie jednoznacznych apriorycznych kryteriów wyboru horyzontu czasowego analiz. Możliwe jest natomiast sformułowanie tezy, iż warunkiem empirycznego potwierdzenia hipotezy UIP jest uwzględnienie potencjalnych, a w przypadku kursów walut gospodarek wschodzących – bardzo prawdopodobnych wahań premii za ryzyko. Zastrzec należy jednak, że powyższe wnioski mają charakter warunkowy, gdyż w odniesieniu do przedstawionych

wyżej wyników empirycznych można wysunąć przynajmniej dwa poważne zastrzeżenia. Po pierwsze, analizy modelu (5.5) i jego uogólnień o hipotezę EHTS przeprowadzono przy założeniu przyrostostacjonarności nominalnego kursu walutowego. Zważywszy na fakt, że większość z rozważanych analiz była oparta na stosunkowo krótkich próbach, założenie stacjonarności zmiennych w modelach (5.44) i (5.45) może budzić zastrzeżenia, a zignorowanie w badaniach empirycznych problemu skointegrowania zmiennych może prowadzić do uzasadnionych wątpliwości, czy wnioski formułowane na podstawie testów statystycznych mają satysfakcjonująco mocne podstawy. Po drugie, dyskusji wymaga proces formułowania oczekiwań kursowych. Jeśli przyjąć, że w stosunkowo krótkich okresach oczekiwania kursowe mogą odbiegać od ścieżek zgodnych z hipotezą racjonalnych oczekiwań, to oprócz konieczności właściwego ujęcia ryzyka pojawia się dodatkowy problem, którym jest precyzyjna identyfikacja własności procesów generujących oczekiwania.

3. Oczekiwanie kursowe. Model CHEER

Model nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych (5.5) jest wyprowadzany przy założeniu racjonalnych oczekiwań, zgodnie z którym podmioty gospodarcze dysponują pełną informacją o zależnościach determinujących kurs walutowy, tj. znają pełną listę determinant kursu walutowego i strukturę zależności przyczynowo-skutkowych (szerzej o założeniach REH np. Osińska, 2000; Welfe, 2009, s. 210–215), a to z kolei oznacza, że oczekiwania kursowe nie są obarczone systematycznymi błędami. Hipoteza REH jest zatem niezwykle atrakcyjna, gdyż pozwala na natychmiastowe przekształcenie modelu UIP (5.3) z nieobserwowalnymi oczekiwaniami kursowymi do postaci (5.5), której poprawność może być już testowana. Rutynowa akceptacja założeń REH w analizach kursu walutowego budzi jednak zastrzeżenia. Z praktycznego punktu widzenia istotne są dwa wątki krytyki. Pierwszy związany jest z faktem, że akceptacja REH jest równoważna założeniu, zgodnie z którym (i) dostosowania cen na rynkach finansowych muszą przebiegać w kierunku poziomów wyznaczanych przez zmienne fundamentalne, a (ii) transmisja impulsów między rynkami finansowymi i sferą realną gospodarki jest jednokierunkowa – zaburzenia w sferze realnej indukują dostosowania cen, podczas gdy wahania tych ostatnich nie wpływają – w uproszczeniu – na poziom produkcji. Implikacje są poważne, gdyż ostatecznym skutkiem przyjęcia założeń REH jest *stricte* długookresowy charakter analizy empirycznej, a warunkiem osiągnięcia równowagi na rynku

towarowym jest stacjonarność realnego kursu walutowego i dysparytetu krajowej i zagranicznej realnej stopy procentowej (por. Juselius, 2010a). Wniosek o zbieżności krajowych i zagranicznych cen i nominalnego kursu walutowego do równowagi *steady state* stoi jednak bardzo często w sprzeczności z własnościami procesów generujących zmienne realne i nominalne, które w próbach o typowej długości wykazują cechy procesów $I(1)$ lub $I(2)$ (np. Juselius, 2006, s. 21–32 i 311; Majsterek, 2008, s. 206 i n.).

Drugi wątek krytyki REH wynika stąd, że hipoteza racjonalnych oczekiwań jest nadal jednym z najważniejszych rozwiązań przyjmowanych w analizach makroekonomicznych, ale coraz częstsze staje się wykorzystanie konkurencyjnych modeli oczekiwania, które zapewniają nie mniej precyzyjną aproksymację własności procesów generujących dane w krótszych próbach. Oprócz podejść najprostszych, polegających – na przykład – na założeniu adaptacyjnego charakteru oczekiwań, rozważane są rozwiązania znacznie bardziej złożone, w których uwzględnia się proces kumulowania wiedzy (przegląd w: Evans i Honkapohja, 2001; także: Osińska, 2000). Zgodnie z hipotezą adaptacyjnego uczenia się (*adaptive learning hypothesis*, ALH) podmioty gospodarcze formułują oczekiwania na podstawie modeli prognostycznych, których parametry są estymowane na podstawie napływających na bieżąco danych. Bystrov i Staszewska-Bystrova (2010) wskazują, że już w przypadku wykorzystania stosunkowo prostych schematów gromadzenia wiedzy, moc testu racjonalnych oczekiwań wobec alternatywy, którą jest model adaptacyjnego uczenia się, może być tak mała, że dyskryminacja między REH i ALH jest obciążona dużym ryzykiem błędu.

Proces kumulowania wiedzy i mechanizm adaptacyjnego uczenia się odgrywa istotną rolę w konkurencyjnym do hipotezy racjonalnych oczekiwań nurcie teoretycznym opartym na założeniu o niepełnej wiedzy podmiotów gospodarczych (rozdz. III). Własności modeli opartych na hipotezie IKE wskazują, że stopień zintegrowania zmiennych (np. w modelu UIP) jest o 1 większy niż w przypadku prawdziwości hipotezy racjonalnych oczekiwań. Juselius (2010a) ilustruje ten problem na przykładzie dysparytetu nominalnych stóp procentowych. Punktem wyjścia jest założenie, zgodnie z którym nominalne stopy procentowe są generowane przez ścieżkę losową, na którą nakładają się korekty strategii prognostycznych h :

$$i_t = i_{t-1} + \varepsilon_t + h_t \quad (5.46)$$

gdzie ε jest białym szumem. Jeśli h jest generowane przez proces o własnościach zbliżonych do procesu $I(1)$, to ze względu na kumulowanie się szoków $h - h^*$ dysparytet nominalnych stóp procentowych:

$$i_t - i_t^* = (i_0 - i_0^*) + \sum_{l=1}^t (h_l - h_l^*) + \sum_{l=1}^t (\varepsilon_l - \varepsilon_l^*) \quad (5.47)$$

będzie zintegrowany w stopniu bliskim 2. Uzyskanie takiego wyniku jest pośrednim dowodem na poprawność założenia o formułowaniu oczekiwań zgodnie z założeniami IKE. Założenie racjonalnych oczekiwań implikuje z kolei $h - h^* = 0$; drugi składnik w równaniu (5.47) jest równy zero, co ze względu na kumulację szoków $\varepsilon - \varepsilon^*$ decyduje o zintegrowaniu dysparytetu stóp nominalnych w stopniu pierwszym.

Wybór modelu Frydmana i Goldberga (2007) do empirycznych badań kursu walutowego oznacza powiązanie oczekiwań kursowych z niepewnością inwestorów (*uncertainty premium*), o której decydują ogólnie definiowane nierównowagi (*gap effects*). Zbliżone podejście jest z powodzeniem wykorzystywane w historycznie wcześniejszych, zaproponowanych na początku ostatniej dekady ubiegłego wieku przez Katarinę Juselius modelach kursów walutowych równowagi uwzględniających przepływy kapitałowe (*capital enhanced equilibrium exchange rate*, CHEER², Juselius, 1991, 1995; Johansen i Juselius, 1992; Juselius i MacDonald, 2000, 2004, 2006).

Celem badań prowadzonych w ramach modeli CHEER jest synteza modeli PPP i UIP w obrębie jednego systemu VAR, a podstawą do jej podjęcia są trwałe odchylenia kursu od ścieżki wyznaczonej przez relatywne ceny. Juselius (1995) argumentuje, że w badaniach zależności pomiędzy gospodarką krajową a gospodarkami zagranicznymi analizie należy poddać jednocześnie procesy zachodzące na rynkach towarowych, które pozostają w równowadze, gdy spełniony jest parytet siły nabywczej walut, i procesy charakteryzujące rynki kapitałowe, których równowagę zapewniają mechanizmy opisywane przez nieubezpieczony parytet stóp procentowych. Przyjmując nieco inny punkt widzenia można argumentować, że niestacjonarność realnego kursu walutowego, wynikająca, na przykład, z różnic dynamiki wzrostu produktywności czynników produkcji w kraju i za granicą lub też z będąca konsekwencją nierównowagi w sektorze fiskalnym, implikuje nierównowagę rachunku obrotów bieżących (por. Juselius i MacDonald, 2000, 2004; Juselius, 2006, rozdz. 21). To ostatnie musi mieć z kolei swoje odzwierciedlenie w przepływach kapitałów rejestrowanych na rachunku kapitałowym bilansu płatniczego, więc utrzymująca się w dłuższym czasie rozbieżność trajektorii nominalnego kursu walutowego i ścieżki cen relatywnych powinna prowadzić do niestacjonarności różnic pomiędzy krajowymi i zagranicznymi stopami procentowymi. Takie

² Nazwę takiego podejścia w modelowaniu kursów walutowych zaproponowali Clark i MacDonald, 1999.

sformułowanie problemu prowadzi do empirycznej weryfikacji hipotez o skoin-tegrowaniu zmiennych tworzących system obejmujący zmienne obecne w relac-jach parytetowych PPP i UIP:

$$y_{(m)} = [b, p, p^*, i, i^*; i'_{(k)}] \quad (5.48)$$

W uproszczonym wariacie modelu CHEER mechanizm formułowania oczekiwań kursowych jest oparty na racjonalnych oczekiwaniach. Przy założe-niu, że oczekiwany kurs walutowy odpowiada cenom relatywnym

$$E_t(b_{t+1}) = p_t - p_t^* \quad (5.49)$$

modele PPP i UIP redukują się do systemu CHEER wiążącego realny kurs walutowy z odchyleniami krajowych stóp procentowych od stóp zagranicznych:

$$b_t - p_t + p_t^* = -(i_t - i_t^*) + \varepsilon_t \quad (5.50)$$

Uogólnienie powyższego podejścia polega na uwzględnieniu potencjalnych związków między oczekiwaniami kursowymi i własnościami procesów stochas-tycznych generujących zmienne modelu CHEER (por. Juselius, 1995). Warunek stacjonarności reszt ε jest spełniony, gdy związki implikowane przez teorię znajdują bezpośrednie potwierdzenie w danych, tj.:

$$(b_t - p_t + p_t^*) \sim I(0) \text{ i } (i_t - i_t^*) \sim I(0) \quad (5.51)$$

lub gdy realny kurs walutowy i różnica między nominalnymi stopami procento-wymi są zintegrowane w stopniu pierwszym

$$(b_t - p_t + p_t^*) \sim I(1) \text{ i } (i_t - i_t^*) \sim I(1) \quad (5.52)$$

ale są jednocześnie powiązane zależnością kointegrującą. Mechanizm formułow-ania oczekiwań kursowych można ująć następująco:

$$E_t(b_{t+1}) = \omega_1(p_t - p_t^*) + \omega_2(i_t - i_t^*) \quad (5.53)$$

gdzie ω_1 i ω_2 są wagami nadawanymi relatywnym cenom i różnicy stóp procen-towych. Takie sformułowanie problemu uzasadnia rozważenie modelu CHEER:

$$(b_t - \omega_1(p_t - p_t^*) + (1 - \omega_2)(i_t - i_t^*)) \sim I(0) \quad (5.54)$$

w którego ramach można testować restrykcje implikowane przez modele PPP i UIP oraz analizować zależności przyczynowo-skutkowe zachodzące pomiędzy kursem walutowym, cenami i stopami procentowymi. Łatwo jednocześnie

zauważyć, że relacja (5.54) odpowiada pierwszemu wektorowi kointegrującemu w scenariuszu REH5 (tab. 3.1).

Rozszerzenia modelu CHEER zaproponowano w pracach Juselius i MacDonalda (2000, 2004, 2006) (por. także: Juselius, 2006, rozdz. 21; Welfe i in., 2006; Kęłowski i Welfe, 2010), a ich głównym celem było włączenie do analizy struktury czasowej stóp procentowych oraz parytetu realnych stóp procentowych (tzw. równanie Fishera). Podobnie jak w modelu (5.54) punktem wyjścia jest parytet siły nabywczej walut i nieubezpieczony parytet stóp procentowych, tym razem zdefiniowany dla oprocentowania obligacji długoterminowych o terminie zapadalności $t + L$:

$$E_t(b_{t+L}) - b_t = i_t^L - i_t^{*L} \quad (5.55)$$

Zgodnie z modelami czasowej struktury stóp procentowych stopy długoterminowe są średnią ważoną bieżącej stopy procentowej i oczekiwanych stóp oprocentowania aktywów krótkoterminowych, co implikuje stacjonarność relacji pomiędzy oprocentowaniem krótko- i długoterminowym:

$$(i_t^L - i_t^S) \sim I(0) \quad \text{i} \quad (i_t^{*L} - i_t^{*S}) \sim I(0) \quad (5.56)$$

gdzie S oznacza termin zapadalności aktywów krótkoterminowych. Z kolei parytet realnych stóp procentowych zachodzi, gdy:

$$(r_t^L - r_t^{*L}) \sim I(0) \quad (5.57)$$

gdzie:

$$r_t^L = i_t^L - E_t(\Delta p_{t+L}) / L,$$

$$r_t^{*L} = i_t^{*L} - E_t(\Delta p_{t+L}^*) / L.$$

Idea rozwiązania zaproponowanego przez Juselius i MacDonalda (2000, 2004, 2006) jest analogiczna do podejścia zastosowanego w przypadku niestacjonarności realnego kursu walutowego i niestacjonarności różnicy pomiędzy krajową i zagraniczną stopą procentową (5.52). W odniesieniu do oczekiwań kursowych przyjmuje się założenie, że oczekiwana zmiana nominalnego kursu walutowego jest liniową kombinacją relatywnej inflacji, dysparytetu nominalnych stóp procentowych dla aktywów o krótkim terminie zapadalności i odchyłń kursu nominalnego od ścieżki wyznaczanej przez relatywne ceny:

$$E_t(\Delta b_{t+1}) = -\omega_1 q_t + \omega_2 E_t(\Delta p_{t+1} - \Delta p_{t+1}^*) + \omega_3 E_t(i_{t+1}^S - i_{t+1}^{*S}) \quad (5.58)$$

gdzie: $E_t(\Delta b_{t+1}) = E_t(b_{t+1}) - b_t$.

Równanie (5.58) koresponduje bezpośrednio z pierwszym wektorem kointegrującym w scenariuszu IKE6, jednak jego operacjonalizacja wymaga przyjęcia dodatkowego, ale w świetle koncepcji IKE mało krępującego założenia o równości stopni zintegrowania procesów generujących $E_t(b_{t+1})$, b_{t+1} i b_t . Uwzględniając zatem, iż $E_t(\Delta b_{t+1}) \sim I(0)$, system łączący mechanizmy opisywane przez modele PPP, UIP, czasową strukturę stóp procentowych i tożsamość Fishera można zapisać następująco:

$$(-\omega_1 q_t + \omega_2 (\Delta p_t - \Delta p_t^*) + \omega_3 (i_t^S - i_t^{*S}) - (i_t^L - i_t^{*L})) \sim I(0) \quad (5.62)$$

a korespondujący z nim model CHEER:

$$y_{(m)} = [q, \Delta p, \Delta p^*, i^S, i^{*S}, i^L, i^{*L}; i'_{(k)}]' \quad (5.63)$$

Zależności parytetowe – PPP, UIP, struktura terminowa stóp procentowych oraz równanie Fishera – są szczególnymi przypadkami modelu (5.62), a ich zgodność z informacją zawartą w szeregach czasowych może być testowana. W przypadku odrzucenia hipotez o skointegrowaniu zmiennych w ramach rozdzielnie rozważanych zależności parytetowych istnieje możliwość analizy stacjonarności ich kombinacji. Możliwe jest również prowadzenie szczegółowej analiz kierunku zależności przyczynowo-skutkowych wiążących zmienne.

Podsumowanie

Niezależnie od faktu, że w analizach teoretycznych modele parytetu siły nabywczej walut i nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych znajdują zazwyczaj interpretację równań opisujących wahania kursów walutowych w długim i krótkim okresie, jednoczesne uwzględnienie w analizach kointegracyjnych zmiennych obecnych w obu relacjach parytetowych nie jest warunkiem wystarczającym identyfikacji trajektorii równowagi, wzdłuż której będą przebiegać dostosowania kursu walutowego. Przeprowadzona wyżej dyskusja pozwala wskazać trzy poważne trudności napotymane przy konstrukcji modelu CHEER wiążącego w jeden system modele PPP i UIP.

1. Przyczyną niemożności identyfikacji warunków równowagi kursu walutowego mogą być wahania ryzyka walutowego, które nie zostało zdyskontowane w waniach nominalnych stóp procentowych. Rozszerzenie modelu CHEER o dodatkowe zmienne aproksymujące „nadwyżkowe” fluktuacje premii za ryzyko nie jest zadaniem trywialnym. Analiza modelu C-CAPM wskazuje, że w przypadku rozważenia tylko nieco bardziej złożonych funkcji użyteczności

reprezentatywnego konsumenta określenie listy zmiennych aproksymujących premię za ryzyko jest problematyczne. Alternatywne rozwiązanie polega na wykorzystaniu bezpośrednich miar ryzyka walutowego (np. wycen kontraktów CDS, *Credit Default Swap*; szersza dyskusja w rozdz. VI), ale i w tym przypadku otwarty pozostaje problem identyfikacji determinant rynkowych miar ryzyka walutowego.

2. Równie poważne problemy wiążą się z wyborem terminów zapadalności instrumentów finansowych, których oprocentowanie jest wykorzystywane w równaniu UIP. Przegląd literatury wskazuje, że częściej rekomendowane jest użycie oprocentowania długoterminowego, jednak najnowsze badania modelu nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych prowadzą do przynajmniej częściowej rewizji tezy, iż potwierdzenie hipotezy UIP jest mniej prawdopodobne dla stóp krótkoterminowych.

3. Uogólnienie specyfikacji modeli empirycznych poprzez jednoczesne uwzględnienie oprocentowania instrumentów finansowych o różnych terminach zapadalności może ułatwić pozytywną weryfikację hipotezy UIP, jednak wiąże się z dodatkowymi zagrożeniami wynikającymi z niejawnego rozszerzenia analizy na nieobserwowalną krajową i zagraniczną premię terminową.

Rozdział VI

MODEL CHEER KURSU ZŁOTY/EURO W OKRESIE 1999:01–2011:06

Wprowadzenie

W drugim etapie empirycznej analizy kursu PLN/EUR podjęto próbę konstrukcji modelu CHEER. Podobnie jak w przypadku modelu parytetu siły nabywczej walut badania prowadzono wariantowo. Po pierwsze, wstępna analiza polegała na identyfikacji własności modeli CHEER dla poziomów zmiennych (model (5.48)) zawierających zamiennie długo- lub krótkoterminowe stopy procentowe (trzymiesięczne stawki rynku międzybankowego lub oprocentowanie obligacji dziesięcioletnich). W obu przypadkach zbadano własności modeli VEC- $I(1)$ konstruowanych na podstawie prób 1999:01–2008:06 i 1999:01–2011:06 i dodatkowo wyróżniono okres 1999:01–2009:09 co wynikało z faktu, iż w modelu CHEER z krótkookresowymi stopami procentowymi wyraźniejsze oznaki zmian strukturalnych wywołanych kryzysem *subprime* zaznaczają się dopiero w ostatnim kwartale 2009 r. (Kelm, 2011). Po drugie, uwagę zwrócono na potencjalne symptomy obecności zmiennych $I(2)$, czego konsekwencją byłaby konieczność oparcia badań na modelach VEC- $I(2)$ lub przeprowadzenia testów homogeniczności długookresowej i – w przypadku jej potwierdzenia – przeprowadzenie analizy kointegracyjnej $I(2)$ -w- $I(1)$. Po trzecie, nie wykluczono *a priori*, że o wahaniami kursu złotego współdecydowały wahania premii za ryzyko niezdyskontowanej w stopach procentowych. Przy wyborze zmiennych aproksymujących ryzyko walutowe wykorzystano wyniki wcześniejszych badań empirycznych zawartych m.in. w pracach Kelma i Bęzy-Bojanowskiej (2005), Kelma (2010a, 2010b i 2011) oraz w pracach Bęzy-Bojanowskiej (2008, 2009) i Bęzy-Bojanowskiej i MacDonalda (2009). Empiryczne potwierdzenie znalazła sformułowana w niektórych z tych prac hipoteza, zgodnie z którą wahania ryzyka walutowego mogą być reprezentowane przez wahania krótkoterminowego długu sektora rządowego. Zweryfikowano także hipotezę o zależności realnego kursu PLN/EUR od wahań ryzyka globalnego.

1. Empiryczne modele CHEER – przegląd i dyskusja

Przegląd badań empirycznych prowadzi do wniosku, że konstrukcja modeli CHEER obejmuje zazwyczaj dwa etapy. W pierwszym testowane są zależności parytetowe, tj. modele PPP i UIP, hipoteza EHTS i parytet realnych stóp procentowych. W przypadku niezgodności modeli teoretycznych z informacją zawartą w próbie testuje się stacjonarność kombinacji liniowych związków wynikających z modeli teoretycznych. Analiza jest prowadzona przy ustalonym uprzednio rzędzie kointegracji, a restrykcje są nakładane jednocześnie na wszystkie wektory kointegrujące. W drugim etapie dokonuje się strukturalizacji relacji równowagi, która polega na nakładaniu na kolejne wektory kointegrujące tych restrykcji, które nie zostały odrzucone w etapie pierwszym.

Skutki zastosowania powyższej strategii są dość zaskakujące, gdyż wyniki badań empirycznych wskazują, że może ona prowadzić do konstruowania modeli, w których kurs walutowy okazuje się zmienną słabo egzogeniczną lub też precyzja oszacowań parametrów korekty błędem w równaniach kursu walutowego jest na tyle mała, że uzasadnia pytanie o to, czy modele CHEER rzeczywiście pozwalają na identyfikację i kwantyfikację takich wektorów kointegrujących, które można interpretować w kategoriach równań równowagi kursu walutowego. W szczególności badania Juselius i MacDonalda (2004) koncentrujące się na powiązaniach finansowych pomiędzy gospodarkami USA i Japonii sugerują, że w modelu obejmującym realny kurs walutowy JPY/USD (deflowany indeksem CPI), rentowności dziesięcioletnich obligacji oraz inflację mierzoną stopami wzrostu cen konsumenta w Japonii i USA (próba miesięczna 1978:07–1998:01) kurs realny jest *de facto* zmienną słabo egzogeniczną. W przypadku rozszerzenia modelu o krótkookresowe stopy procentowe możliwa jest jedynie identyfikacja dostosowań kurs realnego do wektora kointegrującego definiującego z dokładnością do stałej równość *spreadów*, $i^L - i^S = i^{*L} - i^{*S} + \mu$, przy czym, zważywszy na liczebność wykorzystanych szeregów czasowych, precyzja szacunku parametru korekty błędem nie jest przekonująca (iloraz $t = 2,5$) i może prowadzić do pytania o to, czy rozszerzony model CHEER jest właściwym środowiskiem analizy kursu walutowego JPY/USD.

Znacznie bardziej obiecujące wyniki uzyskano w modelu wiążącym stopy procentowe i kurs walutowy dla gospodarek Niemiec i USA (Juselius i MacDonald, 2000). I w tym przypadku model z długoterminowymi stopami procentowymi może budzić zastrzeżenia, ze względu na małe ilorazy t związane z ocenami parametrów korekty błędem w równaniu kursu realnego, ale wyniki estymacji systemu rozszerzonego o oprocentowanie krótkoterminowe nie budzą już

poważniejszych zastrzeżeń ($t = 3,5$) – kurs marki wobec dolara USA dostosowuje się wzdłuż wektora kointegrującego opisującego związek kursu realnego z dysparytetem stóp procentowych, $(i^L - \Delta p) - (i^{*L} - \Delta p^*) + 0,0096q \sim I(0)$. W analizie powiązań finansowych pomiędzy gospodarkami Danii i Niemiec Juselius (2006, rozdz. 21) konstruuje dwa analogiczne systemy CHEER na podstawie próby kwartalnej 1997:1–2003:1. W obu przypadkach okazuje się, że żadna ze zidentyfikowanych relacji kointegrujących nie jest atraktorem dla realnego kursu walutowego korony wobec marki niemieckiej.

Powyższa krytyka modeli CHEER nie zmienia faktu, że są one właściwym narzędziem weryfikacji hipotez zakładających prawdziwość relacji parytetowych PPP, UIP, EHTS oraz równania Fishera i właśnie taki jest cel budowy większości empirycznych modeli CHEER. Implikacje słabej egzogeniczności są jednak poważne: jeśli pierwszy etap budowy modelu CHEER polega na poszukiwaniu tych relacji parytetowych, które spełniają warunek stacjonarności i które stają się w następnym etapie składowymi modelu CHEER, to trudność ze wskazaniem wektorów kointegrujących będących atraktorami kursu walutowego może świadczyć o potrzebie rozszerzenia standardowych modeli CHEER o zmienne niosące dodatkową informację o wahanich kursów realnych.

Przegląd literatury wskazuje, że premia za ryzyko jest rzadko uwzględniana w modelach CHEER *explicite*. Położenie akcentu na potencjalną rolę ryzyka walutowego w objaśnieniu wahań kursu walutowego wymaga uzupełnienia dyskusji poświęconej modelom UIP i CHEER o kilka dodatkowych wątków.

Najpoważniejsza wątpliwość jaką można sformułować w odniesieniu do empirycznych modeli CHEER wynika z faktu, że rozszerzenie analizy na hipotezę czasowej struktury stóp procentowych i jednocześnie pominięcie premii za ryzyko może uniemożliwić identyfikację wektora kointegrującego opisującego warunki równowagi kursu walutowego. Uzasadnienia dla takiej tezy dostarcza analiza tożsamości (5.43) wiążącej wahania premii terminowej z wahaniami długo- i krótkookresowej premii za ryzyko (por. Kelm, 2011). Przyjmując założenie o pomijalnych wahanich premii terminowej za granicą ϖ^{*L} łatwo zauważyć, że równoważna ze spełnieniem EHTS stacjonarność krajowej premii terminowej implikuje stacjonarność długo- i krótkookresowej premii za ryzyko lub też ich wzajemne skointegrowanie. W pierwszym przypadku (stacjonarność λ_{t+L} i λ_{t+S}) nieuwzględnienie premii za ryzyko nie powoduje żadnych konsekwencji, a kurs walutowy może być modelowany alternatywnie dla stóp długo- i krótkoterminowych. Także w drugim przypadku wybór między stopami długo- i krótkoterminowymi nie jest istotny – pierwszorzędno znaczenia nabiera aproksymacja ryzyka, którego zmiany w obu horyzontach czasowych są indukowane przez ten sam trend stochastyczny. Analiza komplikuje się, gdy

zgodnie z wynikami relacjonowanymi przez Bekaerta i in. (2007) rozważyć niespełnienie EHTS, tj. niestacjonarność premii terminowej ϖ^{*L} . Możliwe są wówczas trzy warianty: (i) niestacjonarność premii za ryzyko w krótkim okresie i jej stacjonarność w okresie długim, (ii) stacjonarność premii krótkookresowej i niestacjonarność w okresie długim oraz (iii) niestacjonarność ryzyka w obu horyzontach czasowych przy jednoczesnym braku ich skointegrowania. Jeśli celem analizy jest konstrukcja modelu, w którym możliwe będzie zidentyfikowanie warunku równowagi kursu walutowego, to wariantach (i) i (ii) analiza może zostać zredukowana do wyboru między modelem CHEER z długo- lub krótkoterminowymi stopami procentowymi i stacjonarną premią za ryzyko. Rozszerzenie modelu CHEER polegające na jednoczesnym uwzględnieniu hipotezy EHTS nie będzie wówczas warunkiem identyfikacji równowagi kursu walutowego. W wariacie (iii), gdy długo- i krótkookresowa premia za ryzyko są niestacjonarne i nie wiąże ich relacja kointegracyjna, rozszerzenie analizy UIP na hipotezę terminowej struktury stóp procentowych jest równoważne rozszerzeniu *implicite* modelu CHEER o dwie nieobserwowalne charakterystyki ryzyka. W takim przypadku właściwa aproksymacja tych ostatnich jest warunkiem koniecznym konstrukcji modelu kursu walutowego zgodnego z modelem UIP i pozytywnej weryfikacji EHTS.

Powyższe rozważania pozwalają wskazać dwa kluczowe obszary badań modeli CHEER kursu PLN/EUR. Po pierwsze, rozstrzygnięcia wymaga kwestia wyboru pomiędzy długo- i krótkoterminowymi stopami procentowymi. Przegląd empirycznych modeli CHEER kursu złotego wskazuje, że dysparytet długoterminowych stóp procentowych jest zmienną częściej wykorzystywaną do aproksymacji mechanizmów decydujących o przepływach kapitałów międzynarodowych (Welfe i in., 2006; Bęza-Bojanowska, 2008, 2009; Bęza-Bojanowska i MacDonald, 2009, Kęłowski i Welfe, 2010, 2012, Wdowiński 2010, 2011), ale można jednocześnie wskazać badania, w których identyfikowane są równania równowagi wiążące kurs złotego z krótkoterminowymi stopami procentowymi i aproksymantami ryzyka walutowego (Przystupa, 2002, Kelm i Bęza-Bojanowska, 2005, Kelm i Karp, 2005 oraz Kelm, 2010a, 2010b, 2011). Po drugie, ważnym punktem w dyskusji jest problem aproksymacji ryzyka walutowego. Wniosek o oddziaływaniu ryzyka na realny kurs PLN/EUR formułują także Kęłowski i Welfe (2012) oraz Kęłowski (2012), którzy w modelu CHEER z długoterminowymi stopami procentowymi wahania premii za ryzyko aproksymują wycenami kontraktów CDS (*Credit Default Swap*). Prezentowana w dalszej części rozdziału dyskusja (punkt 3) wskazuje jednak na możliwość przyjęcia rozwiązań alternatywnych polegających na wykorzystaniu modeli

wyceny aktywów i powiązania wahań ryzyka z tymi zmiennymi makroekonomicznymi, na które może oddziaływać polityka monetarna, a przede wszystkim – polityka fiskalna.

2. Model CHEER kursu złoty/euro – wstępne wyniki

Empiryczną analizę modelu CHEER kursu PLN/EUR przeprowadzono wariantowo. Rozważono alternatywne próby obejmujące okresy 1999:01–2008:06, 1999:01–2009:09 i 1999:01–2011:06. Przyczyny podjęcia badań modelu CHEER w próbie 1999:01–2008:06 są klarowne: przedstawiona w rozdziale IV analiza kointegracyjna modelu PPP wskazuje na obecność pierwiastków wybuchowych (tab. 4.8), więc rozszerzenie modelu $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}; t'_{(k)}]'$ o stopy procentowe i ponowna analiza modułów największych pierwiastków macierzy stowarzyszonej (4.19) jest najprostszym sposobem identyfikacji potencjalnych przyczyn niespełnienia parytetu złotego względem euro przed kryzysem *subprime*. Wyróżnienie próby 1999:01–2009:09 jest z kolei motywowane wynikami prac Kelma (2010a, 2011), w których oceny parametrów równowagi w modelu CHEER z krótkoterminowymi stopami procentowymi i premią za ryzyko okazały się stabilne niezależnie od objęcia badaniami dostosowań mających miejsce w apogeum kryzysu *subprime*.

W badaniach wykorzystano stopy procentowe reprezentowane przez (i) oprocentowanie obligacji dziesięcioletnich w Polsce i w strefie euro (dalej odpowiednio: i^L i i^{*L}) oraz (ii) trzymiesięczne stopy rynku międzybankowego WIBOR 3M i EURIBOR 3M (i^S, i^{*S}). Analizie poddano węższą specyfikację modelu CHEER:

$$y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}, i, i^*; t'_{(k)}] \quad (6.1)$$

gdzie:

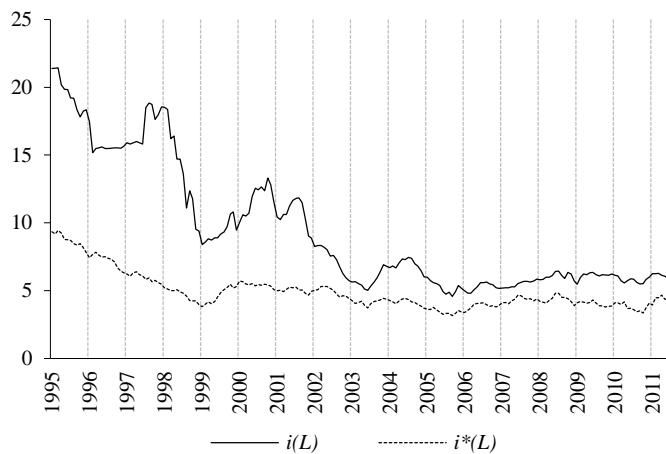
$$i = \ln(1 + I/1200),$$

$$i^* = \ln(1 + I^*/1200),$$

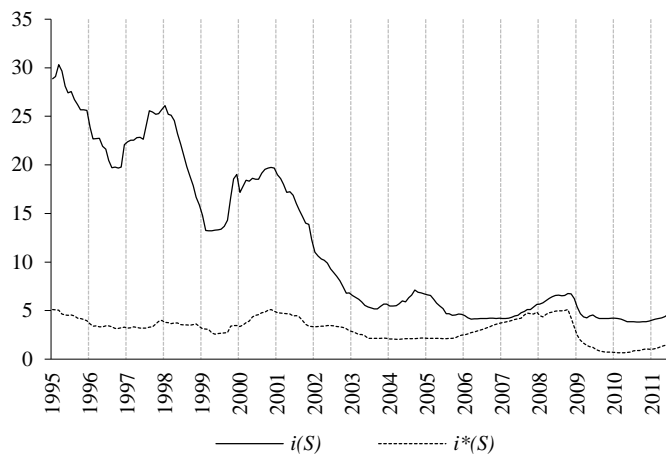
I, I^* – nominalne stopy procentowe od aktywów denominowanych w złotych i w euro (%; stopy roczne),

$t_{(k)}$ – wektor zmiennych deterministycznych.

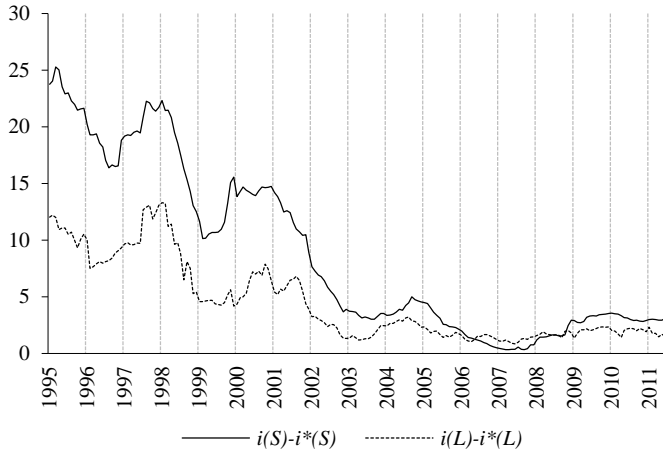
Stopy długo- i krótkoterminowe uwzględniono zamiennie. Przyjęcie takiego rozwiązania uzasadniają wnioski z dyskusji przeprowadzonej w rozdziale V.



Rysunek 6.1. Długoterminowe nominalne roczne stopy procentowe w Polsce i strefie euro, 1995:01–2011:06



Rysunek 6.2. Krótkoterminowe nominalne roczne stopy procentowe w Polsce i strefie euro, 1995:01–2011:06



Rysunek 6.3. Dysparytety krótko- i długoterminowych nominalnych rocznych stóp procentowych w Polsce i strefie euro, 1995:01–2011:06

Zanalizowano również warianty modeli VEC zawierające w przestrzeni kointegrującej wyraz wolny lub trend deterministyczny. Przesłanki przemawiające za poszerzeniem modeli VEC o trend wskazano już w rozdziale IV. W rozważanym tutaj modelu CHEER kursu PLN/EUR dodatkowe uzasadnienie obecności trendu wynika z porównania wahań długo- i krótkoterminowych stóp nominalnych w Polsce (i^L , i^S) i w strefie euro (i^{*L} , i^{*S} , rys. 6.1–6.2) oraz dysparytetów długo- i krótkoterminowych nominalnych stóp procentowych $i^L - i^{*L}$ i $i^S - i^{*S}$ (rys. 6.3).

Analiza graficzna pozwala sformułować trzy podstawowe wnioski:

1) w rozważanym okresie obserwowane są procesy konwergencji nominalnej – oprocentowanie aktywów denominowanych w złotych zbiega do oprocentowania papierów wartościowych emitowanych przez kraje strefy euro;

2) o zmienności relatywnych nominalnych stóp procentowych decydują głównie fluktuacje stóp procentowych w Polsce i jedynie w początkowej fazie kryzysu *subprime* obserwowany jest głębszy spadek oprocentowania krótkoterminowego w strefie euro;

3) w rozważanej próbie różnica $(i^L - i^{*L}) - (i^S - i^{*S})$ rośnie, a to oznacza, że możliwość konstrukcji modelu opisującego kurs walutowy jako funkcję wyłącznie dysparytetu, na przykład, stóp długoterminowych będzie oznaczać niemożność konstrukcji modelu VEC ze stopami krótkoterminowymi bez trendu deterministycznego.

Tabela 6.1a. Model VAR (6.1), $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}, i^L, i^{*L}; \mu]^T$: zmienne zero-jedynkowe, diagnostyki i długość opóźnienia; 1999:01–2011:06

| | Δb | Δp^T | Δp^{*T} | Δi^L | Δi^{*L} |
|--|---------------|---------------|-------------------------------|--------------------|-----------------|
| Zmienne | – | (09:02–09:03) | (03:04) | (99:12) | (10:05) |
| sztuczne | | (09:07) | (06:09) (08:08) (09:09) | (00:05) (01:10) | (11:02) |
| Diagnostyki: model VAR(3) ze zmiennymi zero-jedynkowymi: | | | | | |
| DH | 0,032 | 0,270 | 0,133 | 0,012 | 0,464 |
| AR | AR(1)=0,515 | | AR(2)=0,873 | AR(3)=0,280 | AR(4)=0,713 |
| ARCH | ARCH(1)=0,495 | | ARCH(2)=0,039 | | |
| Długość opóźnienia VAR(s): | | | | | |
| | SBIC | HQC | VAR(s) vs. VAR(s+1) | AR(1) | AR(s) |
| VAR(5) | –60,74 | –63,30 | – | 0,451 | 0,797 |
| VAR(4) | –61,37 | –63,62 | 0,117* | 0,344 | 0,568 |
| VAR(3) | –61,91 | –63,86 | 0,009 | 0,106 | 0,232 |
| VAR(2) | –62,38* | –64,02* | 0,000 | 0,213* | 0,301* |
| VAR(1) | –61,65 | –62,99 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |

Objaśnienia: AR(s) – test LM autokorelacji rzędu s, ARCH(s) – test LM efektu ARCH rzędu s, DH – test Doornika-Hansena normalności składnika losowego. Dla testów AR(s), ARCH(s) i DH podano graniczne poziomy istotności (p-values). Gwiazdkami wyróżniono najmniejsze wartości kryteriów SBIC i HQC i największe (względnie: satysfakcjonująco duże) graniczne poziomy istotności w testach długości opóźnienia i testach autokorelacji składnika losowego.

Wstępny etap analizy kointegracyjnej modelu CHEER miał charakter standardowy i polegał na konstrukcji wyjściowych modeli VAR (6.1), gdzie $i = \{i^L, i^S\}$, $i^* = \{i^{*L}, i^{*S}\}$, $t = \{\mu, t\}$, z możliwie krótkimi listami zmiennych sztucznych, optymalnymi opóźnieniami i satysfakcjonującymi własnościami składników losowych. Wyniki przedstawione w tabelach 6.1a i 6.1b są reprezentatywne dla tego etapu badań.

Lista zmiennych zero-jedynkowych w równaniach cen krajowych i zagranicznych zawiera – w przybliżeniu – zmienne sztuczne uwzględnione w modelu PPP (por. tab. 4.7). Różnice są dwie. Po pierwsze, w alternatywnych wariantach modelu UIP (6.1) zbędne okazuje się wyróżnienie apogeum kryzysu *subprime* w równaniu inflacji w strefie euro w okresie 2008:08–2009:01, ale nadal niezbędne jest uwzględnienie obserwacji nietypowej w sierpniu 2008. Po drugie, konieczna jest eliminacja dużej reszty empirycznej we wrześniu 2009, którą podobnie jak w przypadku zmiennych zero-jedynkowych 2003:03 i 2006:09 trudno powiązać z określonym wydarzeniem gospodarczym.

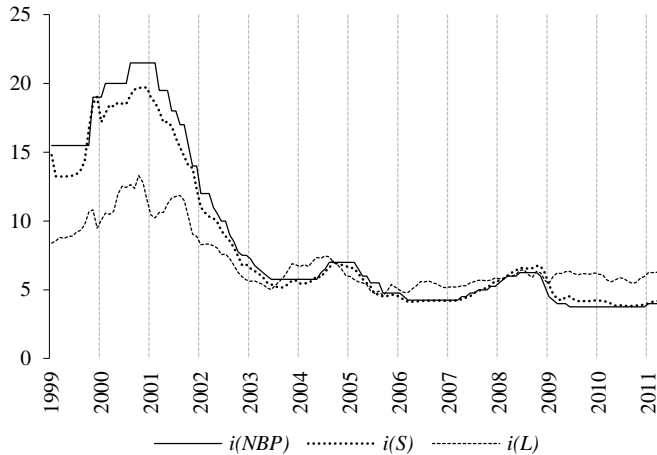
Tabela 6.1b. Model VAR (6.1), $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}, i^S, i^{*S}; \mu]'$: zmienne zero-jedynkowe, diagnostyki i długość opóźnienia; 1999:01–2011:06

| | Δb | Δp^T | Δp^{*T} | Δi^S | Δi^{*S} |
|--|---------------|---------------|-------------------------------|--------------------------|-----------------|
| Zmienne | – | (09:02–09:03) | (03:04) | (99:10) | (08:01) |
| sztuczne | | (09:07) | (06:09) (08:08) (09:09) | (00:01–00:02) (01:12) | (08:11) |
| Diagnostyki: model VAR(3) ze zmiennymi zero-jedynkowymi: | | | | | |
| DH | 0,201 | 0,235 | 0,004 | 0,012 | 0,032 |
| AR | AR(1)=0,130 | | AR(2)=0,780 | AR(3)=0,475 | AR(4)=0,077 |
| ARCH | ARCH(1)=0,113 | | ARCH(2)=0,243 | | |
| Długość opóźnienia VAR(S): | | | | | |
| | SBIC | HQC | VAR(s) vs. VAR(s+1) | AR(1) | AR(s) |
| VAR(5) | –61,89 | –64,51 | – | 0,036 | 0,060 |
| VAR(4) | –62,36 | –64,68 | 0,000 | 0,035 | 0,012 |
| VAR(3) | –63,06 | –65,07* | 0,562* | 0,112* | 0,398* |
| VAR(2) | –63,35* | –65,06 | 0,000 | 0,023 | 0,005 |
| VAR(1) | –61,57 | –62,97 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |

Objaśnienia: jak do tab. 6.1a.

Analiza zmiennych zero-jedynkowych w równaniach krajowych i zagranicznych stóp procentowych pozwala stwierdzić, że konieczność eliminacji dużych reszt empirycznych pojawia się niemal dokładnie w tych okresach, w których następowały zmiany stóp procentowych Narodowego Banku Polskiego i Europejskiego Banku Centralnego (por. rys. 6.4–6.5). Uwzględnienie zmiennych sztucznych w równaniach Δi^L oraz Δi^S okazuje się niezbędne na początku próby, gdy miały miejsce znaczące zmiany stóp procentowych NBP, oraz w końcu analizowanego okresu, gdy zaznaczały się skutki kryzysu *subprime*. Duże reszty empiryczne w równaniu oprocentowania krajowych obligacji długoterminowych w grudniu 1999 i w równaniu stawek WIBOR 3M w październiku 1999 należy wiązać z gwałtownymi zacieśnieniem polityki monetarnej w listopadzie 1999 r., gdy nastąpił wzrost oprocentowania kredytu redyskontowego i lombardowego o 3,5 punktu procentowego. Dołączenie zmiennej zero-jedynkowej 2000:05 w równaniu stóp długoterminowych i^L nie znajduje równie przekonującego wyjaśnienia, ale już w przypadku stóp krótkoterminowych obecność zmiennej 2000:01–2000:02 można powiązać z dostosowaniami i^S wywołanymi kolejnym wzrostem stóp banku centralnego o 1 punkt procentowy w lutym 2000 r. Uwzględnienie zmiennych sztucznych 2001:10 i 2001:12 można również wiązać ze zmianami polityki monetarnej, tym razem jej łagodzeniem. W szczególności, należy przypomnieć, że w roku 2001 miało

miejsce pięć istotnych obniżek stóp procentowych banku centralnego łącznie o 10 punktów procentowych, po których w styczniu 2001 r. nastąpiła kolejna obniżka o 2 punkty procentowe. Jeśli zatem przyjąć, że skala poluzowania polityki monetarnej była na tyle duża, że nie została odpowiednio szybko zdyskontowana w stopach rynkowych, obecność obu wymienionych wyżej zmiennych sztucznych wydaje się akceptowalna.

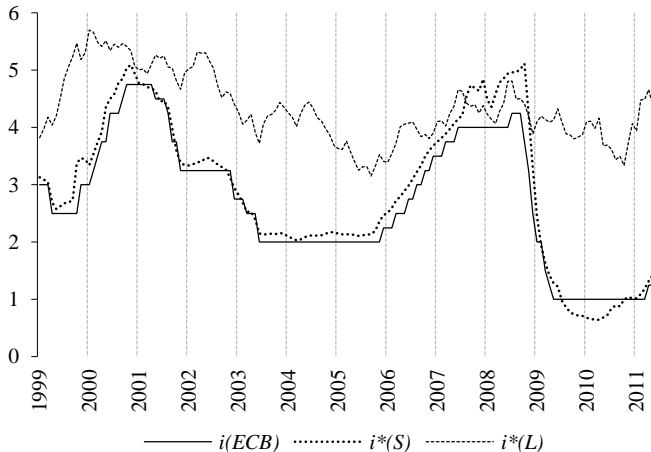


Rysunek 6.4. Stopy procentowe NBP oraz długo- i krótkoterminowe stopy procentowe w Polsce, 1999:01–2011:06

Uzasadnienie rozszerzeń równań zagranicznych długo- i krótkoterminowych stóp procentowych Δi^{*L} oraz Δi^{*S} o zmienne zero-jedynkowe nie jest tak klarowne, choć należy zwrócić uwagę, że trzy spośród czterech zmiennych sztucznych służą do uwzględnienia obserwacji nietypowych w okresie kryzysu *subprime* w latach 2008–2011. Co więcej, obecność dwóch spośród nich można powiązać ze zmianami polityki ECB. Zmienna 2008:11 wyróżnia początek trwającej od października 2008 r. do maja 2009 r. sekwencji obniżek stóp procentowych ECB, przy czym najgłębsza korekta oprocentowania operacji refinansujących (*main refinancing operations*) miała miejsce w grudniu 2008 r. (spadek o 0,75 punktu procentowego). Podobnie można uzasadnić obecność zmiennej sztucznej dla lutego 2011 r., gdy nastąpiło zacieśnienie polityki monetarnej w strefie euro.

Podsumowując przedstawioną analizę należy zauważyć, że lista zmiennych zero-jedynkowych jest stosunkowo długa (górne panele tab. 6.1a i 6.1b), ale

jednocześnie argumenty uzasadniające ich uwzględnienie w modelu VAR (6.1) są przekonujące. Po pierwsze, pomijając zmienne „migawkowe” 2009:02–2009:03 i 2000:01–2000:02 (*blip dummies*) łatwo zauważyć, że obecność 3–4 zmiennych sztucznych w równaniach krajowych stóp procentowych i^S można łatwo powiązać z głębszymi korektami polityki monetarnej i tylko zmienna zero-jedynkowa dla września 2009 r. w równaniu inflacji krajowej Δp^T jest dołączana *ad hoc*. Po drugie, większość zmiennych zero-jedynkowych, których obecność trudno powiązać ze szczególnymi, gwałtownymi zdarzeniami gospodarczymi, występuje w równaniach inflacji i nominalnych stóp procentowych w strefie euro. Ponieważ szczegółowa identyfikacja determinant i^{*S} i Δp^{*T} nie jest celem konstrukcji modelu CHEER, obecność 6 zmiennych sztucznych zapewniających pożądane własności składników losowych w równaniach Δi^{*S} i $\Delta^2 p^{*T}$ nie powinno budzić poważniejszych zastrzeżeń.



Rysunek 6.5. Stopy procentowe EBC oraz długo- i krótkoterminowe stopy procentowe w strefie euro, 1999:01–2011:06

Wskazania kryteriów SBIC i HQC oraz wyniki testów autokorelacji składników losowych w modelu z długoterminowymi stopami procentowymi jednoznacznie sugerują wybór modelu VAR z dwoma opóźnieniami, $S = 2$, jednak testy zagnieżdżone restrakcji zerowych wskazują model z $S = 4$ (tab. 6.1a, dolny panel). W modelu zawierającym krótkoterminowe stopy procentowe powyższa niespójność nie jest obecna, gdyż tylko kryterium Schwarzera sugeruje jedno opóźnienie w modelu VAR, podczas gdy pozostałe diagnostyki wskazują na wybór modelu z dwoma opóźnieniami. Ostatecznie w obu wariantach modelu

UIP przyjęto $S = 3$. Własności stochastyczne alternatywnych wariantów modelu (6.1) okazują się satysfakcjonujące. Testy autokorelacji i heteroskedastyczności nie dają podstaw do odrzucenia hipotez zakładających sferyczność składników losowych, ale testy Doornika i Hansena DH odrzucają normalność reszt w równaniach krajowych stóp procentowych Δi^L i Δi^S oraz w równaniu kursu nominalnego Δb w modelu VAR z długoterminowymi stopami procentowymi. Konsekwencje niespełnienia założeń normalności składnika losowego są znacznie mniej groźne w pierwszych dwóch przypadkach, gdyż wynikają z leptokurtyczności reszt. Problem jest nieco poważniejszy w równaniu kursu nominalnego, w którym reszty wykazują niewielką skośność. Usunięcie tej ostatniej za pomocą zmiennych sztucznych jest skrajnie problematyczne, gdyż wymagałoby dołączenia około 10 dodatkowych zmiennych zero-jedynkowych. Ponieważ graniczny poziom istotności w teście DH (0,032) jest nieznacznie mniejszy od standardowej wartości 0,05, w dalszych badaniach rozważano wyłącznie system VAR z listą zmiennych sztucznych ograniczoną do wyróżnionych w tabelach 6.1a–6.1b.

Tabela 6.2. Moduły największych pierwiastków charakterystycznych i testy kointegracji w modelach VAR (6.1)

| $i'_{(k)}$ | Próba: | | $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}, i^L, i^{*L}, i'_{(k)}]'$ | | | | V |
|------------|-----------------|---------|--|--------|--------|--------|-------|
| μ | 1999:01–2008:06 | 1,0362* | 0,9977 | 0,9586 | 0,9586 | 0,8550 | - |
| | –2009:09 | 0,9731 | 0,9731 | 0,9536 | 0,9536 | 0,8493 | 1 - 2 |
| | –2011:06 | 0,9999 | 0,9561 | 0,9515 | 0,9515 | 0,8268 | 1 - 3 |
| t | 1999:01–2008:06 | 1,0427* | 0,9505 | 0,9505 | 0,8809 | 0,8809 | - |
| | –2009:09 | 0,9626 | 0,9554 | 0,9554 | 0,9071 | 0,9071 | 1 - 2 |
| | –2011:06 | 0,9536 | 0,9536 | 0,9341 | 0,9189 | 0,8607 | 1 |
| $i'_{(k)}$ | Próba: | | $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}, i^S, i^{*S}, i'_{(k)}]'$ | | | | V |
| μ | 1999:01–2008:06 | 1,0451* | 0,9972 | 0,9543 | 0,9453 | 0,9453 | - |
| | –2009:09 | 1,0106* | 0,9028 | 0,9028 | 0,9329 | 0,9329 | 1 - 3 |
| | –2011:06 | 1,0045* | 0,9881 | 0,9881 | 0,9251 | 0,9251 | 1 - 2 |
| t | 1999:01–2008:06 | 1,0576* | 0,9777 | 0,9387 | 0,9387 | 0,6984 | - |
| | –2009:09 | 1,0053* | 1,0053 | 0,9313 | 0,9313 | 0,8856 | 1 |
| | –2011:06 | 0,9968 | 0,9968 | 0,9362 | 0,9362 | 0,8747 | 1 |

Objaśnienia: gwiazdkami wyróżniono pierwiastki wybuchowe. W kolumnie oznaczonej symbolem V podano liczbę wektorów kointegrujących identyfikowanych za pomocą testu kointegracji *Trace* oraz testu *Trace* z małopróbkową korektą Bartletta.

W tabeli 6.2 zestawiono wartości modułów 5 największych pierwiastków charakterystycznych macierzy stowarzyszonych i skróconą informację o liczbie

wektorów kointegrujących w modelach VAR konstruowanych dla trzech wyróżnionych wyżej okresów. Wnioski są jednoznaczne.

W modelach konstruowanych na podstawie prób nieobejmujących kryzysu *subprime* obecne są pierwiastki wybuchowe. Wnioski płynące z analizy modeli wykorzystujących próbę 1999:01–2009:09 są niejednoznaczne, ale wykorzystanie danych obejmujących cały analizowany okres 1999:01–2011:06 pozwala na konstrukcję systemów VAR, w których procesy eksplozywne są już nieobecne. Ten ostatni wynik można odczytywać jako pośrednie potwierdzenie sformułowanej wcześniej tezy, iż wywołane kryzysem *subprime* dostosowania kursowe mogło mieć w znacznej mierze charakter procesu równoważącego system po okresie zdominowanym przez anomalię aprecjacyjną. Uwagę zwraca jednocześnie fakt, że liczba wektorów kointegrujących w modelach VEC- $I(1)$ z trendem deterministycznym w przestrzeni kointegracyjnej jest mniejsza od liczby relacji równowagi identyfikowanych w analizach scenariuszy CVAR przy założeniach REH i IKE (rozdział III, tab. 3.1, warianty REH5 i IKE6). Dlatego też punktem wyjścia dalszych analiz empirycznych był model VAR z długoterminowymi stopami procentowymi bez trendu:

$$y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}, i^L, i^{*L}; \mu]' \quad (6.2)$$

choć jednocześnie prowadzono badania modelu:

$$y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}, i^L, i^{*L}; t]' \quad (6.3)$$

o czym zadecydowały wyniki testów wykluczenia trendu z przestrzeni kointegracyjnej (*exclusion test*, Dennis, 2006, s. 72–72). Dla $V = 1, 2$ i 3 graniczne poziomy istotności wynoszą odpowiednio 0,153, 0,161 i 0,103, więc usunięcie trendu z przestrzeni kointegracyjnej nie jest do końca oczywiste.

2.1. Podejście standardowe – długoterminowe stopy procentowe

Wyniki testów kointegracji wskazują, że założenie obecności w modelu VAR (6.2) trzech wektorów kointegrujących znajduje empiryczne potwierdzenie, gdy wnioskowanie jest oparte na standardowym teście śladu (tab. 6.3). Gdy uwzględnić małopróbkową korektę Bartletta, test kointegracji daje podstawy do identyfikacji tylko jednego wektora kointegrującego¹.

¹ W bieżącym podpunkcie dyskutowane są wyniki uzyskane w próbie 1999:01–2011:06. Skrótowe omówienie wyników uzyskanych w próbie 1999:01–2009:09 przedstawiono w końcowym fragmencie punktu 2.1.

Ostatecznie analizę kointegracyjną przeprowadzono dla $V = 2$. Za takim rozwiązaniem przemawia – przynajmniej w pierwszym przybliżeniu – fakt, że modele CHEER są definiowane dla dwóch warunków równowagi długookresowej, PPP i UIP. Scenariusze CVAR wskazują wprawdzie, że w przypadku obecności zmiennych $I(2)$ należy rozważyć model VEC z trzema wielomianowymi wektorami kointegrującymi, jednak ostateczna struktura modelu CHEER jest wypadkową nie tylko założeń racjonalnych oczekiwań REH lub oczekiwań IKE, ale również (przyjmowanego *implicite*) założenia o braku skrajnych różnic pomiędzy rozmiarami gospodarki krajowej i zagranicznej. To ostatnie założenie nie jest spełnione w modelach kursu złotego względem euro. Jeśli zatem dostosowania zagranicznych cen i/lub stóp procentowych przebiegają wzdłuż trajektorii niemożliwych do zidentyfikowania w ramach systemu VAR (6.2) i nie jest możliwa identyfikacja równań równowagi dla zmiennych zagranicznych o strukturach bezpośrednio odpowiadających równaniom (3.72b) i (3.75b), to obecność dwóch wektorów kointegrujących w modelu VAR (6.2) nie jest sprzeczna z wnioskami płynącymi z analiz scenariuszy REH5 i IKE6.

Tabela 6.3. Test kointegracji *Trace* i pierwiastki charakterystyczne macierzy stowarzyszonej w modelu VAR (6.2), 1999:01–2011:06

| v | <i>Trace</i> | <i>Trace</i> (B) | <i>p</i> -value | <i>p</i> -value (B) | λ_m^{MAX} |
|-----|--------------|------------------|-----------------|---------------------|-------------------|
| 0 | 101,15 | 87,31 | 0,000 | 0,003 | 0,9999 |
| 1 | 58,43 | 46,35 | 0,013 | 0,176 | 0,9561 |
| 2 | 33,25 | 23,03 | 0,068 | 0,493 | 0,9515 |
| 3 | 13,48 | 7,93 | 0,301 | 0,792 | 0,9515 |
| 4 | 3,47 | 0,87 | 0,487 | 0,949 | 0,8268 |

Objaśnienia: (B) wyróżnia wariant testu *Trace* z małopróbkową korektą Bartletta.

Przy założeniu $V = 2$ przeprowadzono (i) test restrykcji proporcjonalności kursu nominalnego, cen krajowych i cen zagranicznych, a następnie rozważono dodatkowo (ii) restrykcję symetrii nominalnych stóp procentowych. W pierwszym przypadku graniczny poziom istotności wynosi 0,182 (0,437 po uwzględnieniu korekty Bartletta), zaś w drugim nadal kształtuje się powyżej wartości uznawanych za graniczne (0,130 i 0,408 w teście z korektą Bartletta). Przy założeniu nieobecności zmiennych $I(2)$ uzasadnione jest zatem rozważenie dwóch równań o strukturze zbliżonej do równania CHEER (5.53) lub – równoważnie – pierwszego warunku równowagi w scenariuszu REH5 (tab. 3.1):

$$b = p^T - p^{*T} - 40,49(i^L - i^{*L}) + \hat{\mu}_1 \quad (6.4)$$

$$p^T = p^{*T} + b + 7,878(i^L - i^{*L}) + \hat{\mu}_2 \quad (6.5)$$

Oceny parametrów korekty błędem wskazują, że kurs walutowy dostosowuje się do relacji (6.4) w tempie 5,1% odchylenia b od ścieżki (6.4) w miesiącu poprzednim ($ECT(\Delta b) = -0,051, t = 3,0$), podczas gdy równoważenie cen krajowych wzdłuż trajektorii (6.5) przebiega znacznie wolniej, bo w skali 2,4% miesięcznie ($ECT(\Delta p^T) = -0,024, t = 4,6$).

Ponieważ kurs nominalny oscyluje wyłącznie wzdłuż ścieżki (6.4), a równanie (6.5) identyfikuje trajektorię równowagi cen, interpretacja wyników analizy kointegracyjnej wydaje się – przynajmniej w pierwszym przybliżeniu – satysfakcjonująca. O odrzuceniu modelu $VEC-I(1)$ (6.2) decyduje rozkład reszt wyznaczonych z równań (6.4) i (6.5). Analiza wartości $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{v(m)}R_{1t}$ (rys. 6.6) uzasadnia tezę o obecności nie tylko symptomów $I(2)$ w resztach $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$, ale także prowadzi do pytania o stacjonarność reszt $\beta'_{v(m)}R_{1t}$.



Rysunek 6.6. Relacje $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{v(m)}R_{1t}$ w modelu $VEC-I(1)$ (6.2) z wektorami kointegrującymi (6.4)–(6.5), 1999:01–2011:06

Wyjaśnienia tej ostatniej niepożądanego własności modelu dostarcza analiza pierwiastków charakterystycznych macierzy stowarzyszonej. Okazuje się, że największy niejednostkowy pierwiastek charakterystyczny w modelu $VEC-I(1)$ (6.2) ze strukturalizacją (6.4)–(6.5) leży na zewnątrz koła jednostkowego, co może wyjaśniać obecność łagodnych trendów wzrostowych w relacjach $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{v(m)}R_{1t}$ (por. rozdz. IV, omówienie rys. 4.10). Uwzględnienie trendu deterministycznego w przestrzeni kointegracyjnej, tj. zastąpienie modelu (6.2) modelem $VEC-I(1)$ (6.3) z dwoma wektorami kointegrującymi prowadzi do usunięcia pierwiastka wybuchowego, jednak własności wynikowego systemu nadal okazują się niesatysfakcjonujące. Przyczyną jest obecność znacznie silniejszych niż w przypadku modelu (6.2) symptomów obecności procesów stochastycznych $I(2)$.

Tabela 6.4. Test kointegracji wielomianowej w modelu VEC- $I(2)$ (6.3), 1999:01–2011:06

a. bez zmiennych zero-jedynkowych

| v | s_2 | 3 | 2 | 1 | 0 |
|-----|-------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| 2 | | 80,38 (0,195) | 56,49 (0,377) | 39,97 (0,493) | 31,13 (0,443) |
| 3 | | – | 37,08 (0,419) | 25,70 (0,375) | 14,83 (0,595) |
| 4 | | – | – | 12,79 (0,394) | 4,68 (0,648) |

b. ze zmiennymi zero-jedynkowymi poza przestrzenią kointegrującą

| v | s_2 | 3 | 2 | 1 | 0 |
|-----|-------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| 2 | | 86,57 (0,077) | 58,24 (0,307) | 40,86 (0,448) | 32,39 (0,374) |
| 3 | | – | 38,62 (0,339) | 24,05 (0,479) | 15,33 (0,555) |
| 4 | | – | – | 12,86 (0,388) | 3,85 (0,761) |

Objaśnienia: w tabeli podano wartości sprawdzianów testu *Trace* i graniczne poziomy istotności (w nawiasach).

Tabela 6.4 zawiera wyniki testów kointegracji w modelu VEC (6.3), $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}, i^L, i^{*L}; t]'$ przy założeniu obecności zmiennych $I(2)$ oraz założeniu, zgodnie z którym liczba (wielomianowych) relacji kointegrujących jest nie mniejsza niż 2. Testy kointegracji przeprowadzono w wariancie bez i ze zmiennymi sztucznymi wyróżnionymi w tabelach 6.1a–6.1b. Wyniki są spójne i uzasadniają rozważenie systemu VEC- $I(2)$ z dwoma trendami stochastycznymi $I(2)$ oraz jednym autonomicznym trendem $I(1)$.

Tabela 6.5. Graniczne poziomy istotności w testach homogeniczności w modelu VEC- $I(2)$ (6.3) dla $V = 2$ i $S_2 = 2$, 1999:01–2011:06

| | Warunek konieczny | Warunek dostateczny |
|--------------------------------------|-------------------|---------------------|
| Model bez zmiennych zero-jedynkowych | 0,0232 (0,0312) | 0,0307 (0,0312) |
| Model ze zmiennymi zero-jedynkowymi | 0,1679 (0,0764) | 0,1099 (0,0764) |

Objaśnienia: w nawiasach podano wyniki testów w modelu z trzema wielomianowymi wektorami kointegrującymi (por. scenariusz IKE6; tabela 3.1).

Przedstawiona w rozdziale IV analiza kointegracyjna modelu PPP dobrze ilustruje trudności napotykaną przy konstrukcji systemu VEC- $I(2)$, w którym

wielomianowe wektory kointegrujące miałyby interpretację spójną ze wskazaniami modeli teoretycznych. Ponieważ struktura zależności między zmiennymi modelu VEC- $I(2)$ (6.3) jest znacznie bardziej skomplikowana, naturalnym rozwiązaniem jest uproszczenie analizy kointegracyjnej do przypadku modelu $I(2)$ -w- $I(1)$. W tabeli 6.5 zestawiono wyniki testów warunku koniecznego i dostatecznego homogeniczności długookresowej kursu nominalnego, cen krajowych i cen w strefie euro przy założeniu obecności dwóch trendów stochastycznych $I(2)$ oraz dwóch (co sugerują testy kointegracji w modelu VEC- $I(1)$) lub trzech (co jest spójne z analizą scenariuszy CVAR) wielomianowych wektorów kointegrujących. We wszystkich przypadkach graniczne poziomy istotności okazują się relatywnie małe, ale jednocześnie na tyle duże, że zastąpienie pełnej analizy $I(2)$ uproszczoną analizą $I(1)$ modelu

$$y_{(m)} = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}, i^L, i^{*L}; t]' \quad (6.6)$$

można uznać za dopuszczalne.

Korzyści wynikające z zastąpienia modelu VEC- $I(1)$ (6.3) systemem VEC ze zmiennymi $I(1)$ (6.6) nie budzą wątpliwości. Tabela 6.6 zawiera wyniki testów kointegracji oraz oszacowania 5 największych pierwiastków charakterystycznych macierzy stowarzyszonej w systemie (6.6). Wyniki są jednoznaczne: oba testy kointegracji wskazują na obecność dwóch wektorów kointegrujących, co jest spójne z obecnością trzech pierwiastków jednostkowych, na którą wskazują wartości własne macierzy stowarzyszonej.

Tabela 6.6. Test kointegracji *Trace* i pierwiastki charakterystyczne macierzy stowarzyszonej w modelu VEC- $I(1)$ (6.6), 1999:01–2011:06

| v | <i>Trace</i> | <i>Trace</i> (B) | <i>p</i> -value | <i>p</i> -value (B) | λ_m^{MAX} |
|-----|--------------|------------------|-----------------|---------------------|-------------------|
| 0 | 123,78 | 113,66 | 0,000 | 0,000 | 0,9587 |
| 1 | 67,78 | 62,64 | 0,011 | 0,037 | 0,9119 |
| 2 | 26,32 | 24,13 | 0,677 | 0,794 | 0,9119 |
| 3 | 10,09 | 9,37 | 0,885 | 0,918 | 0,7521 |
| 4 | 2,32 | 2,16 | 0,916 | 0,930 | 0,4593 |

Objaśnienia: jak do tab. 6.3.

Zgodnie z naszkicowaną wyżej strategią konstrukcji modelu CHEER punktem wyjścia strukturalizacji związków długookresowych było założenie o dwóch warunkach równowagi, z których pierwszy odpowiada – w uproszczeniu – hipotezie parytetu siły nabywczej walut PPP dla cen towarów *tradables*, drugi zaś reprezentuje mechanizmy opisywane przez model UIP. Analiza dostosowań α

w systemie VEC bez restrykcji strukturalizujących uzasadnia normalizację pierwszego wektora kointegrującego względem cen krajowych, drugiego zaś względem realnego kursu walutowego:

$$\{\Delta p^T + \beta_{11}q^T + \beta_{13}\Delta p^{*T} + \beta_{16}t\} \sim I(0) \quad (6.7)$$

$$\{q^T + \beta_{22}\Delta p^T + \beta_{23}\Delta p^{*T} + \beta_{24}i^L + \beta_{25}i^{*L} + \beta_{26}t\} \sim I(0) \quad (6.8)$$

Dyskusja poświęcona modelowi CHEER, a jeszcze wcześniej scenariuszom CVAR w modelu monetarnym przy założeniach IKE pozwala sformułować hipotezy o potencjalnej strukturze obu relacji kointegrujących. I tak, ocena parametru równowagi wiążącego inflację z realnym kursem walutowym powinna być ujemna, $\beta_{11} < 0$, gdyż tylko w takim przypadku wzrost cen krajowych ponad poziom wynikający z równania PPP będzie implikował ujemną inflację krajową i spadek cen do poziomu równowagi. Reakcja inflacji krajowej na wzrost cen za granicą lub wzrost nominalnego kursu walutowego (deprecjacja) będzie symetryczna – nastąpi wzrost inflacji na skutek procesów arbitrażowych w handlu zagranicznym. W przypadku parametru kwantyfikującego relację między inflacją w krajowym i zagranicznym sektorze *tradables* hipoteza PPP implikuje jego ujemne oszacowanie, $\beta_{13} < 0$, a w przypadku homogeniczności średniookresowej: $\beta_{13} = -1$. Restrykcje strukturalizujące równanie (6.8) nawiązują bezpośrednio do scenariuszy REH5 i IKE6 (por. tab. 3.1). W pierwszym przypadku weryfikowane są restrykcje $\beta_{22} = \beta_{23} = 0$ i $\beta_{24} = -\beta_{25} > 0$ zapewniające zgodność równania (6.8) ze strukturą równania (3.71) w modelu CHEER. W przypadku IKE6 należy rozważyć restrykcje $\beta_{22} = -\beta_{23} < 0$ i $\beta_{24} = -\beta_{25} > 0$ (por. równanie (3.74)), ale można również testować hipotezę zakładającą poprawność hipotezy parytetu realnych stóp procentowych $\beta_{22} = -\beta_{23} = -\beta_{24} = \beta_{25} < 0$, której spełnienie upraszcza równanie (6.8) do postaci:

$$q^T = -\beta_{22}((i^L - \Delta p^T) - (i^{*L} - \Delta p^{*T})) + \beta_{26}t \quad (6.9)$$

Aprioryczne określenie znaków parametrów przy trendzie deterministycznym nie jest możliwe. W przypadku wektora kointegrującego (6.7) można na przykład założyć, że pominięcie w modelu VEC (6.6) aproksymacji efektu Ballasy-Samuelsona i związanego z nim mechanizmu przenoszenia cen z sektora *non-tradables* na ceny sektora *tradables* jest wystarczającą przyczyną, dla której należy spodziewać się ujemnej oceny parametru β_{16} . Z drugiej strony można jednak argumentować, że o kształtowaniu cen decydują również mechanizmy kosztowe związane z wahaniami płac nominalnych i wydajności pracy i w przypadku odpowiednio wysokiej dynamiki produktywności nie jest wykluczony spadek inflacji. Jeśli zatem naszkicowane mechanizmy oddziałują na ceny

jednocześnie, to oszacowanie parametru β_{16} będzie odzwierciedlało ich efekt netto. Analogiczne argumenty można podnieść w odniesieniu do oszacowania parametru β_{26} . Podobnie jak w równaniu (6.7) można dopuścić oddziaływanie mechanizmu Balassy-Samuelsona za pośrednictwem komponentu *non-tradables* w cenach producenta, choć nie należy jednocześnie wykluczać, że taki wynik może również wskazywać na niewłaściwy wybór nominalnych stóp procentowych lub pominięcie w analizach premii za ryzyko.

Tabela 6.7. Estymacja parametrów modelu VEC- $I(1)$ (6.6), 1999:01–2011:06

| | q^T | Δp^T | i^L | Δp^{*T} | i^{*L} | t |
|---------------|------------------------|------------------------|------------------|-----------------|---------------------------------|-----------------|
| β'_1 | -0,0329 (4,4) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0,0000 (0,2) |
| β'_2 | 1 | -42,70 (9,5) | 42,70 (9,5) | 42,70 (9,5) | -42,70 (9,5) | 0,0002 (0,4) |
| α'_1 | -1,021 (2,5) | -0,609 (4,8) | . | 0,471 (5,9) | . | - |
| α'_2 | -0,023 (2,4) | . | -0,0003 (2,5) | -0,005 (2,7) | . | - |
| LR = 0,403 | | | | | | |
| AR(1) = 0,523 | | | AR(2) = 0,461 | | DH = 0,000 | |
| AR(3) = 0,152 | | | AR(4) = 0,306 | | ARCH(1) = 0,209 ARCH(2) = 0,046 | |

Objaśnienia: w nawiasach podano moduły ilorazów t . Kropka oznacza, że moduł ilorazu t jest mniejszy od 2. Czcionką pogrubioną wyróżniono normalizację wektorów kointegrujących i parametry dostosowań zmiennych, względem których dokonano normalizacji.

LR – test ilorazu wiarygodności restrikcji przeidentyfikowujących, AR(s) – test LM autokorelacji rzędu s , ARCH(s) – test LM efektu ARCH rzędu s , DH – test Doornika-Hansena łącznej normalności składnika losowego. Dla testów LR, AR(s), ARCH(s) i DH podano graniczne poziomy istotności (p -values). Odrzucenie hipotezy zakładającej normalność składnika losowego wynika z leptokurtyczności reszt w równaniach stóp procentowych.

Wyniki estymacji modelu CHEER (6.6) z restrikcjami strukturalizującymi zawiera tabela 6.7. Wnioski są następujące. Po pierwsze, graniczny poziom istotności testu LR (0,403) potwierdza poprawność nałożonych restrikcji strukturalizujących. Po drugie, struktura wektorów kointegrujących:

$$\Delta p^T = 0,0329 q^T - 0,0001 t \quad (6.10)$$

$$q^T = -42,70 ((i^L - \Delta p^T) - (i^{*L} - \Delta p^{*T})) - 0,0002 t \quad (6.11)$$

nie w pełni koresponduje z rozważanymi restrikcjami strukturalizującymi. W szczególności, nie jest możliwe uzyskanie oszacowania parametru wiążącego

inflację krajową Δp^T ze stopą wzrostu cen zagranicznych Δp^{*T} , które różniłoby się od zera. Po trzecie, oszacowania parametrów drugiego wektora kointegrującego wskazują na stosunkowo długi, ponad 3,5-roczy horyzont oczekiwań kursowych.

Stabilność oszacowań parametrów równowagi nie budzi zastrzeżeń. W próbie skróconej 1999:01–2009:09 ocena elastyczności w równaniu Δp^T względem kursu realnego jest nieco mniejsza (0,0251), ale nadal statystycznie istotnie różna od zera ($t = 3,4$). Mniejsza jest również ocena parametru wiążącego kurs realny z dysparytetem realnych stóp procentowych, jednak i w tym przypadku (ocena równa $-39,00$, $t = 8,9$) odchylenie oszacowania od oceny uzyskanej w równaniu (6.11) jest niewielkie. Przegląd badań dla kursu złotego wskazuje, że powyższe wyniki nie różnią się istotnie od uzyskiwanych we wcześniejszych badaniach kurs złotego w względem euro (Welfe i in., 2006; Bęza-Bojanowska, 2008, 2009; Bęza-Bojanowska i MacDonald, 2009; Kęłowski i Welfe, 2010).

Wątpliwości w odniesieniu do oszacowań parametrów zestawionych w tabeli 6.7 pojawiają się dopiero wtedy, gdy wyniki estymacji wektorów kointegrujących skonfrontować z oszacowaniami parametrów dostosowań α .

Tabela 6.8. Mnożniki długookresowe Π w modelu VEC- $I(1)$ (6.6) z wektorami kointegrującymi (6.10)–(6.11), 1999:01–2011:06

| | q^T | Δp^T | i^L | Δp^{*T} | i^{*L} | t |
|-------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|--------------------------|
| Δq^T | -0,0104 (0,9) | -0,0324 (0,1) | -0,9890 (2,4) | -0,9890 (2,4) | 0,9890 (2,4) | -0,00001 (2,7) |
| $\Delta^2 p^T$ | -0,0231 (6,8) | -0,7406 (6,4) | 0,1317 (1,0) | 0,1317 (1,0) | -0,1317 (1,0) | -0,00000 (1,2) |
| Δi^L | -0,0001 (0,7) | 0,0070 (1,4) | -0,0140 (2,5) | -0,0140 (2,5) | 0,0140 (2,5) | -0,00000 (2,2) |
| $\Delta^2 p^{*T}$ | 0,0104 (4,9) | -0,2536 (3,5) | -0,2171 (2,7) | -0,2171 (2,7) | 0,2171 (2,7) | -0,00000 (4,2) |
| Δi^{*L} | 0,0000 (0,1) | 0,0012 (0,4) | -0,0048 (1,5) | -0,0048 (1,5) | 0,0048 (1,5) | -0,00000 (1,5) |

Objaśnienia: w nawiasach podano moduły ilorazów t . Czcionką pogrubioną wyróżniono mnożniki długookresowe, dla których moduły ilorazów t są większe niż 2.

Po pierwsze, precyzja estymacji parametrów korekty błędem w równaniu kursu walutowego jest satysfakcjonująca, gdy wartości ilorazów t porównać z wartościami krytycznymi, ale oceny obu parametrów ECT są niewielkie, co ostatecznie prowokuje pytanie czy w rozważanym systemie VEC realny kurs walutowy wykazuje „autonomiczne” dostosowania w kierunku poziomu równowagi (*self-adjustment*, dalej: autokorekta). W szczególności należy zauważyć, że

ujemne wartości ECT przy obu wektorach kointegrujących w równaniu Δq^T implikują jednocześnie (i spójne z hipotezą IKE) występowanie mechanizmu korekty błędem i mechanizmu ucieczki od równowagi EEI. Skumulowane efekty oddziaływania na kurs realny szoków transmitowanych przez inflację krajową i zagraniczną i nominalne stopy procentowe zaprezentowano w pierwszym wierszu tabeli 6.8 zawierającej podsumowanie wyników estymacji macierzy mnożników całkowitych Π . Oszacowania wskazują jednoznacznie na nieobecność mechanizmu indukującego dostosowania kursu realnego w odpowiedzi na szoki bezpośrednio oddziałujące na q^T . Co więcej, dodatnie oszacowanie mnożnika całkowitego (0,0104, $t = 0,9$) sugeruje, że wpływ EEI może być silniejszy.

Po drugie, analiza macierzy dostosowań i macierzy mnożników całkowitych pozwala zidentyfikować krajową stopę procentową i^L jako zmienną grawitującą w kierunku trajektorii (6.11) i charakteryzującą się jednocześnie autokorektą nierównowagi (oszacowanie równe $\pi_{33} = -0,0140$, $t = 2,5$). Taki wynik jest spójny z rezultatami prezentowanymi we wcześniejszych badaniach empirycznych, ale jednocześnie wspiera tezę, że system CHEER (6.6) opisuje w istocie ścieżki równowagi inflacji krajowej Δp^T i krajowych długoterminowych nominalnych stóp procentowych i^L , zaś kurs realny jest zmienną wykazująca silne cechy zmiennej słabo egzogenicznej. Ten ostatni wniosek wskazywałby na potrzebę respecyfikacji systemu VEC- $I(1)$ (6.6) i dalsze poszukiwania modelu, w którym dostosowania q^T do zidentyfikowanych ścieżek równowagi nie budziłyby podobnych wątpliwości.

2.2. Stopy procentowe rynku międzybankowego

Niesatysfakcjonujące własności modelu z długoterminowymi stopami procentowymi nie dają podstaw do zakwestionowania użyteczności modelu CHEER w analizach kursu PLN/EUR. Dyskusja zawarta w rozdziale V uzasadnia weryfikację przynajmniej dwóch alternatywnych wariantów modelu UIP. Po pierwsze, należy zanalizować własności modelu CHEER z krótkoterminowymi stopami procentowymi. Po drugie, należy dopuścić sytuację, w której odchylenie kursu realnego od równowagi *steady state* nie jest jedyną zmienną makroekonomiczną wykorzystywaną przez podmioty gospodarcze przy formułowaniu oczekiwań kursowych i niezbędne może być dokładniejsze odwzorowanie mechanizmów kształtujących premię za ryzyko.

Punktem wyjścia analizy empirycznej są wyniki zawarte w pracach Kelm (2010b, 2011), gdzie rozważany jest wariant modelu CHEER z trzymiesięcznymi stopami procentowymi rynku międzybankowego i^S i i^{*S} :

$$y_{(m)} = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}, i^S, i^{*S}; t]' \quad (6.12)$$

Empiryczne podstawy do zastąpienia analizy $I(2)$ analizą $I(2)$ -w- $I(1)$ modelu CHEER $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}, i^S, i^{*S}; t]'$ są nieco słabsze niż w przypadku modelu z długoterminowymi stopami procentowymi, gdyż graniczne poziomy istotności w testach warunku homogeniczności (por. dyskusja w rozdz. IV, pkt 5.3) są mniejsze od przedstawionych w tabeli 6.5 i oscylują wokół wartości 0,05. Z tej perspektywy analiza $I(2)$ -w- $I(1)$ może budzić wątpliwości, jednak za rozważeniem modelu VEC- $I(1)$ (6.12) przemawiają omawiane poniżej własności, które odróżniają go pozytywnie od modelu z długoterminowymi stopami procentowymi.

Tabela 6.9. Estymacja parametrów modelu VEC- $I(1)$ (6.12)

a. 1999:01–2009:09

| | q^T | Δp^T | i^S | Δp^{*T} | i^{*S} | t |
|-------------|------------------------|------------------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| β'_1 | -0,0102 (1,8) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0,0001 (4,0) |
| β'_2 | 1 | -32,58 (9,5) | 32,58 (9,5) | 32,58 (9,5) | -32,58 (9,5) | 0,0016 (2,7) |
| α'_1 | -2,075 (3,2) | -0,868 (5,4) | 0,018 (2,6) | -0,419 (3,7) | 0,006 (2,0) | - |
| α'_2 | -0,056 (3,3) | . | . | -0,010 (3,2) | . | - |

LR = 0,136

AR(1) = 0,090 AR(2) = 0,190
AR(3) = 0,104 AR(4) = 0,308

DH = 0,130
ARCH(1) = 0,128 ARCH(2) = 0,670

b. 1999:01–2011:06

| | q^T | Δp^T | i^S | Δp^{*T} | i^{*S} | t |
|-------------|------------------|------------------------|----------------|-----------------|-----------------|------------------|
| β'_1 | -0,0191 (2,4) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0,00002 (1,7) |
| β'_2 | 1 | -62,86 (7,5) | 62,86 (7,5) | 62,86 (7,5) | -62,86 (7,5) | 0,00184 (1,9) |
| α'_1 | -1,009 (2,2) | -0,693 (5,3) | . | -0,456 (5,2) | . | - |
| α'_2 | -0,012 (1,8) | . | . | -0,004 (3,1) | . | - |

LR = 0,001

AR(1) = 0,235 AR(2) = 0,164
AR(3) = 0,136 AR(4) = 0,271

DH = 0,000
ARCH(1) = 0,005 ARCH(2) = 0,099

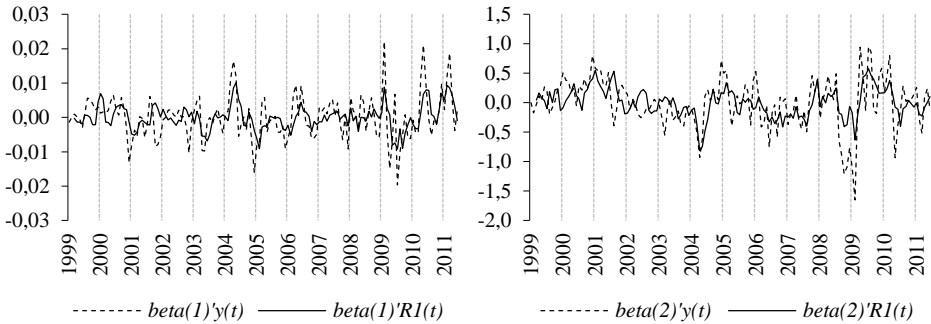
Objaśnienia: jak do tab. 6.7.

Testy kointegracji w modelu VEC- $I(1)$ (6.12) opartym na skróconej próbie 1999:09–2009:09 wskazują jednoznacznie na obecność dwóch wektorów kointegrujących, $V = 2$. Wyniki estymacji zestawiono w górnym panelu tabeli 6.9. Oszacowania parametrów równowagi z restrykcjami strukturalizującymi, parametrów dostosowań oraz najważniejsze diagnostyki reszt empirycznych nie budzą – w pierwszym przybliżeniu – poważniejszych zastrzeżeń. Ocena parametru wiążącego inflację krajową z kursem realnym q^T jest wprawdzie mniejsza i mniej precyzyjna niż uzyskana w modelu VEC- $I(1)$ (6.6), zaś graniczny poziom istotności restrykcji preidentyfikujących LR jest relatywnie mały (0,136), to jednak własności stochastyczne systemu VEC- $I(1)$ (6.12) są wyraźnie lepsze (mniejsza asymetria reszt w równaniu kursu realnego). Obecny jest jednocześnie stosunkowo słaby, ale statystycznie istotnie różny od zera mechanizm autokorekty kursu realnego (oszacowanie mnożnika całkowitego równe $-0,035$, $t = 2,7$). Zastrzeżenia pojawiają się, gdy powyższe wnioski skonfrontować z wynikami analizy stabilności parametrów równowagi. Estymacja rekursywna dla podokresów zaczynających się w styczniu 1999, a kończących się w kolejnych miesiącach przedziału 2005:01–2009:09 wskazuje, że oceny parametru wiążącego realny kurs walutowy z dysparytetem realnych stóp procentowych wahają się w przedziale od -15 do -50 i nie wykazują tendencji do stabilizacji wraz z wydłużaniem próby (por. Kelm, 2011, s. 62, wykres 2; także dalsze omówienie rys. 6.8).

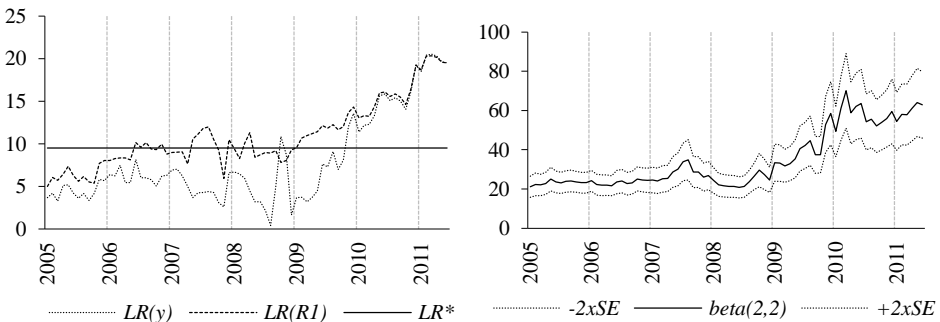
Choć wyniki estymacji modelu (6.12) w próbie 1999:01–2009:09 budzą już uzasadnione wątpliwości, to rozszerzenie analizy kointegracyjnej na okres 1999:01–2011:06 prowadzi do całkowitej „erozji” systemu CHEER (tab. 6.9, dolny panel). Przy założeniu obecności dwóch relacji kointegrujących oceny parametrów równowagi w drugim wektorze kointegrującym są niemal dwukrotnie większe, ale jednocześnie precyzja oszacowań parametrów korekty błędem w równaniu Δq^T jest tak mała, że uzasadniona staje się teza o słabej egzogeniczności kursu realnego. Oszacowania macierzy mnożników całkowitych Π potwierdzają to ostatnie podejrzenie: ocena parametru autokorekty jest dodatnia (0,007). Jednocześnie testy restrykcji preidentyfikujących są odrzucane przez test LR (p -value równe 0,001), a proste modyfikacje struktury obu wektorów kointegrujących, polegające na dopuszczeniu obecności inflacji w strefie euro Δp^* w pierwszym wektorze kointegrującym oraz uchyleniu restrykcji symetrii w drugim warunku równowagi okazują się nieskuteczne.

Wyjaśnienie powyższych, nieakceptowalnych własności modelu (6.12) w wydłużonej próbie 1999:01–2011:06 na podstawie analizy reszt $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{v(m)}R_{1t}$ jest kłopotliwe. Już pobieżna analiza rysunku 6.7 wskazuje, że w okresie 2009:10–2011:06 odchylenia od ścieżek równowagi definiowanych

przez oba wektory kointegrujące były wprawdzie większe od odchyłeń identyfikowanych w okresie 1999:01–2009:09, ale miały przede wszystkim charakter krótkookresowy, a ich znaki układały się naprzemiennie, co przynajmniej w pierwszym przybliżeniu podważa tezę o wystąpieniu zmiany strukturalnej w analizowanych relacjach równowagi.



Rysunek 6.7. Relacje $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{v(m)}R_{1t}$ w modelu VEC-I(1) (6.12), 1999:01–2011:06



Rysunek 6.8. Rekursywne testy restrykcji strukturalizujących LR i rekursywna estymacja parametru β_{22} w modelu VEC-I(1) (6.12), 1999:01–2005:01/2011:06

Objaśnienia: wyniki estymacji parametrów w całej próbie zawiera dolny panel tabeli 6.9. LR* – wartość krytyczna, LR(R1) – testy restrykcji strukturalizujących w modelu skoncentrowanym (por. rozdz. IV, punkt 5.2, także omówienie rys. 4.10).

Wnioski są inne, gdy wyniki estymacji parametrów modelu (6.12) skonfrontować z wynikami rekursywnych testów LR restrykcji przedentyfikujących (rys. 6.8, lewy panel) i wynikami rekursywnej estymacji parametru β_{22} (równa-

nie (6.9)) wiążącego z kurs realny z dysparytetem realnych stóp procentowych (rys. 6.8, prawy panel). I tak, wartości sprawdzianów rekursywnych testów restrikcji prezydentyfikujących $LR(y)$ i $LR(R_t)$ (szerzej o testach rekursywnych: Dennis, 2006, rozdz. 4; Juselius, 2006, rozdz. 9) dają jednoznaczne podstawy do odrzucenia restrikcji strukturalizujących w próbach obejmujących – w przybliżeniu – okres od drugiego półrocza 2009 do końca próby 2011:06. Ponadto w tym samym okresie następuje gwałtowny wzrost, a następnie względna stabilizacja oszacowań parametru β_{22} .

Powyższe wyniki pozwalają sformułować przynajmniej dwie hipotezy.

1. Umiarkowana niestabilność parametrów równowagi w skróconej próbie 1999:01–2009:09 może być konsekwencją rozważenia wąskiej specyfikacji modelu CHEER, w którym premia za ryzyko jest aproksymowana jedynie przez fluktuacje kursu realnego wokół poziomu *steady state*, podczas gdy wahania λ są współokreślane przez inne czynniki. Model Frydmana i Goldbegr (2007) dopuszcza tę ostatnią możliwość (por. dyskusja w rozdz. III), co otwiera dyskusję o alternatywnych specyfikacjach modelu (6.12).

2. Gwałtowny wzrost oszacowań parametru wiążącego kurs realny z realnymi stopami procentowymi w próbach kończących się w okresach od 2009:07 do 2011:06 można interpretować jako przejaw skompensowania przez oceny β_{22} nieobecności w modelu $VEC-I(1)$ (6.12) zmiennych odpowiedzialnych za osłabienie kursu złotego w okresie następującym bezpośrednio po apogeum kryzysu *subprime*. Co więcej, stabilizacja oszacowań β_{22} w próbach kończących się w okresach od 2010:01 do 2011:06 i jednocześnie relatywnie mała zmienność dysparytetu realnych stóp procentowych (por. rys. 6.3) może wskazywać na wystąpienie trwałej zmiany strukturalnej w relacji definiującej warunki równowagi kursu realnego, która może być utożsamiana z trwałym wzrostem ryzyka walutowego związanego z inwestycjami w papiery wartościowe denominowane w złotych.

3. Uogólnienie modelu CHEER – premia za ryzyko

Podsumowując, wyniki estymacji modeli CHEER z długo- i krótkoterminowymi stopami procentowymi (6.6) i (6.12) są niesatysfakcjonujące. Najprostszym sposobem korekty specyfikacji jest uchylenie przyjmowanego dotąd *implicite* założenia doskonałej substytucji pomiędzy aktywami krajowymi i zagranicznymi. Analizowana jest wówczas alternatywna do (6.9) relacja kointegrująca:

$$q^T = -\beta_{22}((i^S - \Delta p^T) - (i^{*S} - \Delta p^{*T})) + \beta_{26}\lambda + \beta_{27}t \quad (6.13)$$

gdzie λ jest premią za ryzyko.

Uogólnienie analiz modeli CHEER na przypadek zmiennego w czasie ryzyka walutowego może polegać na wykorzystaniu rynkowych, a więc zobiektywizowanych, miar premii za ryzyko. W szczególności analizę kursu walutowego można oprzeć się na rynkowych wycenach pochodnych instrumentów finansowych służących do zabezpieczania się przed ryzykiem walutowym. Przykładem takiego instrumentu, który od czasu wybuchu kryzysu finansowego w roku 2008 znajduje się w centrum zainteresowania, są powiązane z obligacjami rządowymi kontakty CDS, które służą do przeniesienia ryzyka z podmiotu, w którego posiadaniu znajdują się obligacje, na podmiot przejmujący ryzyko w zamian za określoną opłatę. W uproszczeniu można przyjąć, że transakcje CDS są wykorzystywane w celu ochrony przed ryzykiem niewykupienia obligacji przez emitenta.

Badania dotyczące rynku CDS – niezależnie od tego, że liczne – koncentrują się przede wszystkim na metodologii wyznaczania cen kontraktów CDS oraz na wykorzystaniu tego instrumentu w redukcji ryzyka (np. Skinner i Townend, 2002; Norden i Weber, 2004). Po kryzysie finansowym z lat 2008–2009 zauważalny jest wzrost zainteresowania rolą kontraktów CDS w transmisji efektów zarażania na rynkach finansowych gospodarek wschodzących (np. Ismailescu i Kazemi, 2010; Kim i in., 2010), jednak próby bezpośredniego wykorzystania rynkowych ocen ryzyka w analizach kursów walutowych nie są jak dotąd szerzej znane. W przypadku modelowania kursu złoty/euro właściwymi i jedynymi jak dotąd punktem odniesienia są opracowania Kębłowskiego i Welfego (2012) oraz Kębłowskiego (2012). W pierwszym przypadku z powodzeniem analizowany jest model CHEER zakładający obecność w przestrzeni kointegracyjnej oprocentowania kontraktów CDS dla obligacji polskich λ^{CDS} i niemieckich λ^{*CDS} :

$$\{-\omega_1 q + \omega_2(\Delta p - \Delta p^*) + \omega_3(i^S - i) + \omega_4(\lambda^{CDS} - \lambda^{*CDS})\} \sim I(0) \quad (6.14)$$

podczas gdy w pracy Kębłowskiego (2012) kointegracyjnej analizie panelowej VEC (por. Jacobson i in., 2008) poddawane są kursy złotego, korony czeskiej i forinta względem euro w ramach modelu CHEER o węższej specyfikacji:

$$\{-\omega_1 q + \omega_2(\Delta p - \Delta p^*) + \omega_3(i^L - i^{*L}) + \omega_4(\lambda^{CDS} - \lambda^{*CDS})\} \sim I(0) \quad (6.15)$$

Kęłowski i Welfe (2012) konstruują zawierający 4 relacje kointegrujące model CHEER (próba: 1999:01–2010:04). Dostosowania kursu PLN/EUR urealnione-go indeksami cen CPI przebiegają wzdłuż relacji równowagi:

$$q + 25,540(i^L - i^{*L}) - 0,129(\lambda^{CDS} - \lambda^{*CDS}) + \mu \sim I(0) \quad (6.16)$$

(2,5) (3,8)

Oszacowanie parametru dostosowań kursu realnego do ścieżki zgodnej z (6.16) jest precyzyjne, a jego wartość implikuje w pełni akceptowalny półokres wygasania HL wynoszący niecałe 7,5 miesiąca ($ECT(\Delta q) = 0,09, t = 4,0$). Istotną cechą modelu proponowanego Kęłowskiego i Welfego (2012) jest to, że równanie (6.16) identyfikuje jednocześnie trajektorię, wzdłuż której zachodzą dostosowania krajowej i zagranicznej premii za ryzyko. Wartości parametrów krótkookresowych dostosowań λ^{CDS} i λ^{*CDS} wzdłuż ścieżki (6.16) wynoszą odpowiednio 0,65 ($t = 4,0$) i 0,82 ($t = 4,9$). Takie wyniki oznaczają, że deprecjacja kursu realnego indukuje mechanizmy aprecjacyjne i powrót q na trajektorię (6.16), ale jednocześnie prowadzi do wzrostu krajowej premii za ryzyko (z parametrem 0,65), czego skutkiem jest dalsze osłabienie kursu złotego. Taka zależność nie wyklucza istnienia sprzężenia zwrotnego pomiędzy kursem realnym q a premią za ryzyko λ^{CDS} , w ramach którego wahania kursu realnego byłyby wyjaśniane wahaniami wycen CDS, a zmienność tych ostatnich zależałaby jednocześnie od wahań kursu realnego. Na powyższą współzależność nakładają się wahania ryzyka λ^{*CDS} , którego reakcje na deprecjację złotego (parametr równy 0,82) okazują się silniejsze od reakcji ryzyka λ^{CDS} , co jest wynikiem zapewniającym ujemną wartość relacji $\lambda^{CDS} - \lambda^{*CDS}$ i zdominowanie własności modelu VEC przez procesy prowadzące do aprecjacji kursu realnego q w odpowiedzi na jego początkowe deprecjacyjne odchylenie od ścieżki (6.16).

Rozwiązaniem alternatywnym wobec wykorzystania rynkowych miar ryzyka w modelowaniu kursu walutowego jest podejście zaproponowane przez Lucasa (1982). Punktem wyjścia jest model wyceny aktywów GAEP (*general equilibrium asset-pricing model*), a premia za ryzyko jest wiązana z tymi zmiennymi makroekonomicznymi, których wahania są bezpośrednio zależne od zmian polityki monetarnej i fiskalnej (por. praca przeglądowa Jongen i in., 2008). Rekomendacje dotyczące doboru zmiennych aproksymujących ryzyko kursowe pojawiają się stosunkowo rzadko. Akcentowane jest zazwyczaj znaczenie sytuacji fiskalnej i rola zadłużenia ogółem lub zadłużenia sektora rządowego. We wszystkich przypadkach rozszerzenia modelu CHEER mają charakter hipotez badawczych (np. MacDonald, 2000). W szczególności, Clark i MacDonald (1999) wykorzystują w analizie kursów efektywnych dolara USA, jena japońskiego i marki niemieckiej relację krajowego i zagranicznego udziału zadłużenia

sektora rządowego w PKB (badania dla lira włoskiego: Giorgianni, 1997). Podkreślają jednocześnie, że taki wybór, będący jednym z wielu możliwych, jest podyktowany przez zgodne z oczekiwaniami wyniki estymacji (znaki parametrów). W alternatywnych podejściach wykorzystywane są krótkookresowe charakterystyki nierównowagi sektora zagranicznego (np. Fisher i in., 1990). Juselius (1995) aproksymuje premię za ryzyko za pomocą deficytu bilansu płatniczego ujmowanego w proporcji do produktu narodowego brutto, przy czym zmienna ta nie jest włączana do wektora kointegrującego, a jej oddziaływanie na kurs walutowy ma charakter *stricte* krótkookresowy.

Przegląd literatury krajowej wskazuje, że najwcześniejsze badania związków pomiędzy kursem złotego wobec dolara USA i alternatywnymi miarami premii za ryzyko podjął Przystupa (2002).

Analiza ma charakter krótkookresowy. Punktem wyjścia jest nieubezpieczony parytet stóp procentowych, a weryfikacji empirycznej jest poddawany model:

$$E_t(e_{t+N}) - e_t = \varphi_0 + \varphi_1(i_t^N - i_t^{*N}) \quad (6.17)$$

gdzie: i_t^N , i_t^{*N} – nominalne stopy procentowe od aktywów o horyzoncie zapadalności równym N . Badanie koncentruje się najpierw na problemach związanych z potwierdzeniem implikowanej przez teorię hipotezy $\varphi_1 = 1$, a następnie na budowie modelu uwzględniającego wnioski formułowane w pracy Bekaert i Hodrick (2001), zgodnie z którymi pozytywna weryfikacja hipotezy UIP jest łatwiejsza w przypadku rozważenia dłuższych horyzontów oczekiwań kursowych N . W dalszej części pracy analizowana jest hipoteza oczekiwanej struktury stóp procentowych EHTS, która pozwala na przekształcenie równania (6.17) do postaci uwzględniającej oprocentowanie aktywów o dłuższych terminach wykupu $M > S$:

$$E_t(e_{t+M}) - e_t = \varphi_0 + \varphi_1(i_t^M - i_t^{*M}) - \varphi_2((i_t^M - i_t^S) - (i_t^{*M} - i_t^{*S})) + \lambda_t \quad (6.18)$$

Weryfikacja równania (6.18) jest prowadzona dla $S = 1$ i $M = 3$, co pozwala na wykorzystanie w estymacji szeregów czasowych jedno- i trzymiesięcznych stóp procentowych WIBOR dla aktywów złotych i LIBOR dla aktywów denominowanych w dolarach USA. Premia za ryzyko jest aproksymowana przez deficyt budżetowy (BD), bezpośrednie inwestycje zagraniczne (FDI) i eksport netto (TB), $\lambda_{(k)} = [BD, FDI, TB]'$, korygowane o zmiany luki produkcyjnej.

Badania Przystupy (2002) mają charakter pionierski. Nie zaskakuje zatem fakt, że w odniesieniu do specyfikacji i wyników estymacji modelu

$$e_{t+3} = \underset{(7,4)}{0,506}e_t + \underset{(4,7)}{0,580}(i_t^3 - i_t^{*3}) - \underset{(2,2)}{0,991}((i_t^3 - i_t^1) - (i_t^{*3} - i_t^{*1})) + \underset{(4,6)}{-0,564}BD_t - \underset{(11,2)}{0,123}FDI_t - \underset{(9,3)}{0,735}TB_{t-1} + c \quad (6.19)$$

można sformułować pewne zastrzeżenia. Abstrahując od wyboru metod estymacji, które nie są szerzej dyskutowane, uwagę należy zwrócić na przynajmniej dwie dość istotne wątpliwości.

1. Przypisanie deficytowi BD , inwestycjom FDI i saldu handlowemu TB roli determinant ryzyka walutowego jest o tyle dyskusyjne, że wpływ każdej z tych zmiennych na kurs walutowy można uzasadnić w ramach modeli teoretycznych będących alternatywami dla modelu nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych. Szerszą dyskusję na ten temat zawarto w rozdziałach VII–VIII, ale już w tym miejscu należy podkreślić, że równania (6.18)–(6.19) mogą być interpretowane nie tylko jako model UIP uwzględniający hipotezę EHTS i zmienną w czasie premię za ryzyko, ale również jako postać zredukowana pewnego szerszego modelu strukturalnego, w którym obecność składowych $\lambda_{(k)t}$ wynika z oddziaływania na kurs walutowy mechanizmów identyfikowanych w modelu strumieniowo-zasobowym (TB , FDI , rozdz. VII, pkt 2), modelu Balassy-Samulesona (FDI , rozdz. VII, pkt 3) i modelu opisującego oddziaływanie na kurs walutowy czynników popytowych (BD , rozdz. VII, pkt 4).

2. Pomiędzy modelem teoretycznym (6.18) i równaniem (6.19) zachodzi zasadnicza różnica, gdyż ocena parametru przy bieżącym kursie walutowym odbiega wyraźnie od elastyczności jednostkowej i nie jest jasne do jakiego stopnia taki wynik wpływa na oceny pozostałych parametrów, w szczególności tych, które kwantyfikują oddziaływanie ryzyka walutowego. Problem jest o tyle istotny, że brak dokładniejszej informacji o wykorzystanych metodach estymacji parametrów stawia pod znakiem zapytania konkluzje płynące ze standardowych testów wykorzystujących statystyki t .

Krytyka wyników zawartych w pracy Przystupy (2002) nie podważa idei aproksymacji wahań ryzyka za pomocą zmiennych fundamentalnych, ale wskazuje jednocześnie, iż dobór zmiennych fundamentalnych reprezentujących premię za ryzyko jest niejednoznaczny. Z tej perspektywy użyteczne jest odwołanie się do dyskusji prowadzonej w rozdziale V wokół równań (5.19) i (5.21), z których wynika, że premię za ryzyko można zdekomponować na dwa składniki (np. Iwata i Wu, 2006, 2009):

$$\lambda_t = \lambda_{1t} + \lambda_{2t} \quad (6.20)$$

z których pierwszy jest resztą Jensena JIT, $\lambda_{1t} = \frac{1}{2}\{(\pi_{(k)t})'\pi_{(k)t} - (\pi_{(k)t}^*)'\pi_{(k)t}^*\}$, drugi zaś

$$\lambda_{2t} = (\pi_{(k)t} - \pi_{(k)t}^*)' \varepsilon_{(k)t+1} \quad (6.21)$$

wiąże premię za ryzyko z K szokami ε_k oraz wahaniami wycen krajowego i zagranicznego ryzyka π_k i π_k^* (*market prices of risk*). Równanie (6.21) pozwala zatem na postawienie tezy nawiązującej do wniosków płynących z modelu Frydmana i Goldberga (2007), iż o dryfach kursu walutowego może decydować (i) większy zbiór zmiennych, przy czym zmiany strategii inwestycyjnych mogą być wywoływane jedynie przez pewien, zmieniający się w czasie podzbiór zmiennych fundamentalnych, oraz (ii) rynkowe wyceny ryzyka, które w pewnych okresach mogą wynosić zero, co oznacza, że nie wszystkie szoki ε_k muszą natychmiast przekładać się na fluktuacje λ .

Powyższa dyskusja prowadzi do kilku wniosków. Po pierwsze, wykorzystanie rynkowych miar ryzyka jest równoważne z rozszerzeniem modelu CHEER o zmienną wyrażającą efekt netto szoków i wycen ryzyka walutowego λ_2 , a to z kolei oznacza, że modele (6.14)–(6.15) mają interpretację postaci zredukowanych, w których przyczyny wahań ryzyka walutowego nie są jednoznacznie identyfikowane. Po drugie, kluczowym problemem pojawiającym się w modelach uwzględniających wahania ryzyka jest identyfikacja źródeł szoków ε_k . W najprostszym przypadku czynniki indukujące ryzyko walutowe można podzielić na wewnętrzne (krajowe), regionalne i globalne i już tak ogólny podział pozwala na rozróżnienie pomiędzy czynnikami całkowicie niezależnymi od krajowej polityki gospodarczej (ryzyko globalne oraz ryzyko regionalne, λ^{EXT}) i czynnikami, których pojawienie się może być lub jest kontrolowane przez krajowe władze monetarne i fiskalne (ryzyko wewnętrzne i w ograniczonym zakresie ryzyko regionalne, λ^{INT}). Powyższy podział wskazuje, że określenie źródeł wahań premii za ryzyko jest o tyle użyteczne, że niektóre z determinant ryzyka walutowego są bezpośrednio lub pośrednio powiązane z instrumentami polityki gospodarczej i przynajmniej część zmienności $\lambda = \lambda^{EXT} + \lambda^{INT}$ może być kontrolowana przez władze monetarne i fiskalne. To z kolei oznacza, że w warunkach względnej stabilności ryzyka zewnętrznego należy postulować dobór takich aproksymant ryzyka walutowego, który zapewniałby co najmniej ich słabą egzogeniczność i nieobecność sygnalizowanego wyżej problemu współzależności kursu realnego i premii za ryzyko.

Analiza związków realnego kursu walutowego PLN/EUR z premią za ryzyko oraz problemy aproksymacji ryzyka za pomocą zmiennych fundamentalnych są podejmowane w pracach Kelma i Bęzy-Bojanowskiej (2005) oraz Kelma i Karpa (2005) (por. także Kelm, 2010a, 2010b, 2011). Punktem wyjścia analiz jest założenie, zgodnie z którym model UIP opisuje bliskie powiązania między kursem walutowym i stopami procentowymi banku centralnego (determinujący-

mi oprocentowanie krótkoterminowe na rynku międzybankowym) i tym samym może być postrzegany jako system opisujący przełożenie polityki monetarnej na wahania kursu walutowego. Problem aproksymacji wewnętrznych źródeł ryzyka sprowadza się zatem do odpowiednich rozszerzeń modelu UIP o zmienne reprezentujące napięcia w sektorze fiskalnym.

Kelm i Bęza-Bojanowska (2005) oraz Kelm i Karp (2005) wykorzystali procedurę Johansena w analizie równania nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych dla zmiennych realnych, w którym założono stałość oczekiwań kursowych reprezentowanych przez wyraz wolny:

$$q^T = \mu - \beta_1(r - r^*) + \beta'_{2(k)}\lambda_{(k)t} \quad (6.22)$$

gdzie:

$$r^S = i^S - \Delta p^T, \quad r^{*S} = i^{*S} - \Delta p^{*T} - \text{realne stopy procentowe w ujęciu rocznym,}$$

$$\beta_{2(k)} - \text{wektor } K \text{ parametrów.}$$

Podobnie jak w cytowanych wyżej opracowaniach (Juselius, 1995 i Clark i MacDonald, 1999), wybór aproksymant ryzyka miał charakter empiryczny. Lista rozważony zmiennych obejmowała w pierwszym etapie badania udziały w PKB zadłużenia ogółem skarbu państwa (D^{TX}), zadłużenia krajowego (D^{DX}) i zagranicznego (D^{FX}) oraz – podobnie jak w badaniach Przystupy (2002) – salda handlowego (T^{BX}), $\lambda_{(k)} = \{D^{TX}, D^{DX}, D^{FX}, T^{BX}\}$. Weryfikacja hipotez zakładających możliwość aproksymacji ryzyka walutowego za pomocą tych zmiennych polegała na zbadaniu ich skointegrowania z realnym kursem walutowym PLN/EUR wyznaczonym dla indeksów cen w przemyśle przetwórczym oraz z odchyleniami realnego kursu walutowego od ścieżki wyznaczonej przez nieubezpieczony parytet stóp procentowych dla rocznego horyzontu oczekiwań kursowych $q^{UIP} = q^T + (r - r^*)$ (próba 1995:01–2004:06 w pracy Kelm i Bęza-Bojanowska, 2005 i 1996:01–2004:12 w Kelm i Karp, 2005). Wyniki testów potwierdziły istnienie relacji kointegrującej tylko w przypadku zadłużenia zagranicznego skarbu państwa D^{FX} , ale oszacowania parametrów korekty błędem jednoznacznie wskazywały, że oba wektory kointegrujące wyznaczają ścieżki równowagi dla zadłużenia zagranicznego, podczas gdy realny kurs walutowy q^T i jego odchylenia q^{UIP} są słabo egzogeniczne.

Wobec niezadowolających wyników Kelm i Bęza-Bojanowska (2005) rozszerzyli listę zmiennych reprezentujących ryzyko o udział w PKB (i) krótkookresowego krajowego długu skarbu państwa (D^{ST}) oraz (ii) deficytu budżetu państwa (B^{DX}), $\lambda_{(k)} = \{D^{ST}, B^{DX}\}$. W modelach zawierających te zmienne możliwa okazała się identyfikacja wektorów kointegrujących dla $y_{(m)} = [q^T, D^{ST}]'$, $y_{(m)} = [q^{UIP}, D^{ST}]'$ oraz $y_{(m)} = [q^{UIP}, B^{DX}]'$, przy czym tylko w dwóch pierwszych

wariantach kurs realny dostosowywał się do wyznaczonych ścieżek równowagi (z parametrami korekty błędem równymi odpowiednio $-0,140$ i $-0,130$). W trzecim modelu wektor kointegrujący opisywał z kolei trajektorię równowagi, wzdłuż której następowały dostosowania deficytu budżetu państwa B^{DX} , zaś zmienna q^{UIP} okazała się słabo egzogeniczna. Ostatecznie w pracach Kelma i Bęży-Bojanowskiej (2005) oraz Kelma i Karpa (2005) model CHEER zdefiniowano następująco:

$$y_{(m)} = [q^T, r^S, r^{*S}, D^{ST}, B^{DX}, T^{BX}]' \quad (6.23)$$

Testy kointegracji wskazały na obecność dwóch relacji kointegrujących, zaś oszacowania (i precyzja estymacji) parametrów korekty błędem dawały mocne podstawy do twierdzenia, że pierwszy wektor kointegrujący jest atraktorem realnego kursu walutowego, podczas gdy wzdłuż drugiej relacji równowagi następują dostosowania krajowych realnych stóp procentowych. Kelm i Bęży-Bojanowska (2005) zidentyfikowali następujący model CHEER:

$$q^T = -(r^S - r^{*S}) + 0,253D^{ST} + 1,016T^{BX} \quad (6.24a)$$

(3,6) (2,9)

$$r^S = r^{*S} + 7,06T^{BX} + 3,91B^{DX} \quad (6.24b)$$

(6,6) (6,7)

podczas gdy Kelm i Karp (2005b) dla zbliżonej próby zaproponowali alternatywną strukturalizację:

$$q^T = -(r^S - r^{*S}) + 0,271D^{ST} \quad (6.25a)$$

(3,7)

$$r^S = 3,31r^{*S} + 0,899T^{BX} + 3,02B^{DX} \quad (6.25b)$$

(5,2) (2,8) (5,4)

Najnowsze badania systemu o specyfikacji zbliżonej do modelu CHEER (6.23) prezentuje Kelm (2010a):

$$q^T = -(r^S - r^{*S}) + 0,032B^{DX} + 0,053D^{ST} \quad (6.26a)$$

(3,1) (5,1)

$$B^{DX} + C^{AX} = 0,0178t \quad (6.26b)$$

(2,3)

gdzie: C^{AX} oznacza udział deficytu na rachunku obrotów bieżących w PKB; analiza obejmuje okres 1999:01–2009:06.

Wyniki empiryczne dają zatem podstawy do utrzymania hipotezy o związkach wahań premii za ryzyko ze zmiennymi fundamentalnymi charakteryzują-

cymi nierównowagę fiskalną (tj. z długiem krótkookresowym D^{ST} i deficytem budżetu państwa B^{DX}) i bilansem płatniczym (saldo handlowe T^{BX} i rachunek obrotów bieżących C^{AX}).

4. Model CHEER kursu złoty/euro – identyfikacja struktury

Punktem wyjścia analizy wpływu ryzyka na kurs walutowy PLN/EUR jest ustalenie listy zmiennych, które mogą potencjalnie aproksymować wahania ryzyka walutowego. W prezentowanych poniżej wynikach badań rozważono zmienne rekomendowane w cytowanych opracowaniach (Fisher i in., 1990; Juselius, 1995) oraz zmienne, których wpływ na kurs znalazł potwierdzenie we wcześniejszych badaniach (Kelm i Bęza-Bojanowska, 2005; Kelm i Karp, 2005; Kelm, 2010a, 2010b, 2011). Lista jest następująca:

$$\lambda = \{U^{CA}, U^{DT}, U^{DST}, B^{DX}\} \quad (6.27)$$

gdzie:

U^{CA} – różnica pomiędzy udziałami krajowego i zagranicznego deficytu rachunku obrotów bieżących w PKB; dla strefy euro uwzględniono saldo obrotów bieżących z krajami spoza strefy euro, $U^{CA} = C^{AX} - F^{AX}$,

U^{DT} – relacja udziałów krajowego i zagranicznego zadłużenia rządowego ogółem w PKB; zagranica jest reprezentowana przez strefę euro złożoną z 11 krajów założycieli, $U^{DT} = D^{TX} / F^{TX}$,

U^{DST} – relacja udziałów krajowego i zagranicznego krótkookresowego (emisja bonów skarbowych o terminie zapadalności do 1 roku włącznie) zadłużenia rządowego w PKB, $U^{DST} = D^{ST} / F^{ST}$,

B^{DX} – udział krajowego deficytu budżetu państwa w PKB.

Wstępnej selekcji zmiennych aproksymujących wahania ryzyka dokonano na podstawie analizy graficznej. Rysunek 6.9 przedstawia zmienne U^{CA} , U^{DT} , U^{DST} , B^{DX} i kurs walutowy q^T w okresie 1997:01–2011:06.

Aproksymacja premii za ryzyko za pomocą różnicy udziałów relacji krajowego i zagranicznego deficytu na rachunku obrotów bieżących jest dyskusyjna z dwóch powodów. Po pierwsze, po wyłączeniu z analizy okresu bezpośrednio poprzedzającego przystąpienie Polski do Unii Europejskiej (II kwartał 2004 r.), w którym nastąpiło gwałtowne pogorszenie polskiego salda obrotów bieżących (wzrost U^{CA}), fluktuacje q^T i U^{CA} nie potwierdzają tezy, zgodnie z którą wzrost deficytu obrotów bieżących był utożsamiany przez inwestorów ze wzrostem

ryzyka. Przeciwnie, bliższa analiza zmienności kursu walutowego i różnicy sald rachunków bieżących w Polsce i strefie euro po roku 2005 daje podstawy do twierdzenia, że realnej deprecjacji złotego towarzyszyły spadki deficytu. Taki wynik wskazywałby na „odwrócenie” kierunku zależności między q^T i U^{CA} i sugerowałby wpływ realnego kursu walutowego na saldo obrotów bieżących poprzez rachunek obrotów towarowych. Po drugie, uwzględnienie salda obrotów bieżących w wektorze kointegrującym opisującym realny kurs walutowy kurs prowadzi do istotnych problemów w interpretacyjnych. Omawiany w rozdziale VII model zasobowo-strumieniowy identyfikuje realny kurs walutowy jako zmienną zależną od poziomu aktywów zagranicznych netto, a przyrost tych ostatnich jest w przybliżeniu determinowany przez strumień płatności rejestrowanych na rachunku obrotów bieżących. Uogólnienie modelu CHEER z premią za ryzyko aproksymowaną przez różnicę sald obrotów bieżących U^{CA} o elementy modelu strumieniowo-zasobowego będzie zatem prowadzić do konstrukcji modelu empirycznego, który w przestrzeni kointegracyjnej będzie zawierać jednocześnie aktywa zagraniczne netto i aproksymantę ich przyrostu. Oznaczałoby to dwukrotne uwzględnienie w modelu tej samej informacji. Ponieważ w dalszej części pracy (rozdz. IX) analizowane jest oddziaływanie aktywów zagranicznych netto na realny kurs PLN/EUR, a wpływ U^{CA} na q^T jest dyskusyjny, zmienną tą ostatecznie pominięto w analizach premii za ryzyko.

W przypadku zadłużenia ogółem już tylko pobieżna analiza graficzna wskazuje, że próby powiązania zmienności ryzyka walutowego z wahaniami U^{DT} i objaśnienia w ten sposób wahań kursu realnego PLN/EUR są skazane na niepowodzenie. Jeśli U^{DT} istotnie aproksymowałyby premię za ryzyko związane z papierami wartościowymi denominowanymi w złotych, to w analizowanym okresie powinna występować realna deprecjacja złotego. Inaczej jest jednak w przypadku krajowego deficytu budżetu państwa B^{DX} i relacji krajowego i zagranicznego długu krótkookresowego U^{DST} , których wahania po wprowadzeniu reżimu płynnych kursów walutowych są zbieżne z oscylacjami kursu realnego. Można również zauważyć, że głębsze fluktuacje B^{DX} i U^{DST} poprzedzają większe dostosowania kursu walutowego q^T .

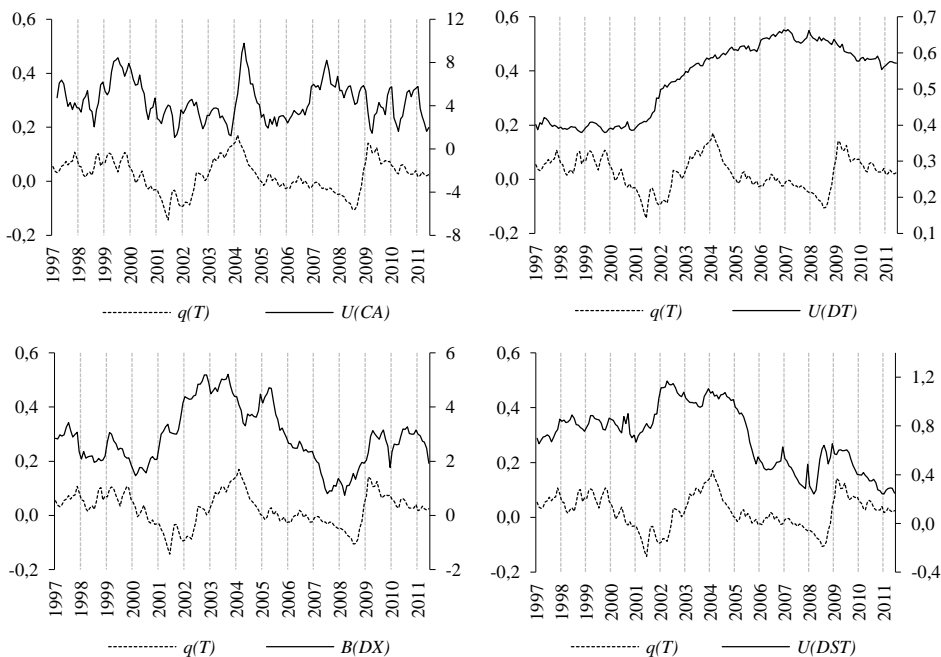
Wskazanie kryteriów pozwalających na aprioryczne rozstrzygnięcie, która ze zmiennych – relacja długu krótkookresowego U^{DST} , czy też deficyt budżetowy B^{DX} – satysfakcjonująco precyzyjnie aproksymuje wahania ryzyka kursowego, jest problematyczne. Kelm (2010b, 2011) podejmuje próbę identyfikacji zależności wiążących dług krótkookresowy, deficyt budżetowy i wskazywane już wyżej wewnętrzne λ^{INT} i zewnętrzne λ^{EXT} determinanty ryzyka walutowego. Przyjmując, że głównym źródłem narastania zadłużenia krótkookresowego jest (i) nierównowaga sektora fiskalnego (którą można opisać pewną funkcją deficy-

tu budżetu państwa) i (ii) indukowane przez zmiany ryzyka globalnego wahania popytu na aktywa denominowane w złotych, zadłużenie krótkookresowe można przedstawić za pomocą funkcji:

$$\lambda_t \cong U_t^{DST} = U_{t-1}^{DST} + f_1(B_t^{DX}) + f_2(\lambda_t^{EXT}) + V_t \quad (6.28)$$

gdzie: V – efekty majątkowe (*valuation effects*), f_1 , f_2 są funkcjami B^{DX} i λ^{EXT} . Ponieważ pierwsze dwa składniki są determinowane przez zmienne krajowe, równanie (6.28) można zapisać równoważnie:

$$U_t^{DST} = \tilde{f}_1(\lambda_t^{INT}) + f_2(\lambda_t^{EXT}) = f(\lambda_t) \quad (6.29)$$



Rysunek 6.9. Realny kurs walutowy q^T i aproksymanty ryzyka, 1997:01–2011:06

Objaśnienia: wartości zmiennych $U(CA)$, $U(DT)$, $U(DST)$ i $B(DX)$ odłożono na prawych osiach; dodatnie wartości oznaczają dług lub deficyt.

Interpretacja modelu (6.29) jest następująca. Wzrost długu wynikający ze zwiększonej emisji bonów skarbowych, jest indykatorem (i) narastających

problemów w finansowaniu bieżących wydatków rządowych lub (ii) spadku zaufania inwestorów do skarbowych papierów wartościowych o dłuższym terminie wykupu. W pierwszym przypadku można rozważyć wariant skrajnie ekspansywnej (lub nieodpowiedzialnej) polityki fiskalnej polegającej na finansowaniu nadmiernych wydatków rządowych za pomocą zwiększenia długu krótkoterminowego. Skutkiem będzie pojawienie się głębokiego deficytu budżetowego, wzrost długu krótkookresowego oraz wzrost premii za ryzyko indukowany przez czynniki wewnętrzne. Alternatywnym kanałem jest transmisja ryzyka o charakterze globalnym lub regionalnym. Podstawy do sformułowania takiej hipotezy są satysfakcjonująco mocne. I tak, bezpieczniejszym sposobem finansowania wydatków budżetowych jest sprzedaż papierów długoterminowych, wobec czego zwiększenie emisji bonów skarbowych będzie miało miejsce głównie wtedy, gdy przy ustalonych stopach procentowych pojawi się bariera popytu na obligacje. Ta ostatnia może być skutkiem wzrostu ryzyka związanego z inwestycjami w krajach zaliczanych do grupy gospodarek wschodzących, oznaczającego spadek zainteresowania papierami wartościowymi o dłuższych terminach wykupu. Istotnym uzupełnieniem takiego rozumowania jest założenie, zgodnie z którym efekty spadku ryzyka pojawiają się z pewnym opóźnieniem, co odpowiadałoby sytuacji, w której większe inwestycje długoterminowe są podejmowane dopiero wtedy, gdy obniżka ryzyka jest oceniana jako trwała.

4.1. Wahania ryzyka wewnętrznego – kurs złoty/euro w okresie 1999:01–2009:09

Wyniki estymacji modelu $VEC-I(1)$ (6.12) w okresach 1999:01–2009:09 i 1999:2011:06 (tab. 6.9 i omówienie rys. 6.7 i 6.8) pozwalają na sformułowanie dwóch wniosków. Po pierwsze, rekursywne oszacowania parametrów w próbie 1999:01–2009:09 charakteryzują się dość dużymi wahaniami, ale jednocześnie przesłanki do postawienia tezy o indukowanej przez kryzys *subprime* zmianie strukturalnej w relacji równowagi wiążącej kurs realny z dysparytetem realnych stóp procentowych są stosunkowo słabe. Zgodnie z przyjętą dalej hipotezą niestabilność rekursywnych ocen parametru β_{22} w próbie 1999:01–2009:09 jest konsekwencją wahań ryzyka, które zgodnie z zaprezentowaną powyżej dyskusją może być aproksymowane przez relację krajowego i zagranicznego zadłużenia krótkookresowego U^{DST} . Tak sformułowana hipoteza badawcza implikuje dominującą rolę czynników wewnętrznych w kreacji ryzyka walutowego, ale jest jednocześnie niesprzeczna z obserwowanym aż do kryzysu *subprime* relatywnie stabilnym poziomem ryzyka globalnego, a w przypadku akceptacji tezy

o anomalii aprecjacyjnej poprzedzającej kryzys *subprime* – łagodnym trendem spadkowym ryzyka regionalnego (względnie: wzrostem tzw. „apetytu” na ryzyko). Po drugie, objęcie badaniami całego okresu 1999:01–2011:06 pozwala na identyfikację nasilających się od czwartego kwartału 2009 symptomów zmian w zależnościach wiążących realny kurs walutowy z realnymi stopami procentowymi, których skutkiem jest blisko trzykrotny wzrost rekursywnych oszacowań parametru β_{22} oraz nieadekwatność modelu CHEER (6.12) do opisu mechanizmów kształtujących realny kurs złotego względem euro (por. wyniki w tab. 6.9, dolny panel). Zgodnie z przyjmowaną dalej hipotezą roboczą przyczyną zmiany strukturalnej w funkcji kursu realnego jest nieobecny w U^{DST} gwałtowny wzrost ryzyka globalnego i podatność kursu złotego na tzw. efekty zarażania (*contagion*).

W pierwszym etapie badań zanalizowano oddziaływanie ryzyka walutowego na realny kurs PLN/EUR w okresie 1999:01–2009:09 (por. także: Kelm, 2010b, 2011).

Punktem wyjścia analizy jest równanie (6.29). Ponieważ zmienność udziału krajowego deficytu budżetu państwa w PKB jest zbliżona do wahań relacji zadłużenia krótkookresowego (rys. 6.9) i jednocześnie wahania U^{DST} są współokreślane przez B^{DX} , analizie empirycznej poddano model CHEER:

$$y_{(m)} = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}, i^S, i^{*S}, U^{DST}; t]' \quad (6.30)$$

Tabela 6.10. Testy słabej egzogeniczności U^{DST} w modelu VEC- $I(1)$ (6.30)

| V | 1999:01–2009:09 | | 1999:01–2011:06 | |
|---|-------------------------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|
| | Model ze zmiennymi zero-jedynkowymi | Model bez zmiennych zero-jedynkowych | Model ze zmiennymi zero-jedynkowymi | Model bez zmiennych zero-jedynkowych |
| 1 | 0,865 | 0,856 | 0,237 | 0,766 |
| 2 | 0,064 | 0,405 | 0,125 | 0,802 |
| 3 | 0,132 | 0,590 | 0,175 | 0,572 |
| 4 | 0,128 | 0,711 | 0,183 | 0,689 |
| 5 | 0,041 | 0,449 | 0,043 | 0,339 |

Objaśnienia: w tabeli podano graniczne poziomy istotności w testach słabej egzogeniczności.

Wstępna analiza empiryczna modelu VEC- $I(1)$ (6.30) przebiegała analogicznie do przeprowadzonej w przypadku modelu CHEER bez premii za ryzyko: (i) przetestowano długość opóźnienia, (ii) dołączono zmienne zero-jedynkowe zidentyfikowane w tabeli 6.1, a następnie (iii) zweryfikowano hipotezy statystyczne odnoszące się do własności stochastycznych składnika losowego.

W drugim kroku przeprowadzono weryfikację kluczowej hipotezy zakładającej słabą egzogeniczność zadłużenia krótkookresowego U^{DST} . Celem było potwierdzenie założenia, zgodnie z którym zależność przyczynowo-skutkowa między aproksymantą ryzyka i realnym kursem walutowym jest jednokierunkowa i tym samym nieobecne są problemy interpretacyjne wynikające z natychmiastowych sprzężeń pomiędzy kursem i premią za ryzyko.

Tabela 6.10 zawiera zestawienie wyników testów słabej egzogeniczności w modelu VEC- $I(1)$ (6.30) przy założeniu obecności od 1 do 5 wektorów kointegrujących w obu analizowanych próbach. Wniosek o braku podstaw do odrzucenia hipotezy zakładającej słabą egzogeniczność zadłużenia U^{DST} nie budzi wątpliwości, co uzasadnia rozważenie systemu warunkowego:

$$y_{(n)}^E = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}, i^S, i^{*S}; t]' \quad (6.31a)$$

$$y_{(h)}^X = [U^{DST}] \quad (6.31b)$$

Test kointegracji *Trace* wskazuje na obecność trzech warunków równowagi w systemie VEC- $I(1)$ (6.31) i jest to wynik niesprzeczny z liczbą pierwiastków charakterystycznych macierzy stowarzyszonej leżących blisko krawędzi koła jednostkowego, które sugerują rozważenie dwóch trendów stochastycznych $I(1)$ i trzech relacji kointegrujących (tab. 6.11). Uwzględnienie korekty Bartletta prowadzi jednak do identyfikacji tylko dwóch wektorów kointegrujących w modelu warunkowym. Ponieważ ten ostatni wynik jest spójny z założeniami leżącymi u podstaw specyfikacji modelu CHEER, rozważono ostatecznie model VEC- $I(1)$ (6.31) dla $V = 2$.

Tabela 6.11. Test kointegracji *Trace* i pierwiastki charakterystyczne macierzy stowarzyszonej w modelu VEC- $I(1)$ (6.31), 1999:01–2009:09

| v | <i>Trace</i> | <i>Trace</i> (B) | p -value | p -value (B) | λ_m^{MAX} |
|-----|--------------|------------------|------------|----------------|-------------------|
| 0 | 158,76 | 139,80 | 0,000 | 0,000 | 0,974 |
| 1 | 81,73 | 69,63 | 0,004 | 0,056 | 0,974 |
| 2 | 45,06 | 38,85 | 0,109 | 0,306 | 0,867 |
| 3 | 16,25 | 14,26 | 0,713 | 0,838 | 0,867 |
| 4 | 0,85 | 0,68 | 0,999 | 1,000 | 0,593 |

Objaśnienia: jak do tab. 6.3.

Strukturalizację wektorów kointegrujących oparto na założeniach, które dyskutowano przy konstrukcji modelu VEC- $I(1)$ (6.12) bez premii za ryzyko z tą jednak różnicą, że w wektorze kointegrującym definiującym ścieżkę równowagi kursu realnego uwzględniono obecność premii za ryzyko:

$$\{\Delta p^T + \beta_{11}q^T + \beta_{11}\Delta p^{*T} + \beta_{17}t\} \sim I(0) \quad (6.32a)$$

$$\{q^T + \beta_{22}((i^L - \Delta p^T) - (i^{*L} - \Delta p^{*T})) + \beta_{26}U^{DST} + \beta_{27}t\} \sim I(0) \quad (6.32b)$$

gdzie: $\beta_{11}, \beta_{13} < 0$, $\beta_{22} > 0$ oraz $\beta_{26} < 0$. Wyniki estymacji parametrów podsumowano w tabeli 6.12.

Tabela 6.12. Estymacja parametrów modelu VEC-I(1) (6.31), 1999:01–2009:09

| | q^T | Δp^T | i^S | Δp^{*T} | i^{*S} | U^{DST} | t |
|-------------|------------------------|------------------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|
| β'_1 | -0,0217 (3,6) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,00003 (3,1) |
| β'_2 | 1 | -5,949 (4,5) | 5,949 (4,5) | 5,949 (4,5) | -5,949 (4,5) | -0,152 (5,7) | 0 |
| α'_1 | -0,950 (2,1) | -0,741 (6,6) | 0,028 (5,6) | -0,194 (2,5) | 0,004 (2,1) | 0 | - |
| α'_2 | -0,148 (4,4) | . | 0,002 (5,8) | 0,013 (2,2) | . | 0 | - |

LR = 0,550

| | |
|---------------|-----------------|
| AR(1) = 0,198 | DH = 0,074 |
| AR(2) = 0,127 | ARCH(1) = 0,730 |
| AR(3) = 0,124 | ARCH(2) = 0,966 |
| AR(4) = 0,308 | |

Objaśnienia: jak do tab. 6.7.

Trajektorię równowagi inflacji krajowej definiuje równanie:

$$\Delta p_t^T = 0,0217q_t^T - 0,00003t \quad (6.33)$$

(3,6) (3,1)

którego struktura wskazuje na istnienie podwójnego mechanizmu korekty błędem w reprezentacji ECM równania inflacji krajowej:

$$\Delta^2 p_t^T = -0,741\{\Delta p_{t-1}^T - 0,0217q_{t-1}^T + 0,00003(t-1)\} + ST_t^{\Delta p} \quad (6.34)$$

(6,6) (3,6) (3,1)

gdzie $ST_t^{\Delta p}$ reprezentuje krótkookresowy składnik modelu VEC.

Precyzja ocen parametrów równania (6.33) jest wyraźnie większa w porównaniu z dokładnością oszacowań uzyskanych w modelu VEC-I(1) (6.12) bez premii za ryzyko (por. tab. 6.9). Taki wynik jednoznacznie wspiera hipotezę, zgodnie z którą ceny w sektorze *tradables* małej i otwartej gospodarki są determinowane przez ceny zagranicy. Struktura wektora kointegrującego (6.33) wskazuje jednak, że w przypadku gospodarki Polski powyższe dostosowania miały w analizowanym okresie charakter nieliniowy. W szczególności, deprecjacja nominalnego kursu walutowego lub wzrost cen w zagranicznym sektorze *tradables* prowadził do akceleracji cen krajowych, czego skutkiem był wzrost

inflacji. W przypadku przekroczenia przez ceny krajowe poziomu PPP równowagę systemu zapewniał spadek inflacji. Oznacza to występowanie konwergencji cen krajowych do poziomu wyznaczanego przez arbitraż cenowy w krajowym i zagranicznym sektorze *tradables*.

Obecność dezinflacyjnego trendu deterministycznego w równaniu (6.33) można interpretować jako skutek otwartej struktury modeli VEC- $I(1)$ (6.30)–(6.31) (por. dyskusja w rozdz. IV, pkt 5), w których specyfikacjach pominięto zmienne pozwalające na empiryczną analizę powiązań cen z jednostkowymi kosztami produkcji.

Równanie definiujące realny kurs walutowy potwierdza jego związek z wahaniami relacji krajowego i zagranicznego zadłużenia krótkookresowego U^{DST} :

$$q_t^T = -5,949 \underset{(4,5)}{((i_t^S - \Delta p_t^T) - (i_t^{*S} - \Delta p_t^{*T}))} + 0,152 \underset{(5,7)}{U_t^{DST}} \quad (6.35)$$

Oszacowanie pierwszego parametru równowagi wskazuje, że horyzont oczekiwań kursowych wynosi w przybliżeniu pół roku. Jednocześnie znak i precyzja oceny parametru kwantyfikującego transmisję pomiędzy ryzykiem walutowym i kursem realnym PLN/EUR nie budzą zastrzeżeń.

Analiza dostosowań kursu realnego do trajektorii równowagi ma charakter warunkowy, gdyż przyjęcie tylko nieco bardziej liberalnego poziomu istotności w teście restrikcji zerowej na parametr α_{11} dostosowań Δq^T wzdłuż relacji równowagi (6.33) prowadzi do równania korekty błędem, w którym kurs realny dostosowuje się jednocześnie do wektorów kointegrujących (6.33) i (6.35). Struktura równania:

$$\begin{aligned} \Delta q_t^T = & -0,148 \underset{(4,4)}{\{q_{t-1}^T\}} + 5,949 \underset{(4,5)}{((i_{t-1}^S - \Delta p_{t-1}^T) - (i_{t-1}^{*S} - \Delta p_{t-1}^{*T}))} - 0,152 \underset{(5,7)}{U_{t-1}^{DST}} \\ & - 0,950 \underset{(2,1)}{\{\Delta p_{t-1}^T\}} - 0,0217 \underset{(3,6)}{q_{t-1}^T} + 0,00003 \underset{(3,1)}{(t-1)} + ST_t^q \end{aligned} \quad (6.36)$$

jest zatem nieco bardziej złożona. Zgodnie z pierwszym składnikiem równania (6.36) realna deprecjacja złotego względem euro indukuje procesy dostosowawcze, których natężenie jest znacznie większe niż w modelach PPP (półokres wygasania rzędu 3–5 lat) i nieco większe od uzyskanego przez Kębłowskiego i Welfego (2012) w modelu CHEER z premią za ryzyko aproksymowaną przez *spread* CDS-ów. W horyzoncie jednego miesiąca redukcji ulega 14,8% nierównowagi obserwowanej w poprzednim miesiącu, co przekłada się na wartość HL nieprzekraczającą 4,5 miesiąca. Drugi składnik równania Δq^T wskazuje na obecność identyfikowanego już wcześniej, charakterystycznego dla hipotezy IKE mechanizmu ucieczki od równowagi EEI. Łatwo zauważyć, że w tym przypadku realna deprecjacja złotego (wzrost q^T) przekłada się dalsze zwiększanie

tempa deprecjacji (wzrost Δq^T z parametrem $0,950 \cdot 0,0217 = 0,021$), podczas gdy wzrost inflacji krajowej Δp^T prowadzi do w przybliżeniu wprost proporcjonalnej aprecjacji kursu realnego, co przy założeniu egzogeniczności cen zagranicznych może nastąpić tylko w przypadku braku zmian dynamiki kursu nominalnego Δb w odpowiedzi na zmiany inflacji krajowej Δp^T .

Tabela 6.13. Mnożniki długookresowe w modelu VEC-I(1) (6.31) z wektorami kointegrującymi (6.33) i (6.35), 1999:01–2009:09

| | q^T | Δp^T | i^S | Δp^{*T} | i^{*S} | U^{DST} | t |
|-------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|
| Δq^T | -0,1275 (3,9) | -0,0686 (0,2) | -0,8811 (4,4) | -0,8811 (4,4) | 0,8811 (4,4) | 0,0222 (4,4) | -0,00003 (2,1) |
| $\Delta^2 p^T$ | -0,0137 (1,8) | -0,7267 (6,6) | -0,0145 (0,3) | -0,0145 (0,3) | 0,0145 (0,3) | 0,0004 (0,3) | -0,00002 (6,6) |
| Δi^S | 0,0015 (4,3) | 0,0152 (3,1) | 0,0126 (5,8) | 0,0126 (5,8) | -0,0126 (5,8) | -0,0003 (5,8) | 0,00001 (5,6) |
| $\Delta^2 p^{*T}$ | 0,0168 (3,0) | -0,2692 (3,5) | 0,0751 (2,2) | 0,0751 (2,2) | -0,0751 (2,2) | -0,0019 (2,2) | -0,00001 (2,5) |
| Δi^{*S} | 0,0001 (0,8) | 0,0031 (1,5) | 0,0013 (1,4) | 0,0013 (1,4) | -0,0013 (1,4) | -0,00003 (1,4) | 0,00001 (2,1) |

Objaśnienie: jak do tab. 6.8.

Oszacowania mnożników całkowitych zestawiono w tabeli 6.13. Ich analiza pozwala sformułować cztery istotne wnioski.

1. Obie zmienne opisywane przez wektory kointegrujące charakteryzują się autokorektą (*self-adjustment*) z czego wynika wniosek, iż rozważany system VEC należy interpretować jako model opisujący zarówno realny kurs walutowy, jak i inflację krajową – impuls powodujący zaburzenie jednej z tych zmiennych uruchamia procesy dostosowawcze i ich powrót na ścieżki równowagi.

2. Mnożniki względem stóp procentowych i inflacji za granicą istotnie różnią się od zera, a kierunek ich długookresowego oddziaływania na realny kurs walutowy PLN/EUR jest zgodny z założeniami modelu CHEER. Istotne jest również oddziaływanie premii za ryzyko, której wzrost prowadzi do deprecjacji złotego. Inaczej jest jednak, gdy rozważyć skutek zaburzeń realnego kursu walutowego w równaniu inflacji i zaburzenia inflacji w równaniu kursu walutowego. Okazuje się, że w tych przypadkach oba mnożniki całkowite są statystycznie nieodróżnialne od zera. Takie wyniki nie zaskakują, jeśli zauważyć, że wzrost inflacji przekłada się jednocześnie na poziom cen oraz – zgodnie z modelem PPP – na nominalny kurs walutowy, czego efektem jest to, że realny kurs walutowy pozostaje w długim okresie na ścieżce równowagi.

3. Interesująca jest interpretacja wyników uzyskanych dla krajowej nominalnej stopy procentowej. Parametry korekty błędem w równaniu i^S wskazują na wzrost oprocentowania na rynku międzybankowym zarówno w odpowiedzi na deprecjację złotego ($ECT(\Delta i^S) = 0,002, t = 5,8$), jak i dodatnie odchylenia inflacji od trajektorii (6.33) ($ECT(\Delta i^S) = 0,028, t = 5,6$). Analiza mnożników całkowitych potwierdza zatem obecność w systemie CHEER (6.33)–(6.36) mechanizmów, które można interpretować w kategoriach funkcji reakcji banku centralnego lub empirycznej reguły Taylora.

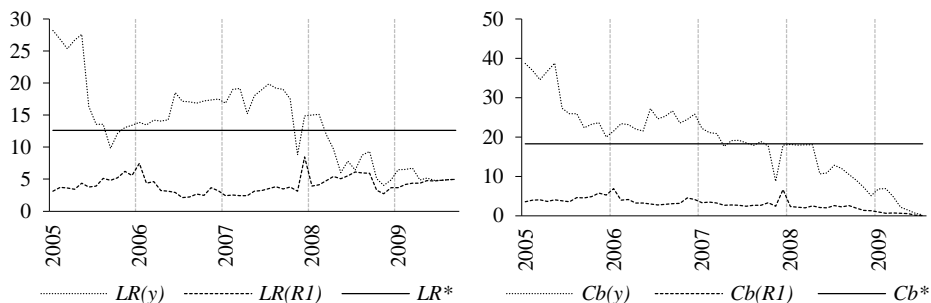
4. We wszystkich zmiennych krajowych obecne są trendy, które nie są *explicite* opisywane przez model. W przypadku inflacji w krajowym sektorze *tradables* obecne jest silna tendencja dezinflacyjna co bezpośrednio uzasadnia spadkowy trend krajowej nominalnej stopy procentowej.

Podsumowując powyższą dyskusję należy podkreślić, że rozszerzenie modelu CHEER o premię za ryzyko prowadzi do konstrukcji modelu o interpretacji spójnej z modelami teoretycznymi oraz potwierdzenia obecności mechanizmów implikowanych przez model Frydmana i Goldberga (2007). Porównanie oszacowań parametrów równowagi β i dostosowań α z uzyskanymi w modelach CHEER bez premii za ryzyko z długoterminowymi stopami procentowymi (tab. 6.7, próba 1999:01–2011:06) i stopami krótkoterminowymi (tab. 6.9, próba 1999:01–2009:09 i 1999:01–2011:06) wskazuje, że dołączenie aproksymanty ryzyka U^{DST} prowadzi do spadku oceny parametru wiążącego realny kurs walutowy z dysparytetem realnych stóp procentowych ($\beta_{22} = 5,9$). Taki wynik pozwala postawić tezę, że duże oceny parametrów β_{22} w modelach bez ryzyka walutowego (ocena β_{22} równa 42,7 w modelu VEC- $I(1)$ (6.6) oraz 32,6 lub 62,9 w modelu VEC- $I(1)$ (6.12)) wynikają z niepełnej specyfikacji: nieuwzględnienie zmienności kursu realnego wywoływanej przez wahania ryzyka jest kompensowane w systemach VEC- $I(1)$ (6.6) i (6.12) przez duże, zwiększające zmienność transmitowaną bezpośrednio z wahań dysparytetu realnych stóp procentowych, oceny parametru równowagi β_{22} .

Za akceptacją modelu CHEER (6.33)–(6.36) jako satysfakcjonującego opisu mechanizmów determinujących kurs realny PLN/EUR w okresie 1999:01–2009:09 przemawiają również wyniki formalnych testów i wyniki estymacji rekursywnej parametrów równowagi β i dostosowań α .

Na rysunku 6.10 przedstawiono wyniki rekursywnych testów LR restrikcji strukturalizujących (lewy panel) oraz wyniki testów Cb stałości parametrów równowagi (szczegółowy opis testów: Dennis (2006), rozdział 4, Juselius (2006), rozdział 9). Wyniki wskazują na istnienie podstaw do odrzucenia hipotez zakładających poprawność restrikcji preidentyfikowujących i stałość parametrów tylko w modelach VEC obejmujących efekty krótkookresowe, $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$,

w krótszych próbach. Wnioski są jednoznaczne, gdy punktem odniesienia są ścieżki równowagi $\beta'_{v(m)}R_t$: testy $LR(R_1)$ i $Cb(R_1)$ potwierdzają poprawność zaproponowanej wyżej struktury powiązań przyczynowo-skutkowych pomiędzy kursem realnym a krajową i zagraniczną inflacją i stopami procentowymi.

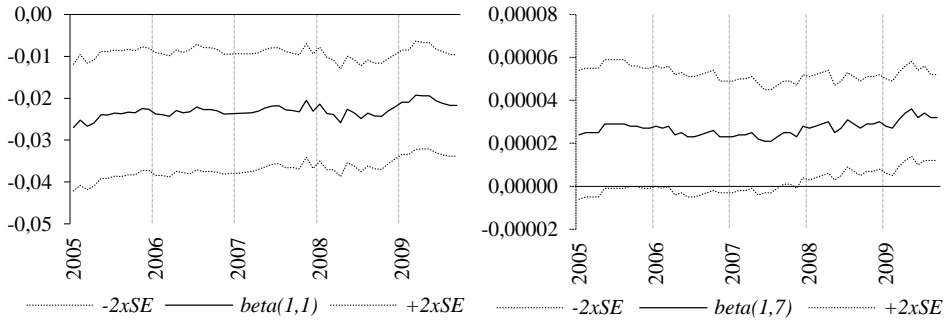


Rysunek 6.10. Rekursywne testy restrykcji strukturalizujących LR i rekursywne testy Cb stałości parametrów równowagi $\beta = \beta$ w modelu VEC-I(1) (6.31) z wektorami kointegrującymi (6.33) i (6.35), 1999:01–2005:01/2009:09

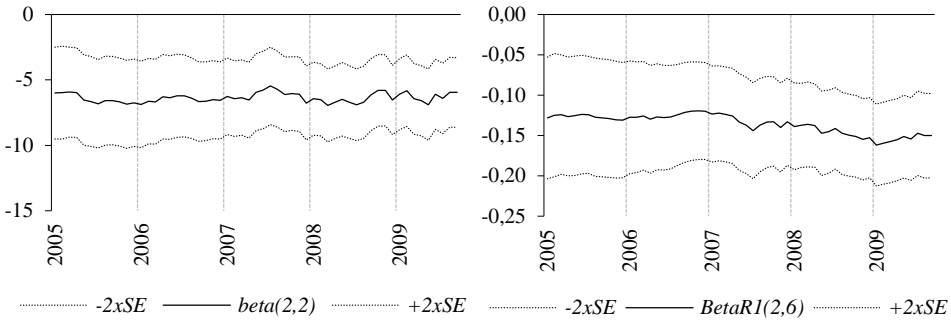
Objaśnienia: LR*, Cb* – wartości krytyczne przy poziomie istotności 0,05; LR(R1), Cb(R1) – testy restrykcji w modelu skoncentrowanym (por. rozdział IV, punkt 5.2, także: omówienie rysunku 4.10)

Estymacja rekursywna parametrów długookresowych β i parametrów dostosowań α także pozwala potwierdzić tezę o stabilności w czasie związków równowagi definiowanych przez równania (6.33) i (6.35) i stabilności parametrów dostosowań w równaniach (6.34) i (6.36). Analiza wyników estymacji rekursywnej przedstawionych na rysunku 6.11 wskazuje, że oceny parametru β_{11} wiążącego inflację krajową z realnym kursem walutowym w równaniu (6.33) wahają się w wąskim przedziale od $-0,25$ do $-0,20$, podczas gdy oszacowanie parametru kwantyfikującego przełożenie zmian dysparytetu realnych stóp procentowych, β_{22} , na wahania kursu realnego oscyluje w przedziale $5,9$ – $6,0$. Jedynie w przypadku oceny parametru mierzącego wpływ ryzyka walutowego na kurs realny można zauważyć niewielki trend spadkowy od wartości $-0,13$ uzyskanej w próbie 1999:01–2005:01 do uzyskanej dla całej próby 1999:01–2009:09 oceny $-0,15$, ale wynik ten można zinterpretować jako pośrednie wsparcie tezy o rosnącym znaczeniu ryzyka walutowego w kształtowaniu kursu realnego PLN/EUR. Także stabilność ocen parametrów dostosowań

inflacji krajowej i kursu realnego do ścieżek równowagi definiowanych – odpowiednio – przez pierwszy i drugi wektor kointegracyjny nie budzi zastrzeżeń.



a. parametry równowagi $\beta_{1(m)}$

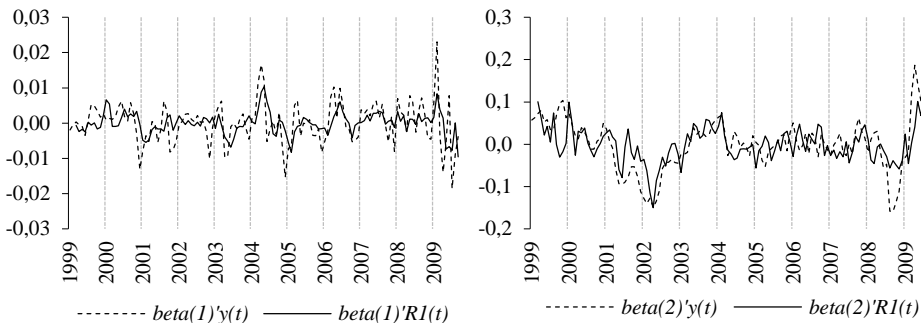


b. parametry równowagi $\beta_{2(m)}$

Rysunek 6.11. Rekursywna estymacja parametrów równowagi modelu VEC-I(1) (6.31) z wektorami kointegracyjnymi (6.33) i (6.35), 1999:01–2005:01/2009:09

Ostatnim wątkiem, który należy podjąć w dyskusji o własnościach modelu CHEER (6.33)–(6.36) jest analiza odchyłań inflacji Δp^T i kursu realnego q^T od trajektorii równowagi. Rysunek 6.12 przedstawia reszty $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{v(m)}R_{1t}$. Analiza graficzna wskazuje, że niezależnie od pozytywnych wyników testów restrykcji strukturalizujących, testów stałości parametrów równowagi oraz wyników estymacji rekursywnej i satysfakcjonująco dokładnego opisu procesów obserwowanych w apogeum kryzysu *subprime*, model CHEER (6.33)–(6.36) może być niewystarczający do replikowania wahań realnego kursu PLN/EUR w okresie następującym bezpośrednio po kryzysie *subprime*. Analiza nierównowag $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{v(m)}R_{1t}$ pozwala wyprowadzić istotne wnioski. I tak, przewar-

tościowanie złotego w drugim półroczu 2008 r. było indukowane przede wszystkim przez mechanizmy krótkookresowe (duże ujemne wartości $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ na prawym panelu rys. 6.12), podczas gdy ścieżka $\beta'_{v(m)}R_{1t}$ wskazuje na umiarkowane przewartościowanie realnego kursu PLN/EUR. Wnioski zmieniają się, gdy uwzględnić dodatnie i duże odchylenia kursu realnego q^T od obu ścieżek równowagi $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{v(m)}R_{1t}$ drugim i trzecim kwartale 2009. Ich interpretacja w ramach skróconej próby 1999:01–2009:09 jest problematyczna, gdyż nie można wykluczyć dwóch alternatywnych wyjaśnień. Zgodnie z pierwszym niedowartościowanie złotego w końcu okresu 1999:01–2009:09 mogło mieć charakter przejściowy, zaś drugie wiąże znaczące i jednokierunkowe odchylenia kursu realnego od obu ścieżek równowagi $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{v(m)}R_{1t}$ z deprecjacją realnego kursu równowagi PLN/EUR na skutek trwałego wzrostu ryzyka globalnego i trwałego wzrostu premii za ryzyko związanego z inwestycjami w aktywa denominowane w złotych. Weryfikacja tak postawionych hipotezy wymaga rozszerzenia badań na okres 1999:01–2011:06.



Rysunek 6.12. Relacje $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{v(m)}R_{1t}$ w modelu VEC-I(1) (6.31) z wektorami kointegrującymi (6.33) i (6.35), 1999:01–2009:09

4.2. Wzrost ryzyka globalnego – model CHEER w okresie 1999:01–2011:06

Zestawione w tabeli 6.14 wyniki estymacji parametrów modelu CHEER z premią za ryzyko prowadzą do wniosku o załamaniu zależności zidentyfikowanych w równaniach (6.33)–(6.36) po rozszerzeniu analizy na cały okres 1999:01–2011:06. Precyzja ocen kluczowych parametrów równowagi wiążących inflację krajową z kursem realnym i realny kurs walutowy z dysparytetem realnych stóp procentowych jest niesatysfakcjonująca. Widoczne jest jednocześnie „rozmywanie się” obu relacji równowagi długookresowej: oszacowania wszystkich parametrów równowagi są zdecydowanie mniejsze niż w równaniach

(6.33) i (6.35), maleje również oszacowanie parametru dostosowań kursu realnego do drugiego wektora kointegrującego i ocena parametru autokorekty kursu realnego ($\pi_{11} = -0,090$ wobec $\pi_{11} = -0,128$ w próbie skróconej 1999:01–2009:09).

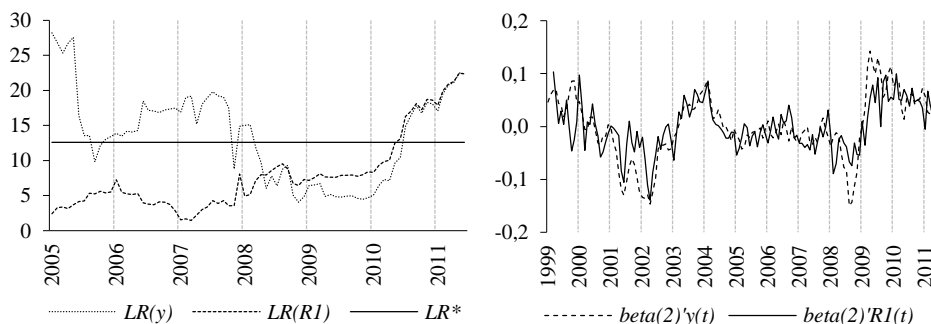
Tabela 6.14. Estymacja parametrów modelu VEC- $I(1)$ (6.31), 1999:01–2011:06

| | q^T | Δp^T | i^S | Δp^{*T} | i^{*S} | U^{DST} | t |
|-------------|------------------------|------------------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|
| β'_1 | -0,0151 (2,1) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,00001 (1,1) |
| β'_2 | 1 | -3,600 (2,1) | 3,600 (2,1) | 3,600 (2,1) | -3,600 (2,1) | -0,108 (3,7) | 0 |
| α'_1 | . | -0,741 (6,6) | 0,016 (4,0) | -0,316 (4,8) | 0,0043 (2,0) | 0 | - |
| α'_2 | -0,097 (3,6) | . | 0,001 (3,3) | 0,017 (3,3) | . | 0 | - |

LR = 0,001

| | |
|---------------|-----------------|
| AR(1) = 0,061 | DH = 0,000 |
| AR(2) = 0,398 | ARCH(1) = 0,461 |
| AR(3) = 0,102 | ARCH(2) = 0,218 |
| AR(4) = 0,194 | |

Objaśnienia: jak do tab. 6.7.



Rysunek 6.13. Rekursywne testy restrykcji strukturalizujących LR, 1999:01–2011:06; relacje $\beta'_{2(m)}Y_{(m)t}$ i $\beta'_{2(m)}R_{1t}$ w modelu VEC- $I(1)$ (6.31), 1999:01–2011:06

Objaśnienia: wyniki estymacji parametrów w całej próbie zawiera dolny panel tabeli 6.14.

Rekursywne testy restrykcji strukturalizujących wskazują na nieadekwatność długookresowej struktury modelu VEC- $I(1)$ (6.31), gdy jego parametry są estymowane w próbach kończących się w drugiej połowie 2009 roku, zaś dalsze wydłużanie próby do czerwca 2011 prowadzi do uzyskiwania coraz większych

wartości sprawdzianów testów restrykcji preidentyfikujących (rys. 6.13, lewy panel) i tym samym do spadku granicznych poziomów istotności w teście LR aż do całkowicie nieakceptowanej wartości 0,001. Jednocześnie analiza odchyień $\beta'_{2(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{2(m)}R_{1t}$ (rys. 6.13, prawy panel) prowadzi do jednoznacznego wniosku o trwałym dodatnim odchyleniu kursu realnego od trajektorii równowagi, przy czym odchylenia od ścieżki *stricte* długookresowej $\beta'_{2(m)}R_{1t}$ są tylko nieznacznie mniejsze od trajektorii równowagi wyznaczonej przy uwzględnieniu mechanizmów krótkookresowych $\beta'_{2(m)}y_{(m)t}$. Taki wynik można interpretować na dwa sposoby. Estymacja parametrów równowagi może wskazywać na utrzymujące się przez ponad 2 lata stabilne niedowartościowanie złotego względem euro. Równie mocne wsparcie znajduje teza o wystąpieniu zmiany strukturalnej w relacji definiującej kurs realny q^T , której skutkiem była trwała deprecjacja kursu równowagi PLN/EUR. W obu przypadkach przyczyny można upatrywać we wzroście globalnego ryzyka walutowego.

Optymalne podejście w modelowaniu zmian strukturalnych polega na rozszerzeniu specyfikacji modelu o takie dodatkowe zmienne, które w całości zaabsorbowałyby przesunięcia poziomów lub zmiany trendów zmiennych endogenicznych i tym samym pozwoliłyby na przywrócenie struktury związków przyczynowo-skutkowych zidentyfikowanych przed wystąpieniem zmiany strukturalnej. Przyjęcie takiej perspektywy w badaniach determinant kursu realnego PLN/EUR oznacza konieczność dokonania takich modyfikacji modelu VEC- $I(1)$ (6.31), które prowadziłyby do konstrukcji systemu o strukturze zbliżonej do równań (6.33)–(6.36). Podstawowa trudność wynika stąd, że identyfikacja obserwowalnych zmiennych indukujących zmianę strukturalną w połowie roku 2009 jest problematyczna. Analiza wycen kontraktów CDS powiązanych z instrumentami denominowanymi w złotych wskazuje wprawdzie na wzrost ryzyka wiążanego z inwestycjami w aktywa denominowane w złotych, ale jednocześnie obserwowany jest wzrost ryzyka wiążanego z bezpiecznymi instrumentami dłużnymi emitowanymi przez rząd Niemiec, czego ostatecznym skutkiem jest stabilizacja wykorzystanej w pracach Kęłowskiego i Welfego (2012) oraz Kęłowskiego (2012) względnej miary ryzyka walutowego $\lambda^{CDS} - \lambda^{*CDS}$ na poziomie obserwowanym już na początku roku 2005 (rys. 6.14).

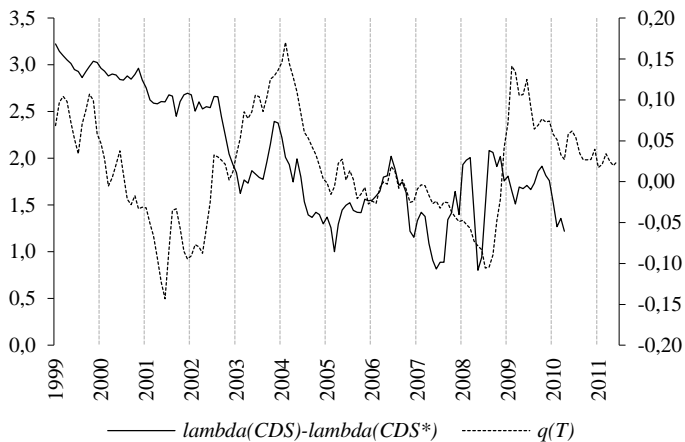
W alternatywnej argumentacji można odwoływać się do wniosków formułowanych na podstawie równania (6.21) wiążącego ryzyko walutowe z jego rynkowymi wycenami π i π^* . W szczególności, efektywna miara ryzyka walutowego powinna uwzględniać asymetrię ($\pi \neq \pi^*$) z jaką inwestorzy wyceniają ryzyko związane z aktywami denominowanymi w walutach peryferyjnych, co ostatecznie prowadzi do rozważenia relacji $\lambda - \tilde{\pi}\lambda^*$, gdzie $0 < \tilde{\pi} < 1$, przy czym dla walut postrzeganych jako niestabilne będzie zachodzić $\tilde{\pi} \rightarrow 0$. Dlatego też

w analizie kursu realnego q^T przyjęto wstępnie rozwiązanie polegające na uwzględnieniu w przestrzeni kointegracyjnej zmiany strukturalnej w okresie wyższego ryzyka globalnego². Ponieważ trudno wskazać aprioryczne przesłanki przemawiające za wyróżnieniem ściśle określonego podokresu, strukturę modelu VEC:

$$y_{(n)}^E = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}, i^S, i^{*S}; t, c09xx]' \quad (6.37a)$$

$$y_{(h)}^X = [U^{DST}] \quad (6.37b)$$

gdzie $c09xx$ oznacza zmienną zero-jedynkową przyjmującą wartość 1 w okresie 1999:xx-2011:06, określono za pomocą kryteriów informacyjnych Schwarz'a SBIC, Hannana-Quinna HQC oraz współczynników korelacji kanonicznej (*trace correlation*) w modelach VEC, które mają interpretację zbliżoną do interpretacji współczynników determinacji R^2 .



Rysunek 6.14. Relatywne wyceny kontraktów CDS i realny kurs walutowy q^T

Tabela 6.15 zawiera zestawienie wyników uzyskanych w modelach VAR przed określeniem rzędu kointegracji (wariant $V = 5$) i w modelu VEC z dwoma wektorami kointegrującymi z akceptowanymi we wszystkich wariantach restrykcjami strukturalizującymi:

² W dyskusji zawartej w następnym punkcie zmiana strukturalna jest wiązana z bezpośrednią aproksymantą ryzyka globalnego.

$$\{\Delta p^T + \beta_{11} q^T + \beta_{13} \Delta p^{*T} + \beta_{18} t\} \sim I(0) \quad (6.38a)$$

$$\{q^T + \beta_{22}((i^S - \Delta p^T) - (i^{*S} - \Delta p^{*T})) + \beta_{26} U^{DST} + \beta_{27} c09xx + \beta_{28} t\} \sim I(0) \quad (6.38b)$$

Oba kryteria informacyjne wskazują model ze zmienną wyróżniającą okres 2009:03–2011:06. Ostateczny wybór padł jednak na model VEC:

$$y_{(n)}^E = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}, i^S, i^{*S}; t, c0904]' \quad (6.39a)$$

$$y_{(h)}^X = [U^{DST}] \quad (6.39b)$$

czego przyczyną była obecność pierwiastków wybuchowych w modelach zawierających zmienne sztuczne $c0903$ i $c0902$.

Tabela 6.15. Kryteria SBIC i HQC i współczynniki korelacji kanonicznej w modelach VEC- $I(1)$ (6.37), 1999:01–2011:06

| Zmiana strukturalna | V = 5, model bez restrykcji | | | V = 2, model z restrykcjami strukturalizującymi | | |
|---------------------|-----------------------------|---------|----------------------|---|---------|----------------------|
| | SBIC | HQC | Korelacja kanoniczna | SBIC | HQC | Korelacja kanoniczna |
| c0902 | -62,01 | -64,60 | 0,6938 | -62,14 | -64,51 | 0,6638 |
| c0903 | -62,07* | -64,67* | 0,6971* | -62,22* | -64,59* | 0,6702* |
| c0904 | -61,95 | -64,55 | 0,6891 | -62,15 | -64,54 | 0,6648 |
| c0905 | -61,89 | -64,49 | 0,6850 | -62,11 | -64,49 | 0,6610 |
| c0906 | -61,88 | -64,47 | 0,6839 | -62,09 | -64,47 | 0,6598 |
| c0907 | -61,93 | -64,52 | 0,6854 | -62,20 | -64,58 | 0,6644 |

Objaśnienia: gwiazdką wyróżniono najmniejsze wartości SBIC i HQC i największe wartości współczynnika korelacji kanonicznej.

Wyniki testów kointegracji wskazujące na obecność dwóch lub trzech wektorów kointegrujących w systemie VEC- $I(1)$ (6.39) zestawiono w tabeli 6.16, zaś wyniki estymacji parametrów równowagi β i dostosowań α przy założeniu $V = 2$, które jest spójne ze wskazaniem testu *Trace* z korektą Bartletta i wynikami uzyskanymi w modelach wykorzystujących próbę 1999:01–2009:09, zaprezentowano w tabeli 6.17.

Wnioski są następujące.

1. Uwzględnienie deprecjacji kursu realnego w okresie następującym bezpośrednio po apogeum kryzysu *subprime* znajduje potwierdzenie empiryczne. Ocena parametru β_{27} jest precyzyjna i wskazuje na osłabienie złotego względem euro o ponad 8%.

2. Rozszerzenie modelu o zmienną sztuczną $c0904$ nie osłabia skali transmisji pomiędzy aproksymantą ryzyka walutowego U^{DST} a kursem realnym q^T . Przeciwnie: w modelu VEC- $I(1)$ (6.39) rośnie zarówno wartość oszacowania parametru β_{26} jak i jego precyzja.

Tabela 6.16. Test kointegracji *Trace* i pierwiastki charakterystyczne macierzy stowarzyszonej w modelu VEC- $I(1)$ (6.39), 1999:01–2011:06

| v | <i>Trace</i> | <i>Trace</i> (B) | <i>p</i> -value | <i>p</i> -value (B) | λ_m^{MAX} |
|-----|--------------|------------------|-----------------|---------------------|-------------------|
| 0 | 218,42 | 196,57 | 0,000 | 0,000 | 0,9786 |
| 1 | 115,96 | 103,46 | 0,000 | 0,000 | 0,9786 |
| 2 | 56,53 | 50,22 | 0,051 | 0,157 | 0,8627 |
| 3 | 20,37 | 18,38 | 0,684 | 0,684 | 0,8627 |
| 4 | 4,07 | 3,16 | 0,958 | 0,958 | 0,6544 |

Objaśnienia: jak do tab. 6.3.

Tabela 6.17. Estymacja parametrów modelu VEC- $I(1)$ (6.39), 1999:01–2011:06.

| | q^T | Δp^T | i^S | Δp^{*T} | i^{*S} | U^{DST} | $c0904$ | t |
|-------------|------------------------|------------------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| β_1' | -0,021 (3,5) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,0001 (2,8) |
| β_2' | 1 | -4,233 (4,3) | 4,233 (4,3) | 4,233 (4,3) | -4,233 (4,3) | -0,166 (8,3) | -0,082 (5,7) | 0 |
| α_1' | -0,590 (1,8) | -0,725 (8,5) | 0,019 (5,2) | -0,330 (5,3) | 0,004 (2,2) | 0 | - | - |
| α_2' | -0,150 (4,6) | . | 0,003 (7,2) | 0,019 (3,3) | 0,0004 (2,1) | 0 | - | - |

LR = 0,199

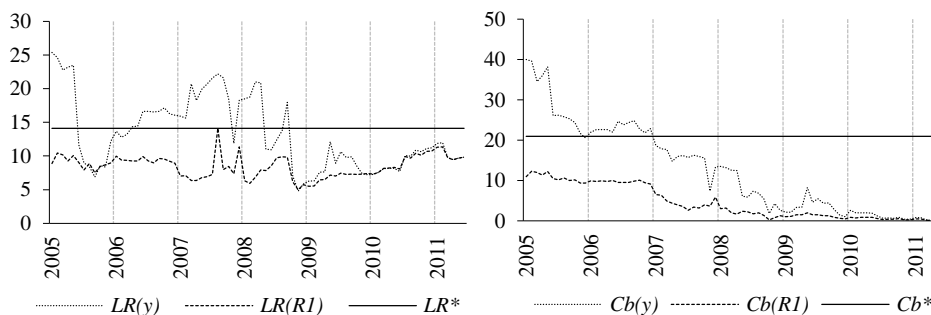
| | |
|---------------|-----------------|
| AR(1) = 0,155 | DH = 0,000 |
| AR(2) = 0,030 | ARCH(1) = 0,084 |
| AR(3) = 0,490 | ARCH(2) = 0,079 |
| AR(4) = 0,240 | |

Objaśnienia: jak do tab. 6.7.

3. Uwagę zwraca spadek oceny parametru mierzącego wpływ zmian dysparytetu realnych stóp procentowych na realny kurs walutowy β_{22} . Taki wynik jest bliższy predykcjom wyjściowego równania UIP (5.5), w którym korespondujący z β_{22} parametr φ_1 kwantyfikuje horyzont oczekiwań kursowych. Ponieważ w przypadku wykorzystania stóp procentowych od aktywów trzymiesięcznych ten ostatni powinien wynosić w przybliżeniu 3, spadek oceny parametru β_{22} z wartości 5,95 w modelu VEC- $I(1)$ (6.31) do 4,23 nie budzi zatem poważniejszych zastrzeżeń. Co więcej, spadkowi oszacowania β_{22} w modelu ze zmianą strukturalną w okresie 2009:04–2011:06 można nadać

interpretację analogiczną do zaproponowanej w przypadku wariantów modelu VEC- $I(1)$ (6.12) bez premii za ryzyko w próbach 1999:01–2009:09 i 1999:01–2011:06 (por. dyskusja wokół wyników w tab. 6.9). W szczególności można argumentować, że większe oszacowanie β_{22} w modelu bez zmiennej zero-jedynkowej $c0904$ wynika z konieczności skompensowania przez ten parametr tej części zmienności kursu realnego, która była skutkiem wzrostu ryzyka globalnego w końcu próby 1999:01–2009:09 (por. rys. 6.12, prawy panel).

4. Wyniki rekursywnych testów LR restrikcji strukturalizujących, testów stałości parametrów długookresowych (rys. 6.15) i rozkłady $\beta'_{2(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{2(m)}R_{1t}$ (rys. 6.16) wskazują na poprawność przyjętej strukturalizacji modelu VEC- $I(1)$ (6.39).

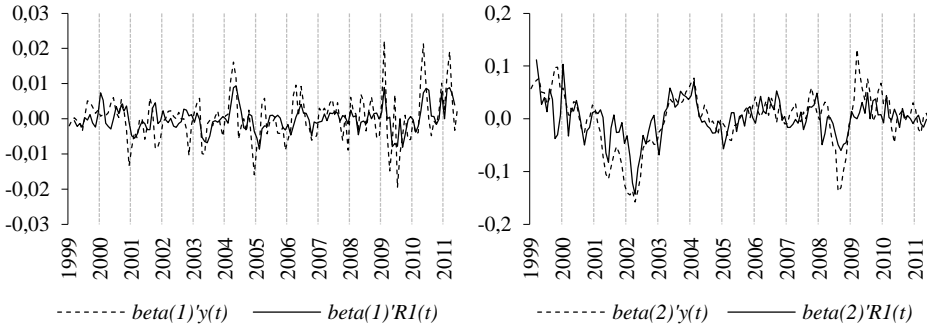


Rysunek 6.15. Rekursywne testy restrikcji strukturalizujących LR i rekursywne testy Cb stałości parametrów równowagi $\beta = \beta$ w modelu VEC- $I(1)$ (6.39) z wektorami kointegrującymi (6.40) i (6.41), 1999:01–2005:01/2011:06

Objaśnienia: jak do rys. 6.10.

5. Dokładniejszego wyjaśnienia wymagają własności stochastyczne modelu. W szczególności niepokojący może być wynik testu Doornika-Hansena DH, który daje jednoznaczne podstawy do odrzucenia hipotezy zakładającej łączną normalność składnika losowego. Bliższa analiza reszt wskazuje, że rozłączny test normalności reszt DH pozwala zaakceptować hipotezę o normalności składników losowych w równaniach kursu realnego Δq^T (graniczny poziom istotności równy 0,127), inflacji krajowej $\Delta^2 p^T$ (0,255) i inflacji w strefie euro (0,328). Wynik testu w równaniu krajowych stóp procentowych Δi^S nie jest już jednoznaczny, gdyż graniczny poziom istotności przyjmuje wartość 0,065, zaś w równaniu Δi^{*S} normalność składnika losowego należy odrzucić. O ostatecznej akceptacji modelu (6.39) zadecydował fakt, iż przyczyną niespełnienia

założeń normalności reszt jest leptokurtyczności ich rozkładów, co pośrednio potwierdzają wyniki testów efektu ARCH, w których graniczne poziomy istotności nie przekraczają 0,10.



Rysunek 6.16. Relacje $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{v(m)}R_{1t}$ w modelu VEC-I(1) (6.39) z wektorami kointegrującymi (6.40) i (6.41), 1999:01–2011:06

Podsumowując wyniki empirycznej analizy modelu CHEER kursu realnego PLN/EUR w okresie 1999:01–2011:06 należy podkreślić, że rozszerzenie specyfikacji modelu VEC-I(1) (6.31) o zmienną zero-jedynkową uwzględniającą potencjalną zmianę strukturalną w równaniu definiującym warunki równowagi kurs realnego q^T pozwala na odtworzenie struktury omawianego wyżej modelu CHEER (6.33)–(6.36). Interpretacja warunków równowagi:

$$\Delta p_t^T = 0,0213 q_t^T - 0,00002t \quad (6.40)$$

(3,5) (2,8)

$$q_t^T = -4,233((i_t^S - \Delta p_t^T) - (i_t^{*S} - \Delta p_t^{*T})) + 0,166 U_t^{DST} + 0,082 c0904_t \quad (6.41)$$

(4,3) (8,3) (5,7)

jest analogiczna do przedstawionej w odniesieniu do modelu CHEER konstruowanego dla próby 1999:01–2009:09 (równania (6.33) i (6.35)) z tym jedynie wyjątkiem, że dołączenie zmiennej $c0904$ w równaniu (6.41) prowadzi do wyróżnienia okresu 2009:04–2011:06 jako tego, w którym nastąpiła deprecjacja realnego kursu równowagi PLN/EUR o 8,0–8,5%. Poza tym uwzględnienie zmiany strukturalnej w roku 2009 prowadzi do identyfikacji równań równowagi o zbliżonych ocenach parametrów równowagi: elastyczność inflacji krajowej względem kursu realnego maleje z $-0,0217$ do wartości $-0,0213$, zaś semielastyczność kursu realnego względem dysparytetu realnych stóp procentowych spada z $-5,95$ do wartości $-4,23$, co zważywszy na dużą wahliwość oszacowań parametru β_{22} jest wynikiem akceptowalnym.

Struktura równań inflacji krajowej i realnego kursu walutowego:

$$\Delta^2 p_t^T = \underset{(8,5)}{-0,725} \{ \underset{(3,5)}{\Delta p_t^T} - \underset{(2,8)}{0,0213} q_t^T + 0,00002(t-1) \} + ST_t^{\Delta p} \quad (6.42)$$

$$\begin{aligned} \Delta q_t^T = & \underset{(4,6)}{-0,150} \{ q_{t-1}^T + \underset{(4,3)}{4,233} ((i_{t-1}^S - \Delta p_{t-1}^T) - (i_{t-1}^{*S} - \Delta p_{t-1}^{*T})) \} + \\ & \underset{(8,3)}{-0,166} U_{t-1}^{DST} - \underset{(5,7)}{0,082} c0904_{t-1} \} + \\ & \underset{(1,8)}{-0,590} \{ \underset{(3,5)}{\Delta p_t^T} - \underset{(2,8)}{0,0213} q_t^T + 0,00002(t-1) \} + ST_t^q \end{aligned} \quad (6.43)$$

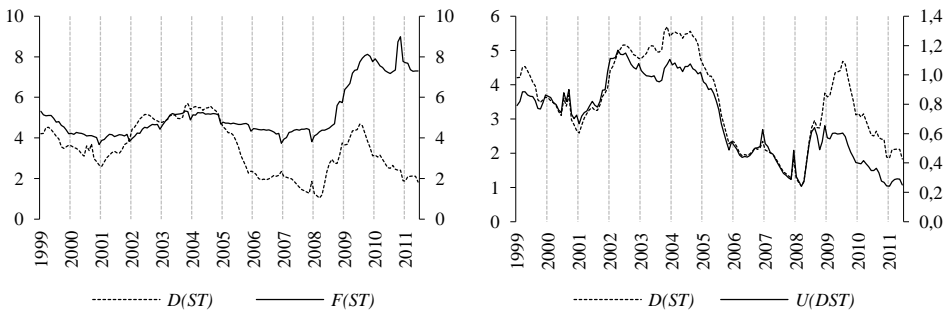
jest zbliżona do struktury równań (6.34) i (6.36), co zapewnia ich analogiczną interpretację. Jedyna poważniejsza różnica wynika faktu, że oszacowanie parametru dostosowań kursu realnego do wektora kointegrującego definiującego ścieżkę równowagi inflacji Δp^T jest mniejsze i jednocześnie mniej precyzyjne, $\alpha_{11} = -0,590, t=1,8$. Zgodnie z zaproponowaną wyżej interpretacją wahań kursu realnego q^T w odpowiedzi na odchylenia Δp^T od trajektorii (6.33) taki wynik osłabia tezę o obecności mechanizmu EEI w równaniu kursu realnego. Wniosek o nieobecności mechanizmów opisywanych przez model Frydmana i Goldberga (2007) w systemie (6.40)–(6.43) byłby jednak przedwczesny. Po pierwsze, pomijając składniki aproksymujące wahania ryzyka walutowego łatwo zauważyć, że równanie (6.41) jest w istocie pierwszym wektorem kointegrującym identyfikowanym w scenariuszu REH6, podczas gdy struktura równania (6.40) jest zbliżona do rozważanego w tym samym scenariuszu CVAR drugiego wektora kointegrującego (por. tab. 3.1). Po drugie, w modelu FG zakłada się powiązanie awersji do ryzyka z ogólnie definiowanymi nierównowagami (*gap effects*, por. dyskusja wokół wzoru (6.35)). Te ostatnie są aproksymowane w modelu CHEER (6.40)–(6.43) przez zmienne U^{DST} i $c0904$.

5. Symetria i asymetria ryzyka walutowego

Bezpośrednie porównanie wyników estymacji parametrów relacji kointegrującej (6.41) z ocenami uzyskanymi we wcześniejszych badaniach kursu realnego PLN/EUR, w których w roli aproksymant ryzyka również wykorzystywano zmienne fundamentalne, nie jest możliwe z dwóch powodów. Po pierwsze, w pracach Kelma i Bęzy-Bojanowskiej (2005), Kelma i Karpa (2005) i Kelma (2010a) przyjęto arbitralne krótkookresową homogeniczność kursu nominalnego, cen krajowych i cen zagranicznych, tj. założenie o identycznych co do skali reakcjach kursu realnego Δq^T na krótkookresowe zmiany kursu nominalnego

Δb oraz cen krajowych Δp^T i zagranicznych Δp^{*T} . Konsekwencją było pominięcie analizy nieliniowego równania PPP dla cen krajowego sektora *tradables* (6.40), a w przypadku niespójności restrykcji homogeniczności krótkookresowej z informacją zawartą w próbie – niezgodność estymatorów parametrów równowagi β . Po drugie, w cytowanych badaniach parametr określający horyzont oczekiwań kursowych ustalano *a priori* na poziomie 12 miesięcy, co miało bezpośredni wpływ na oszacowania semielastyczności realnego kursu walutowego PLN/EUR względem aproksymanty ryzyka walutowego.

Trzecim istotnym źródłem różnic pomiędzy prezentowanymi w poprzednim punkcie wynikami analizy kointegracyjnej modelu CHEER (por. także Kelm, 2010b, 2011) i wynikami wcześniejszych badań jest odmienny sposób aproksymacji ryzyka walutowego. Kelm i Bęza-Bojanowska (2005), Kelm i Karp (2005) i Kelm (2010a) w roli zmiennej aproksymującej ryzyko walutowe wykorzystują relację krajowego krótkookresowego długu sektora rządowego PKB D^{ST} bez odnoszenia jej wartości do analogicznej relacji dla strefy euro F^{ST} . Podstawową przyczyną przyjęcia takiego rozwiązania była niedostępność odpowiednio liczebnych szeregów czasowych dla strefy euro, ale jednocześnie uproszczoną aproksymację premii za ryzyko powiązano w tych pracach z sygnalizowanym wyżej problemem potencjalnej asymetrii w wycenach ryzyka związanego z aktywami denominowanymi w złotych i euro. Analiza kointegracyjna była prowadzona przy dodatkowym założeniu, zgodnie z którym fluktuacje ryzyka związanego z aktywami zagranicznymi są na tyle małe, że ich ostateczny wpływ na zmienność relatywnej miary ryzyka będzie niewielki.



Rysunek 6.17. Aproxymanty ryzyka walutowego D^{ST} , F^{ST} i U^{DST} , 1999:01–2011:06

Założenie o małej zmienności udziału długu krótkookresowego w PKB w strefie euro w okresie poprzedzającym wybuch kryzysu *subprime* nie budzi

poważniejszych zastrzeżeń (rys. 6.17, lewy panel). Graficzna analiza udziału krótkookresowego zadłużenia rządowego w PKB w strefie euro istotnie wskazuje na małą zmienność F^{ST} w latach 1999–2008 i z tego punktu widzenia założenie pełnej asymetrii $\tilde{\pi} = 0$ w relacji $\lambda - \tilde{\pi}\lambda^*$ i wnioski wyprowadzane w badaniach Kelma i Bęzy-Bojanowskiej (2005) (równanie (6.24)) oraz Kelma i Karpa (2005) (równanie (6.25)) nie budzą zasadniczych wątpliwości. Wahania D^{ST} i U^{DST} są zbliżone (rys. 6.17, prawy panel) i należy oczekiwać, że pominięcie składnika F^{ST} nie wpływa istotnie na wnioski. Podobną argumentację można przedstawić w przypadku modelu CHEER (6.33)–(6.36) identyfikującego determinanty kursu realnego q^T i inflacji krajowej Δp^T w próbie 1999:01–2009:09. Jeśli ryzyko globalne jest w przybliżeniu stałe, to założenie symetrii ryzyka $\tilde{\pi} = 1$ nie będzie prowadzić do fałszywych wniosków.

Inaczej jest jednak, gdy uwzględnić próbę 1999:01–2011:06 obejmującą kryzys *subprime* i późniejsze kryzysy zadłużeniowe krajów Unii Europejskiej. Wyniki uzyskane w modelu CHEER (6.40)–(6.43) wskazują na skokowe i trwałe w badanym okresie osłabienie złotego względem euro, co oznacza, że informacja zawarta w zmiennej U^{DST} nie aproksymuje w pełni wahań ryzyka związanego z inwestycjami w aktywa denominowane w złotych.

Uzasadnienie respecyfikacji modelu CHEER, która ostatecznie polegała na zastąpieniu zmiennej sztucznej $c0904$ aproksymantą ryzyka w strefie euro F^{ST} jest następujące. Premii za ryzyko $U^{DST} = \lambda$ można przedstawić jako różnicę pomiędzy premiami za ryzyko związanymi z inwestycjami w aktywa denominowane w złotych i w euro:

$$\lambda = (\lambda^{INT} + \lambda^{EXT}) - (\lambda^{*INT} + \lambda^{*EXT}) \quad (6.44)$$

Ponieważ w pracy analizowany jest kurs bilateralny złotego względem euro, a rozmiary i wpływ na rynki światowe gospodarek Polski i krajów strefy euro są nieporównywalne, można rozważyć upraszczające założenie, zgodnie z którym satysfakcjonująco dokładną miarą ryzyka zewnętrznego λ^{EXT} związanego z inwestycjami denominowanymi w złotych jest suma ryzyka wewnętrznego i zewnętrznego w strefie euro $\lambda^* = \lambda^{*INT} + \lambda^{*EXT} = \lambda^{EXT}$. Równanie (6.44) jest wówczas równoważne tożsamości:

$$\lambda \cong \lambda^{INT} = D^{ST} \quad (6.45)$$

która przy nakreślonych wyżej warunkach uzasadnia analizę modelu, w którym zamiast względnej miary ryzyka U^{DST} wykorzystywana jest asymetryczna miara ryzyka D^{ST} . W przypadku znacznych wahań ryzyka na skutek gwałtownych

zjawisk kryzysowych w skali globalnej równanie (6.44) należy zapisać alternatywnie:

$$\lambda = \lambda^{INT} + (1 + m^U + v^U) \lambda^{EXT} - (1 + m^U) \lambda^* \quad (6.46)$$

gdzie m^U jest „kryzysowym” narzutem w wycenie ryzyka inwestycyjnego w skali globalnej, zaś v^U reprezentuje dodatkowy narzut wyceny ryzyka związanego z inwestycjami w aktywa denominowane w walutach peryferyjnych. Przy założeniu $\lambda^{EXT} = \lambda^*$ otrzymujemy równanie definiujące transfer ryzyka globalnego:

$$\lambda = \lambda^{INT} + v^U \lambda^* \cong D^{ST} + v^U F^{ST} \quad (6.47)$$

Równanie (6.47) jest ilustracją przypadku, gdy wykorzystanie symetrycznej miary ryzyka walutowego U^{DST} do opisu wahań kursu waluty peryferyjnej może okazać się niewystarczające. Analiza wrażliwości modelu CHEER na zmiany specyfikacji powinna zatem obejmować co najmniej trzy alternatywne warianty modelu VEC (6.31). Po pierwsze, należy zanalizować model CHEER dopuszczający asymetrię ryzyka:

$$y_{(n)}^E = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}, i^S, i^{*S}; t, c0904]' \quad (6.48a)$$

$$y_{(h)}^X = [D^{ST}] \quad (6.48b)$$

Po drugie, transfer ryzyka globalnego (6.47) może „zniekształcać” intuicyjnie zrozumiałą zależność, zgodnie z którą wzrost ryzyka związanego z inwestycjami w aktywa denominowane w walucie zagranicznej powinien, *ceteris paribus*, prowadzić do aprecjacji waluty krajowej. Takie założenie nie budzi poważniejszych zastrzeżeń, jeśli analizowane są kursy wymiany walut będących swoimi pełnoprawnymi substytutami, ale już w przypadku analizy kursu waluty peryferyjnej względem głównych walut światowych może wystąpić mechanizm zilustrowany za pomocą równania (6.47). Dane zawarte na rysunku 6.18 potwierdzają takie podejrzenie: wzrost udziału krótkookresowego długu rządowego w PKB w strefie euro na przełomie lat 2008/2009 ma charakter niemal skokowy, a od przełomu pierwszego i drugiego kwartału 2009 obserwowane są oscylacje wokół stałej co „upodabnia” zmienność F^{ST} do obecnej w modelu CHEER zmiennej sztucznej $c0904$. Badania wrażliwości modelu CHEER na zmiany specyfikacji powinny zatem objąć także system VEC- $I(1)$:

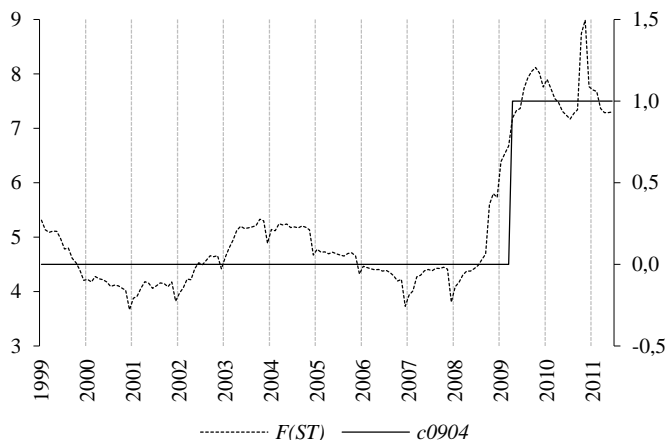
$$y_{(n)}^E = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}, i^S, i^{*S}; t]' \quad (6.49a)$$

$$y_{(h)}^X = [D^{ST}, F^{ST}]' \quad (6.49b)$$

oraz model, w którym występują jednocześnie względna miara ryzyka U^{DST} i aproksymanta ryzyka globalnego F^{ST} :

$$y_{(n)}^E = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}, i^S, i^{*S}; t]' \quad (6.50a)$$

$$y_{(h)}^X = [U^{DST}, F^{ST}]' \quad (6.50b)$$



Rysunek 6.18. Aproksymanta ryzyka walutowego F^{ST} i zmienna $c0904$, 1999:01–2011:06

W analizie kointegracyjnej modeli (6.48)–(6.50) przyjęto założenie o obecności dwóch wektorów kointegrujących, które jest niesprzeczne z wynikami testów kointegracji, oraz założenia o słabej egzogeniczności D^{ST} i F^{ST} , które również wspierają wyniki testów. Wyniki estymacji parametrów równowagi i dostosowań oraz podstawowe diagnostyki zestawiono w tabeli 6.18.

Wnioski są następujące.

1. Oceny parametrów równowagi i parametrów dostosowań są mało wrażliwe na zmiany specyfikacji tej części modelu CHEER, która aproksymuje wahania premii za ryzyko. Oszacowania parametru wiążącego inflację z kursem realnym przyjmują wartości z przedziału (0,016, 0,019) i są tylko nieznacznie mniejsze od wartości referencyjnej 0,021 z modelu CHEER (6.40)–(6.43), podczas gdy oszacowanie parametru kwantyfikującego wpływ dysparytetu realnych stóp procentowych na kurs realny waha się od $-2,282$ do $-3,101$ i są nieco mniejsze od oceny uzyskanej w systemie VEC (6.40)–(6.43). Oceny parametrów ECT są zbliżone we wszystkich rozważonych wariantach.

Tabela 6.18 Analiza wrażliwości: estymacja parametrów modeli VEC- $I(1)$ (6.48) – (6.50), 1999:01–2011:06

a. $y_{(n)}^E = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}, i^S, i^{*S}; t, c0904]'$, $y_{(h)}^X = [D^{ST}]'$

| | q^T | Δp^T | i^S | Δp^{*T} | i^{*S} | D^{ST} | c0904 | t |
|-------------|------------------------|------------------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| β_1' | -0,019 (2,9) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,0003 (2,9) |
| β_2' | 1 | -2,882 (3,3) | 2,882 (3,3) | 2,882 (3,3) | -2,882 (3,3) | -0,031 (9,3) | -0,040 (3,5) | 0 |
| α_1' | . | -0,719 (8,4) | 0,016 (4,3) | -0,347 (5,6) | 0,003 (2,0) | 0 | - | - |
| α_2' | -0,172 (4,7) | . | 0,003 (6,6) | 0,026 (3,8) | . | 0 | - | - |

LR = 0,113

AR(1) = 0,287 AR(2) = 0,050 DH = 0,000
 AR(3) = 0,385 AR(4) = 0,198 ARCH(1) = 0,058 ARCH(2) = 0,047
 SBIC = -61,99 HQC = -64,36 Wsp. korelacji kanonicznej = 0,6580

b. $y_{(n)}^E = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}, i^S, i^{*S}; t]'$, $y_{(h)}^X = [D^{ST}, F^{ST}]'$

| | q^T | Δp^T | i^S | Δp^{*T} | i^{*S} | D^{ST} | F^{ST} | t |
|-------------|------------------------|------------------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| β_1' | -0,016 (2,5) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,0003 (3,0) |
| β_2' | 1 | -2,282 (2,5) | 2,282 (2,5) | 2,282 (2,5) | -2,282 (2,5) | -0,029 (8,8) | -0,012 (3,2) | 0 |
| α_1' | . | -0,680 (7,8) | 0,017 (4,4) | -0,317 (5,2) | . | 0 | 0 | - |
| α_2' | -0,161 (4,4) | . | 0,003 (6,6) | 0,028 (4,1) | . | 0 | 0 | - |

LR = 0,175

AR(1) = 0,029 AR(2) = 0,058 DH = 0,000
 AR(3) = 0,259 AR(4) = 0,074 ARCH(1) = 0,013 ARCH(2) = 0,029
 SBIC = -61,74 HQC = -64,24 Wsp. korelacji kanonicznej = 0,6655

Objaśnienia: jak do tab. 6.7.

2. Wyniki estymacji rekursywnej parametrów równowagi i dostosowań są porównywalne w tym sensie, że potwierdzają stabilność ocen parametrów α we wszystkich próbach 1999:01–2005:01/2011:06 oraz stabilizację oszacowań β w próbach 1999:01–2007:01/2011:06. Zastrzeżeń nie budzą również wyniki rekursywnych testów stałości parametrów równowagi, ale już w przypadku restrykcji strukturalizujących wskazania rekursywnych testów LR są wyraźnie gorsze w modelach (6.48) i (6.49), w których uwzględniono pełną asymetrię ryzyka: graniczne poziomy istotności w testach LR(y) jednoznacznie sugerują

Tabela 6.18 (cd.)

c. $y_{(m)}^E = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}, i^S, i^{*S}; t]'$, $y_{(h)}^X = [U^{DST}, F^{ST}]'$

| | q^T | Δp^T | i^S | Δp^{*T} | i^{*S} | U^{DST} | F^{ST} | t |
|-------------|------------------------|------------------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| β_1' | -0,019 (3,0) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,0003 (3,0) |
| β_2' | 1 | -3,101 (3,4) | 3,101 (3,4) | 3,101 (3,4) | -3,101 (3,4) | -0,144 (8,4) | -0,025 (6,1) | 0 |
| α_1' | -0,308 (1,0) | -0,679 (7,9) | 0,019 (5,2) | -0,292 (4,8) | . | 0 | 0 | - |
| α_2' | -0,149 (4,3) | . | 0,003 (7,2) | 0,024 (3,8) | . | 0 | 0 | - |

LR = 0,301

| | | |
|---------------|---------------|-------------------------------------|
| AR(1) = 0,012 | AR(2) = 0,077 | DH = 0,000 |
| AR(3) = 0,338 | AR(4) = 0,050 | ARCH(1) = 0,029 |
| SBIC = -61,77 | HQC = -64,28 | ARCH(2) = 0,088 |
| | | Wsp. korelacji kanonicznej = 0,6681 |

odrzućenie restrykcji strukturalizujących, zaś graniczne poziomy istotności w testach $LR(R_i)$ w modelu skoncentrowanym oscylują wokół wartości 0,05 i dopiero w próbach 1999:01–2010:07/2011:06 następuje ich wzrost do wartości podanych w tabeli 6.18 (0,113 i 0,175).

3. Własności stochastyczne składników losowych są gorsze w modelach, w których wzrost ryzyka globalnego jest aproksymowany przez krótkookresowe zadłużenie sektora rządowego w krajach strefy euro F^{ST} . W szczególności małe okazują się graniczne poziomy istotności w testach autokorelacji pierwszego rzędu AR(1) składników losowych i testach efektu ARCH. Ponadto wartości informacyjnych kryteriów selekcji Schwarz SBIC i Hannana-Quinna HQC preferują modele, w których okres wzrostu ryzyka globalnego jest wyróżniany przez zmienną sztuczną $c0904$, choć z drugiej strony należy zauważyć, że wyniki testów restrykcji strukturalizujących LR i współczynniki korelacji kanonicznej jednoznacznie sugerują wybór modelu VEC (6.50) z symetryczną miarą ryzyka U^{DST} , w którym skutki wzrostu ryzyka globalnego aproksymuje F^{ST} .

Podsumowując, wybór „ostatecznej” postaci modelu CHEER na podstawie wyników zawartych w tabeli 6.18 jest niejednoznaczny. Ponieważ wnioski o determinantach kursu PLN/EUR w modelu CHEER (6.50):

$$\Delta p_t^T = 0,0189 q_t^T - 0,00003t \quad (6.51)$$

(3,50) (3,0)

$$q_t^T = -3,101((i_t^S - \Delta p_t^T) - (i_t^{*S} - \Delta p_t^{*T})) + 0,144 U_t^{DST} + 0,025 F_t^{ST} \quad (6.52)$$

(3,4) (8,4) (6,1)

są identyczne z przedstawionymi w odniesieniu do równań równowagi w modelu CHEER (6.39) i podobny jest przebieg dostosowań do trajektorii równowagi:

$$\Delta^2 p_t^T = \underset{(7,9)}{-0,679} \{ \underset{(3,0)}{\Delta p_t^T} - \underset{(3,0)}{0,0189 q_t^T} + \underset{(3,0)}{0,00003(t-1)} \} + ST_t^{\Delta p} \quad (6.53)$$

$$\begin{aligned} \Delta q_t^T = & \underset{(4,3)}{-0,149} \{ \underset{(3,4)}{q_{t-1}^T} + \underset{(3,4)}{3,10} ((i_{t-1}^S - \Delta p_{t-1}^T) - (i_{t-1}^{*S} - \Delta p_{t-1}^{*T})) - \underset{(8,4)}{0,144} U_{t-1}^{DST} + \\ & \underset{(6,1)}{-0,025} F_{t-1}^{ST} \} - \underset{(1,0)}{0,308} \{ \underset{(3,0)}{\Delta p_t^T} - \underset{(3,0)}{0,0189 q_t^T} + \underset{(3,0)}{0,00003(t-1)} \} + ST_t^q \end{aligned} \quad (6.54)$$

można jednak paradoksalnie argumentować, że ostateczne rozstrzygnięcie, który z modeli – model CHEER (6.40)–(6.43) czy też model CHEER (6.51)–(6.54) – lepiej opisuje wahania kursu PLN/EUR w reżimie kursu płynnego 1999:01–2011:06, nie jest kluczowe, gdyż oba niosą w istocie tę samą informację o determinantach kursu PLN/EUR.

Podsumowanie

Brak apriorycznych kryteriów wyboru między modelami, w których wahania kursu walutowego są uzależniane od wahań długo- lub krótkoterminowych stóp procentowych jest najważniejszą przyczyną, dla której badania determinant kursu PLN/EUR przeprowadzono dwutorowo rozważając jednocześnie wariant modelu CHEER z oprocentowaniem dziesięcioletnich obligacji rządowych denominowanych w złotych i w euro oraz model ze stopami procentowymi rynku międzybankowego (WIBOR 3M i LIBOR 3M).

Wyniki okazują się symptomatyczne. Analizy kointegracyjne prowadzone przy założeniu obecności w systemach VEC zmiennych zintegrowanych w stopniu co najwyżej pierwszym dają podstawy do odrzucenia hipotezy racjonalnych oczekiwań jako właściwego punktu odniesienia w empirycznych analizach kursu PLN/EUR. Wynik estymacji potwierdzają wprawdzie istnienie relacji kointegrujących w obu modelach CHEER i możliwość nałożenia restrykcji strukturalizujących wiążących realny kurs walutowy PLN/EUR z dysparytetem nominalnych stóp procentowych (co z formalnego punktu widzenia potwierdza nakreślony przez Katarinę Juselius, 2010a scenariusz REH5, por. rozdz. III, tab. 3.1), ale wskazują również na obecność bardzo silnych symptomów $I(2)$ oraz skrajną niestabilność oszacowań parametrów równowagi. Ponieważ analizy modelu VEC- $I(1)$ sugerują jednoznacznie, że zidentyfikowane wektory kointegrujące są w istocie relacjami kointegracji $CI(2,1)$, drugi etap badań modeli

CHEER polegał na zastąpieniu hipotezy REH hipotezą gospodarki niedoskonałej wiedzy i rozszerzeniu badań na modele CHEER ze zmiennymi $I(2)$.

Wyniki estymacji uzyskane w procedurze kointegracyjnej $I(2)$ -w- $I(1)$ prowadzą do wniosku o nieakceptowalnych własnościach modeli CHEER z długolub krótkoterminowymi stopami procentowymi. Po pierwsze, w modelu CHEER z stopami długoterminowymi nieobecne są wprawdzie poważniejsze, wywołane kryzysem *subprime* symptomy zmian strukturalnych w relacjach równowagi, ale jednocześnie realny kurs PLN/EUR okazuje się zmienną słabo egzogeniczną. Po drugie, zastąpienie stóp długoterminowych stopami rynku międzybankowego prowadzi do skonstruowania modeli, w których kurs realnych dostosowuje się do identyfikowanych trajektorii równowagi, ale jednocześnie pojawiają się wyraźne symptomy zmiany strukturalnej od połowy 2009 r. Dalsze badania modelu CHEER ograniczono do wariantu ze stopami krótkoterminowymi i przyjęto jednocześnie sekwencyjną procedurę konstrukcji modelu CHEER. Jej pierwszy etap polegał na identyfikacji determinant realnego kursu PLN/EUR w okresie 1999:01–2009:09, w którym miało wprawdzie miejsce dostosowanie kursu nominalnego z przełomu lat 2008–2009, ale w relacjach równowagi identyfikowanych dla kursu PLN/EUR nie zaznaczyły się jeszcze wyraźniejsze oznaki zmian strukturalnych. W drugim etapie analizą objęto cały okres 1999:01–2011:06 i na podstawie wyników estymacji wskazujących na głęboką zmianę strukturalną podjęto próbę zidentyfikowania przyczyn trwałej realnej deprecjacji złotego względem euro.

Wnioski są następujące:

1. Ograniczenie badań do powiązań kursu realnego z inflacją i nominalnymi stopami procentowymi w Polsce i strefie euro w okresie 1999:01–2009:09 jest rozwiązaniem niesatysfakcjonującym, gdyż prowadzi do modelu VEC o niestabilnych parametrach równowagi. Wyniki okazują się jednak w pełni akceptowalne po rozszerzeniu modelu o premię za ryzyko aproksymowaną przez relację udziałów w PKB krótkookresowego zadłużenia sektora rządowego w Polsce i strefie euro. Może to oznaczać, że czynnikiem decydującym w przeważającej mierze o wahaniami kursu PLN/EUR przed kryzysem *subprime* były wahania ryzyka walutowego indukowane przez nierównowagę sektora fiskalnego.

2. Źródła gwałtownego osłabienia złotego na przełomie lat 2008–2009 mają charakter zewnętrzny. Analiza modelu CHEER w okresie 1999:01–2011:06 potwierdza jednoznacznie, iż założenie o wystąpieniu zmiany strukturalnej (rozszerzenie modelu o odpowiednią zmienną zero-jedynkową) w relacji równowagi kursu realnego PLN/EUR prowadzi do „odtworzenia” struktury zależności przyczynowo-skutkowych obserwowanych przed kryzysem *subprime* w modelu VEC o stabilnych parametrach i akceptowalnych własnościach stochastycznych.

Z analizy empirycznej wynika ponadto, że w analizach kursu PLN/EUR zmienność satysfakcjonująco dokładnie aproksymującą wahania ryzyka globalnego są charakterystyki napięć w sektorach fiskalnych krajów strefy euro. Taki wynik prowadzi do wniosku, iż stabilność finansów publicznych w Polsce jest jedynie warunkiem koniecznym stabilizacji kursu PLN/EUR. Warunkiem dostatecznym i tym samym dominującym jest stabilność międzynarodowych rynków finansowych, a to z kolei oznacza, że w świetle wyników uzyskanych na podstawie modelu CHEER, przystąpienie Polski do strefy euro nie musi być kwestią kilku najbliższych lat.

Rozdział VII

ŚREDNIOOKRESOWE MODELE KURSÓW WALUTOWYCH. MODEL BEER

Wprowadzenie

Wyniki analiz kointegracyjnych przedstawionych w rozdziale VI wskazują, że warunkiem konstrukcji modelu CHEER kursu PLN/EUR urealnianego cenami sektora wymiennego, który miałby jednocześnie akceptowalną interpretację ekonomiczną i pożądane własności stochastyczne, jest uwzględnienie wahań krótkoterminowych stóp procentowych i premii za ryzyko. Opisywane przez model CHEER powiązania kursu realnego z realnymi stopami procentowymi i ryzykiem walutowym mają wówczas interpretację zależności *stricte* krótkookresowej, nawiązującej do spekulacyjnych strategii inwestycyjnych *carry trade* (np. Sławiński, 2008). Horyzont analizy ulega wydłużeniu, gdy stopy krótkoterminowe są zastępowane przez oprocentowanie długoterminowe. Modelowi CHEER można wtedy nadać interpretację postaci zredukowanej większego modelu strukturalnego, w którym oddziaływanie zmiennych fundamentalnych na kurs realny jest aproksymowane przez długoterminowe stopy procentowe. Jeśli jednak te ostatnie nie obejmują całej informacji o fundamentalnych przyczynach wahań kursu realnego, to specyfikacja modelu będzie nadal niekompletna i zidentyfikowanie w jego ramach trajektorii równowagi, wzdłuż których następują dostosowania kursu realnego będzie niemożliwe. Wyniki analiz kointegracyjnych potwierdzają ten ostatni wniosek, co w naturalny sposób prowadzi do pytania o możliwość zastąpienia dysparytetu stóp długoterminowych innymi zmiennymi makroekonomicznymi. Takie rozwiązanie pozwoliłoby uwzględnić oddziaływanie na kurs realny nie tylko zidentyfikowanych w poprzednim rozdziale czynników krótkookresowych, ale również przeprowadzić analizę determinant kursu PLN/EUR w dłuższych horyzontach czasowych.

Wskazanie zmiennych oddziałujących na kursy walutowe w okresie średnim i długim nie jest kłopotliwe. Mechanizm Balassy-Samuelsona jest powszechnie postrzegany jako najważniejsza przyczyna aprecjacji kursu PLN/EUR

deflowanego indeksami cen konsumenta i przyczyna prawdopodobna aprecjacji kursu PLN/EUR urealnianego indeksami cen sektora *tradables* (Bęza-Bojanowska, 2008, 2009; Bęza-Bojanowska i MacDonald, 2009). Istotna rola w kształtowaniu kursu PLN/EUR jest także przypisywana zmianom wskaźników *terms of trade* (Milo i Wrzesiński, 2005) i dostrzegany jest potencjalny związek między kursem i zadłużeniem zagranicznym (Rubaszek, 2003a, 2003b; Bęza-Bojanowska, 2009; Bęza-Bojanowska i MacDonald, 2009).

Rozszerzenie modelu CHEER o dodatkowe zmienne fundamentalne nie jest jednak zadaniem trywialnym. Przyczyny wskazano już w rozdziale I: każdy kurs walutowy, przy którym na rynku walutowym zawierane są transakcje kupna-sprzedazy, może być postrzegany jako kurs równowagi, a to oznacza, że między kursem walutowym zgodnym z równowagą *steady state* a kursami śróddziennymi (tickowymi) zawiera się całe spektrum kursów walutowych, którym – przy dodatkowych założeniach – można nadać interpretację kursów równowagi. Clark i in. (1994) podkreślają, że kluczowym problemem jest wybór czasowego horyzontu analizy empirycznej, gdyż to właśnie on decyduje o liście determinant kuru walutowego. Podnoszony przez Clarka i in. (1994) argument, że inne mechanizmy decydują o wahaniami kursu walutowego w okresie krótkim, a inne w okresach dłuższych, nie budzi zastrzeżeń, ale jednocześnie nie może być interpretowany jako przesłanka do arbitralnego podziału determinant kursu walutowego na grupy zmiennych, których oddziaływanie zaznacza się wyłącznie w określonych horyzontach czasowych. MacDonald (1999a) zauważa z kolei, że długookresowe analizy modelu PPP są uzasadnione tylko wtedy, gdy celem jest empiryczne potwierdzenie mechanizmów implikowanych przez teorię ekonomii, ale już przydatność uzyskiwanych w ich ramach wyników w projektowaniu polityki monetarnej i fiskalnej jest niewielka i należy w związku z tym rozważyć modele wiążące wahania kursów realnych z odpowiednio definiowanymi, szerszymi zbiorami zmiennych fundamentalnych.

W ogólnym przypadku można wskazać dwie, w znacznej mierze kompletarne, strategie analiz realnego kursu walutowego. Po pierwsze, możliwe jest zastosowanie podejścia „teoretycznego”, które w niewielkim uproszczeniu polega na zdefiniowaniu alternatywnych do obecnych w modelu PPP warunków równowagi, konstrukcji spójnego z nimi modelu teoretycznego, rozwiązaniu go i wyprowadzeniu zredukowanego równania kursu realnego, które jest następnie poddawane weryfikacji empirycznej. Po drugie, możliwe jest przyjęcie strategii „empirycznej”, w której warunki równowagi nie są definiowane *a priori*. Przykładem takiego podejścia w modelowaniu kursu złotego względem euro jest zaprezentowany w poprzednim rozdziale model CHEER, w którym warunek równowagi (6.41) potwierdza obecność na rynku złotego *stricte* krótkookreso-

wych strategii spekulacyjnych *carry trade* (i tym samym definiuje krótkookresową równowagę rynku kapitałowego), podczas gdy równanie cen (6.40) potwierdza średniookresową konwergencję cen krajowych do cen w strefie euro. Wnioski są klarowne: analiza kointegracyjna umożliwia ominięcie problemu jakim jest identyfikacja założeń jednoznacznie określających czasowy horyzont analizy empirycznej, gdyż relacje kointegrujące definiują w istocie tzw. warunki równowagi w próbie, zaś relacje *stricte* długookresowe lub też zależności spójne z równowagą *steady state* są jedynie empirycznie falsyfikowalnymi hipotezami badawczymi. Ujmując problem z innej perspektywy należy podkreślić, że horyzonty czasowe alternatywnych do PPP warunków równowagi są definiowane w modelach VEC *implicit* poprzez dobór zmiennych i długość okresu obejmowanego analizą, gdyż wykorzystanie dłuższych prób ułatwia potwierdzenie oddziaływania na kurs walutowy takich zmiennych fundamentalnych jak produktywność czynników produkcji lub poziom aktywów zagranicznych netto.

Dyskusja przedstawiona w dalszej części rozdziału koncentruje się na podejściu teoretycznym w modelowaniu średnio- i długookresowych determinant kursów realnych.

1. Realne kursy równowagi w średnim okresie

Przegląd literatury poświęconej podejściu teoretycznemu w modelowaniu zależności kursów realnych od zmiennych oddziałujących na nie w horyzontach krótszych niż wynikające z modelu parytetu siły nabywczej walut pozwala sformułować wniosek o dużej różnorodności przyjmowanych rozwiązań. Modele teoretyczne różnią się stopniem szczegółowości, co w naturalny sposób przekłada się na szczegółowość formułowanych na ich podstawie wniosków, oraz założeniami, które z jednej strony zależą od roli przypisywanej wybranym zmiennym w kształtowaniu odchyłeń kursów realnych od poziomu PPP, z drugiej zaś determinują postać modelu teoretycznego i ostateczną postać zredukowanego równania kursu realnego.

Przykład modelu o dużym stopniu ogólności zawiera dość szeroko cytowana praca Neary'ego (1988). Analizowana jest tam mała otwarta gospodarka składająca się z sektorów produkujących dobra wymienne i niewymienne, a celem jest określenia czynników wpływających na zmiany poziomu kursu walutowego, który zapewnia zrównanie krajowych dochodów i wydatków. Rozważania są prowadzone w ramach modelu, którego osią jest funkcja wydatków w handlu zagranicznym C^{AN} (*trade expenditure function*) definiowanych

jako różnica pomiędzy wydatkami C^N i dochodem odpowiadającym produkcji krajowej Y korygowanym o saldo nadwyżkowych dochodów sektora prywatnego wynikających ze zmian polityki fiskalnej lub transferów z zagranicy G^F :

$$C^{AN} = C^N(U, P^{NT}, P^T, H^B) - Y(P^{NT}, P^T, A) + G^F \quad (7.1)$$

gdzie:

U – ogólna miara użyteczności krajowej (zagregowane użyteczności indywidualne lub poziom majątku ogólnospołecznego przy założeniu optymalnej redystrybucji dochodów),

P^T, P^{NT} – indeksy cen w sektorze wymiennym i niewymiennym,

H^B – przyzwyczajenia i gusty konsumentów,

A – łączna produktywność czynników produkcji,

G^F – transfery.

Tak zdefiniowany system znajduje się w równowadze, gdy zagregowane wydatki zrównują się z dochodami, $C^{AN} = 0$, oraz gdy zachodzi równowaga na rynku wewnętrznym, której warunkiem jest brak nadwyżkowego popytu na dobra produkowane przez sektor *non-tradables*, $\partial C^A / \partial P^{NT} = 0$.

Analiza Neary'ego (1988) polega na ustaleniu źródeł potencjalnych szoków decydujących o zmianach użyteczności U , a następnie na znalezieniu postaci końcowej modelu (7.1), na podstawie której możliwe jest określenie kierunku dostosowań kursu walutowego równowagi w odpowiedzi na rozważane szoki. W tym celu definiowana jest funkcja ϕ^U , której argumentami są takie zmienne egzogeniczne jak ceny w sektorze wymiennym, aproksymanty przyzwyczajzeń konsumentów, szoki technologiczne i zmiany TFP, zmiany polityki fiskalnej oraz transfery kapitałów zagranicznych. Przy założeniu, zgodnie z którym ϕ^U mierzy zagregowany efekt dowolnej kombinacji wartości zmiennych egzogenicznych, przyrost $\Delta\phi^U$ jest miarą zmiany zagregowanej użyteczności U wywołanej przez egzogeniczne szoki, $\Delta\phi^U = \Delta U$.

Rozwiązanie modelu (7.1) wymaga przyjęcia dodatkowych założeń. Jednym z kluczowych jest założenie o obecności mechanizmów substytucji między popytem na dobra niewymienne i wymienne oraz substytucji pomiędzy podażą dóbr niewymiennych i wymiennych. W takim przypadku macierz drugich pochodnych

$$\tilde{\Omega} = -\partial^2 C^A(U, P^{NT}, P^T, A, G^F) / \partial^2 P^{NT} \quad (7.2)$$

jest symetryczna i dodatnio określona, a jej elementy mają interpretację elastyczności popytu na dobra niewymienne względem cen tych dóbr. Renormalizacja

macierzy substytucji $\tilde{\Omega}$ za pomocą diagonalnej macierzy D^{NT} , której elementami są ceny dóbr niewymiennych $\Omega = (D^{NT} \tilde{\Omega} D^{NT})^{-1}$, a następnie rozwiązanie (7.1) prowadzi ostatecznie do równania (por. Neary, 1988, równanie (11)):

$$\Delta(p^{NT} - p^{NT}) = n'_{(k)} \Omega \cdot (d^{NT}_{(k)} - s^{NT}_{(k)}) \Delta\phi^U \quad (7.3)$$

gdzie: $k = 1, \dots, K$, w którym reakcja dynamiki relatywnych cen w sektorze *non-tradables* na jednostkowy wzrost użyteczności zależy od (i) różnicy pomiędzy krańcowymi elastycznościami popytu na dobra niewymienne $d^{NT}_{(k)}$ i krańcowymi elastycznościami podaży sektora *non-tradables* $s^{NT}_{(k)}$ względem użyteczności U oraz (ii) wag definiowanych jako iloczyn $n'_{(k)} \Omega$, tj. od udziałów poszczególnych dóbr niewymiennych w koszyku konsumpcyjnym $n_{(k)}$ oraz elementów macierzy Ω , którym można nadać interpretację kosztów związanych z substytuowaniem droższych dóbr niewymiennych.

Wnioski możliwe do wyprowadzenia na podstawie równania (7.3) mają bardzo ogólny charakter, gdyż ostateczna reakcja relatywnych cen w sektorze *non-tradables* zależy od rodzajów szoków oddziałujących na gospodarkę oraz od wartości wszystkich cenowych elastyczności podaży i popytu w sektorze produkującym dobra niewymienne oraz dochodowych elastyczności popytu (Coudert i in., 2008). W szczególności Neary (1988) zauważa, że dowolny dodatni egzogeniczny szok $\Delta\phi^U$ będzie prowadził do wzrostu $\Delta(p^{NT} - p^T)$ i tym samym aprecjacji kursu urealnianego ogólnymi indeksami cen¹, jeśli tylko indukowane przezeń efekty popytowe $d^{NT}_{(k)}$ będą większe od efektów podażowych $s^{NT}_{(k)}$. Neary (1988) podkreśla jednocześnie rolę szoków generowanych przez transfery kapitałów zagranicznych, szoków produkcyjnych wiązanych z efektem Balassy-Samuelsona oraz szoków, których źródłem są odpowiadające wahaniom *terms of trade* zmiany cen relatywnych w sektorze dóbr wymiennych.

Przykłady modeli teoretycznych, w których założenia definiujące warunki równowagi realnego kursu walutowego bezpośrednio przekładają się na postać zredukowanego równania kursu realnego zaprezentowano m.in. w pracach Elbadawiego (1994) oraz Baffesa i in. (1999) (por. także Edwards, 1989, 1994; Lane i Milesi-Ferretti, 2004). Elbadawi (1994) rozważa elementarny model makroekonomiczny, w którym absorpcja w cenach stałych A^B jest sumą

¹ Relacja cen krajowego sektora niewymiennego i wymiennego $p^{NT} - p^T$ definiuje wewnętrzny kurs walutowy q^{INT} (*internal exchange rate*). Przy założeniu, że ogólny indeks cen krajowych i zagranicznych jest definiowany przez równanie (1.16) oraz założeniu równości wag $v_r = v_r^*$ i prawdziwości modelu PPP dla cen sektora *tradables* $p_T = b + p_r^*$, zachodzi $q = (1 - v_r)(b - p^{NT} + p^{*NT})$. Wzrost kursu wewnętrznego q^{INT} implikuje spadek q , tj. aprecjację kursu realnego.

konsumpcji indywidualnej C^N i egzogenicznej konsumpcji rządowej G^N , $A^B = C^N + G^N$. Wydatki rządowe G^N pozostają w stałej proporcji G^Y do dochodu Y , $G^N = G^Y Y$, zaś wydatki kierowane na zakup dóbr wytwarzanych przez sektor *non-tradables* G^{NT} są stałą frakcją wydatków ogółem G^N , $G^{NT} = G^{NTG} G^N$. Inne są założenia przyjmowane w odniesieniu do konsumpcji indywidualnej. Zakłada się, że udział wydatków na dobra niewymienne C^{NT} w wydatkach ogółem C^N jest funkcją cen sektora *non-tradables* P^{NT} oraz wyrażonych w walucie krajowej cen eksportu P^E i importu P^M :

$$C^{NT} = p^D(P^{NT}, P^E, P^M) \cdot C^N = p^D(P^{NT}, P^E, P^M) \cdot (A^B - G^Y Y) \quad (7.4)$$

co prowadzi do poniższego równania popytu na dobra niewymienne:

$$C^{NT} + G^{NT} = p^D(P^{NT}, P^E, P^M) \cdot (A^B - G^Y Y) + G^{NTG} G^Y Y \quad (7.5)$$

W modelu Elbadawiego (1994) udział podaży sektora *non-tradables* Y^{NT} w podaży ogółem Y jest również funkcją cen sektora *non-tradables* oraz cen importu i eksportu:

$$Y^{NT} = p^S(P^{NT}, P^E, P^M) \cdot Y \quad (7.6)$$

Sektor dóbr niewymiennych jest w równowadze, gdy $Y^{NT} = C^{NT} + G^{NT}$, tj.:

$$p^S(P^{NT}, P^E, P^M) = p^D(P^{NT}, P^E, P^M) (A^{BY} - G^Y) + G^{NTG} G^Y \quad (7.7)$$

gdzie: $A^{BY} = A^B / Y$. Wyznaczenie kursu realnego spójnego z powyższym warunkiem równowagi polega na przyjęciu założenia, zgodnie z którym w małej i otwartej gospodarce wyrażone w walucie lokalnej ceny eksportu i importu są wprost proporcjonalne do nominalnego kursu walutowego B i zagranicznych cen eksportu P^{*E} i importu P^{*M} :

$$P^E = B(1 - t^E) P^{*E} \quad (7.8a)$$

$$P^M = B(1 - t^M) P^{*M} \quad (7.8b)$$

gdzie t^E i t^M oznaczają krajowe stawki opodatkowania eksportu i importu. Przyjmując, że ceny krajowego sektora *tradables* są determinowane przez kurs nominalny oraz średnią ważoną zagranicznych cen eksportu i importu, a następnie definiując wewnętrzny realny kurs walutowy:

$$q^{INT} = p^{NT} - p^T = p^{NT} - (b + \kappa_E^* P^{*E} + (1 - \kappa_E^*) P^{*M}) \quad (7.9)$$

gdzie $0 < \kappa_E^* < 1$, i rozwiązując równania (7.7)–(7.9) względem q^{INT} , Elbadawi (1994) pokazuje, że realny kurs wewnętrzny:

$$q^{INT} = p^{NT} - p^T = q^{INT}(a^{BY}, g^Y, g^{NTG}, p^E - p^M, t^E, t^M) \quad (7.10)$$

jest funkcją takich zmiennych fundamentalnych jak udział absorpcji krajowej w dochodzie ogółem, udział wydatków sektora rządowego w dochodzie ogółem i udział wydatków rządowych na produkty sektora niewymiennego w wydatkach rządowych ogółem, które reprezentują wahania popytu i struktury krajowego popytu konsumpcyjnego, oraz wskaźników *terms of trade* i instrumentów polityki fiskalnej, które – w niewielkim uproszczeniu – aproksymują konkurencyjność analizowanej gospodarki na międzynarodowych rynkach towarowych.

Ograniczenia modelu Elbadawiego (1994) są oczywiste. Wynikowe równanie kursu realnego (7.10) jest wyprowadzane przy założeniu, że o odchyleniach kursu realnego od poziomu równowagi długookresowej PPP decydują czynniki popytowe, podczas gdy oddziaływanie na kurs wewnętrzny mechanizmów podaźowych związanych ze zmianami technologii i wzrostem kapitału ludzkiego jest ignorowane. Ponadto model (7.4)–(7.10) nie uwzględnia nie tylko potencjalnego oddziaływania na kurs walutowy przepływów kapitałów inwestycyjnych (indukowanych przez różnice krańcowych produktywności kapitału), ale ignoruje również skutki tzw. frykcji rynkowych, które pojawiają się w przypadku stosowania przez firmy strategii cenowych PTM. Podsumowując powyższą krytykę należy podkreślić, że model Elbadawiego (1994) jest przykładem jednego z częściej przyjmowanych rozwiązań w modelowaniu wpływu zmiennych fundamentalnych na realny kurs walutowy, ale ma jednocześnie jedynie charakter cząstkowy, gdyż pozwala na identyfikację tylko niektórych kanałów, poprzez które zmienne fundamentalne oddziałują na kurs realny.

Wskazanie podejść alternatywnych nie jest kłopotliwe. Lane i Milesi-Ferretti (2004) rozważają dwusektorowy model małej otwartej gospodarki, w którym reprezentatywny agent maksymalizuje użyteczność rosnącą wraz ze (i) wzrostem konsumpcji dóbr wymiennych i niewymiennych (powiązanych stałą elastycznością substytucji) i (ii) spadkiem nakładów pracy w sektorze *non-tradables*. Ograniczenie budżetowe zakłada, że wszystkie nadwyżki dochodów (których źródłami są odsetki od obligacji zagranicznych, dochody z pracy oraz eksport netto) ponad wydatki konsumpcyjne są przeznaczane na zakup obligacji zagranicznych. Ostatecznie, w warunkach równowagi *steady state* realny kurs wewnętrzny $q^{INT} = p^{NT} - p^T$ jest funkcją (i) udziału inwestycji w obligacje zagraniczne w dochodzie ogółem, (ii) stopy zwrotu z tych inwestycji, (iii) wskaźnika *terms of trade* oraz (iv) produkcji krajowego sektora *tradables*,

której wzrost – przy ustalonej produkcji ogółem – przekłada się na wzrost kursu wewnętrznego q^{INT} . W analizie powyższego modelu Lane i Milesi-Ferretti (2004) rozważają system, w którym odchylenia realnych kursów walutowych od poziomu *steady state*:

$$q = q(A^{NFA}, p^E - p^M, y^{PC}) \quad (7.11)$$

zależą od relacji aktywów zagranicznych netto (*net foreign assets*; NFA, równoważnie: międzynarodowa pozycja inwestycyjna, *international investment position*, A^C) do PKB, $A^{NFA} = A^C / Y$, *terms of trade* $p^E - p^M$ oraz relacji krajowej i zagranicznej produkcji *per capita*, $y^{PC} = (y - l_{POP}) - (y^* - l_{POP}^*)$, L_{POP} , L_{POP}^* – liczba ludności w kraju i za granicą). Christopoulos i in. (2011) przedstawiają rozszerzenie modelu (7.11), w którym silny akcent jest kładziony na rolę czynników podażowych (pełniących w modelu Lane’a i Milesi-Ferrettiego (2004) w istocie rolę tzw. zmiennych kontrolnych, *control variables*) oraz potencjalne interakcje pomiędzy aktywami zagranicznymi netto i zmianami relacji TFP w kraju i za granicą, tj. zależności między implikowanymi przez A^{NFA} efektami majątkowymi (*transfer effect*, np. Caves i in., 1998, s. 94–98) i rozważanymi w modelu Balassy-Samulesona mechanizmami podażowymi. Alberola i in. (1999) rozważają z kolei jednoczesne oddziaływanie na realny kurs walutowy czynników popytowych i podażowych, podczas gdy Choudhri i Khan (2005) proponują model uwzględniający obecność strategii PTM.

Wspólną cechą wymienionych wyżej modeli teoretycznych jest to, że wyjaśniają one tylko niektóre mechanizmy powodujące odchylenia kursów realnych od równowagi długookresowej \bar{q} . Truizmem jest stwierdzenie, że przyczyn cząstkowego charakteru modeli teoretycznych należy upatrywać w odmiennie formułowanych hipotezach badawczych i analizie systemów gospodarczych, w których w pewnych okresach silniej zaznacza się oddziaływanie tylko niektórych determinant kursów realnych, jednak niemożność wskazania modeli jednocześnie uwzględniających oddziaływanie wszystkich najważniejszych determinant $z_{(k)}$ ($k=1, \dots, K$), realnych kursów walutowych, $q_t = \phi'_{(k)} z_{(k)t} + \varepsilon_t$, jest w badaniach empirycznych o tyle istotna, że może być przyczyną krytyki akcentującej arbitralny charakter specyfikacji modeli ekonometrycznych. Naturalnym rozwiązaniem wydaje się zastosowanie strategii modelowania *od-gółu-do-szczegółu* Hendry’ego (*form-general-to-specific modeling*, FGTS), w której punktem wyjścia jest model empiryczny zakładający oddziaływanie na kurs realny wszystkich najważniejszych mechanizmów identyfikowanych w cząstkowych modelach teoretycznych. Przeprowadzenie sekwencji testów statystycznych powinno prowadzić do uproszczenia modelu i tym

samym pozwolić na identyfikację najważniejszych przyczyn średnio- i krótkookresowego dysparytetu kursu walutowego. W ogólnym przypadku użyteczność strategii FGTS w modelowaniu realnego kursu walutowego nie budzi zastrzeżeń, ale w już w zastosowaniach empirycznych ujawniają się jej dość istotne ograniczenia. Uwagę zwracają dwa problemy.

1. Warunkiem poprawności wniosków formułowanych w ramach podejścia FGTS jest wykorzystanie dostatecznie liczebnych szeregów czasowych. Niedostępność odpowiednio długich szeregów czasowych staje się szczególnie dotkliwa, gdy analiza jest prowadzona w modelach wektorowej korekty błędem, w których rozszerzenie specyfikacji o jedną dodatkową zmienną endogeniczną lub wydłużenie horyzontu opóźnień o tylko jeden okres wiąże się ze znacznym wzrostem liczby szacowanych parametrów i towarzyszącym mu spadkiem mocy testów kointegracji i restrykcji strukturalizujących;

2. Istotne problemy związane z zastosowaniem strategii FGTS w analizach kursu realnego mogą wynikać stąd, że ujmowane w jednym systemie VEC cząstkowe modele teoretyczne mogą opierać się na różnych założeniach i tym samym definiować różne kursy równowagi. Na przykład Christopoulos i in. (2011) przedstawiają model, w którym oddziaływanie na kurs realny czynników podaźowych i aktywów finansowych netto zależy od tego czy dany kraj napotyka barierę finansowania zagranicznego. Ważnym etapem konstrukcji empirycznych modeli realnych kursów walutowych uwzględniających predykcje cząstkowych modeli teoretycznych jest zatem możliwie dalekie ujednoczenie założeń, przy których definiowany jest kurs równowagi.

Przeгляд modeli empirycznych prowadzi do wniosku, że najpowszechniej akceptowana definicja równowagi, w której dopuszcza się średniookresowe odchylenia kursów realnych od poziomu PPP, nawiązuje bezpośrednio do założeń przyjmowanych w szacunkach kursów równowagi dokonywanych w ramach podejścia MBA-IEB (*macroeconomic balance approach*, np. Clark i in., 1994; IMF 2006; *internal-external balance approach*, MacDonald, 2007, s. 243–245).

Literatura poświęcona metodom szacunków kursów walutowych równowagi średniookresowej jest niezwykle bogata i jej szersze omówienie daleko wykracza poza ramy tej monografii (por. opracowania przeglądowe: MacDonald, 2000, 2007, rozdz. 9; Driver i Westaway, 2004; Égert, 2004; Égert i in., 2006; Isard, 2007; także synteza w: Rubaszek i in., 2009). Spośród najważniejszych należy wymienić prace Williamsona (1985), Williamsona (red., 1994) i Wren-Lewisa i Driver (1998), gdzie zaprezentowano metody szacunków fundamentalnych kursów walutowych równowagi (*fundamental equilibrium exchange rate*, FEER; równoważnie: *desired equilibrium exchange rate*, DEER, Bayoumi i in. (1994)), prace Steina (1994), Steina, Allen i in. (1997) oraz MacDonalda i Steina

(1999, red.), w których omawiane są metody szacunków naturalnych kursów walutowych równowagi NATREX (ang. *natural exchange rate*; por. także Przystupa, 2009) oraz pracę Hinkle'a i Montiela (red., 1999), gdzie podejmowany jest problem szacunków kursów równowagi walut krajów rozwijających się. Punktem wyjścia większości omawianych tam metod szacunków kursów równowagi jest założenie o niezbilansowaniu w średnim okresie krajowych oszczędności i inwestycji, $S^V \neq I^V$, czego skutkiem jest pojawienie deficytu rachunku obrotów bieżących C^A , który musi być finansowany przez napływ kapitałów zagranicznych rejestrowanych na kapitałowym rachunku bilansu płatniczego K^A :

$$S^V - I^V = C^A = -K^A \quad (7.12)$$

Szacunki kursu równowagi średniookresowej polegają na rozwiązaniu równania (7.12) względem realnego kursu walutowego. Przyjmując w uproszczeniu, że determinantami salda obrotów bieżących C^A jest eksport netto C^{TB} oraz płatności z tytułu odsetek od aktywów zagranicznych A^C otrzymujemy:

$$C_t^A = C_t^{TB} + r_{t-1}^* A_{t-1}^C \quad (7.13)$$

Jeśli eksport i import dostosowują się do popytu i obecne są jednocześnie efekty substytucji między towarami krajowymi i zagranicznymi, to równanie bilansu płatniczego przyjmuje postać:

$$C_t^A = \theta_0 + \theta_1 Q_t - \theta_2 Y_t + \theta_3 Y_t^* + r_{t-1}^* A_{t-1}^C = -K_{t-1}^A \quad (7.14)$$

gdzie: Y , Y^* – aproksymanty popytu krajowego i zagranicznego na towary, odpowiednio, importowane i eksportowane, θ_1 – cenowa elastyczność eksportu netto, θ_2 , θ_3 – dochodowe elastyczności importu i eksportu. Ostatecznie, realny kurs równowagi jest wyznaczany na podstawie równania:

$$\bar{Q}_t = \tilde{\theta}_1^{-1} (-\tilde{\theta}_0 + \tilde{\theta}_2 \bar{Y}_t - \tilde{\theta}_3 \bar{Y}_t^* - r_{t-1}^* \bar{A}_{t-1}^C - \bar{K}_{t-1}^A) \quad (7.15)$$

gdzie kreską wyróżniono wartości równowagowe.

Równanie (7.15) jest stochastyczną aproksymacją znormalizowanej względem kursu walutowego tożsamości bilansowej i nie ma interpretacji związku przyczynowo-skutkowego (co decyduje o normatywnym charakterze szacunków kursów równowagi FEER/DEER), ale ilustruje jednocześnie podstawową ideę podejścia MBA-IEB, zgodnie z którym realny kurs równowagi może odchyłać się od poziomu równowagi długookresowej PPP, jeśli tylko deficyt rachunku obrotów bieżących ma charakter podtrzymywalny (*sustainable*) w średnim okre-

sie w tym sensie, że jest on finansowany przez podtrzymywalny w średnim okresie napływ kapitałów zagranicznych. Zgodnie z podejściem MBA-IEB przepływ kapitałów zagranicznych ma charakter podtrzymywalny i jest spójny z założeniami równowagi zewnętrznej (*external equilibrium*), jeśli następuje on między gospodarkami znajdującymi się w równowadze wewnętrznej (*internal equilibrium*) i można go interpretować jako skutek średniookresowej optymalizacji alokacji zasobów (Faruqee, 1995). Przegląd literatury pozwala na wskazanie dwóch równoważnych definicji równowagi wewnętrznej. Zgodnie z pierwszą z nich gospodarka znajduje się w równowadze wewnętrznej, jeśli produkcja realizuje się na poziomie potencjału ($Y = \bar{Y}$ oraz $Y^* = \bar{Y}^*$), co jest równoważne z ustaleniem się stopy bezrobocia na poziomie nieprzyspieszającym inflacji (*non-accelerating inflation rate of unemployment*, NAIRU; np. Bayoumi i in., 1994; Clark i in., 1994; MacDonald, 2007, s. 243–245). Zgodnie z drugą definicją warunki równowagi wewnętrznej są spełnione, gdy w równowadze pozostaje rynek dóbr niewymiennych (Edwards, 1989, s. 16; Baffes i in., 1999).

Analiza modeli kursu równowagi prowadzi do wniosku, że w średnim okresie kursy realne są funkcją tych zmiennych, których wahania decydują o osiągnięciu równowagi wewnętrznej i zewnętrznej. W pierwszym przypadku należy rozważyć mechanizm Balassy-Samuelsona, który implikuje równowagę na krajowym rynku pracy i uzależnia średniookresowe zmiany realnych kursów walutowych od zmian łącznej produktywności czynników produkcji. W przypadku równowagi zewnętrznej kluczowe okazuje się uściślenie wniosków formułowanych na podstawie równania (7.15) (por. np. Montiel, 1999). Otóż, zredukowanie listy założeń definiujących równowagę zewnętrzną do warunku, zgodnie z którym deficyt rachunku obrotów bieżących jest pokrywany przez podtrzymywalny w średnim okresie napływ kapitałów zagranicznych, oznacza pominięcie w analizie zmian zadłużenia zagranicznego. Z tej przyczyny większość badań empirycznych uwzględniających *explicite* warunki równowagi wewnętrznej jest prowadzona w ramach szerszych modeli zasobowo-strumieniowych (*stock-flow approach*), które pozwalają na jednoczesne uwzględnienie równości bilansowej $\bar{C}^A = -\bar{K}^A$ i pewnego granicznego poziomu zadłużenia, którego przekroczenie oznacza naruszenie warunków równowagi długookresowej.

Różnice między założeniami przyjmowanymi w średniookresowych modelach kursów walutowych sprawiają, że w badaniach empirycznych stosowane są zazwyczaj podejścia polegające na budowie modeli łączących cechy różnych modeli teoretycznych. Zastrzeżenia może budzić wówczas arbitralny dobór zmiennych fundamentalnych, który może być pochodną znaczenia jakie jest subiektywnie przypisywane poszczególnym zmiennym w kształtowaniu kursów realnych w średnim okresie. Dlatego też jednym z najbardziej popularnych

empirycznych modeli kursów realnych w średnim okresie jest rekomendowany przez Clarka i MacDonalda (1999) model behawioralnego kursu walutowego równowagi (*behavioral equilibrium exchange rates*, BEER, Driver i Westaway, 2004); Égert i in., 2006; MacDonald, 2007, s. 232–236), w którym wahania zmiennych fundamentalnych prowadzą do zmian oczekiwań kursowych, a te ostatnie – zgodnie z modelem UIP – przekładają się na zmiany kursu realnego. Przyjęcie takiej perspektywy oznacza, że struktura wynikowego modelu empirycznego nie musi już bezpośrednio odpowiadać określonemu modelowi teoretycznemu.

Punktem wyjścia w analizach behawioralnych kursów walutowych równowagi jest model VEC obejmujący realny kurs walutowy, dysparytet realnych stóp procentowych i zmienne $z_{(k)}$ wpływające na oczekiwania kursowe:

$$y_{(m)} = [q, r - r^*, z'_{(k)}, t'_{(l)}]' \quad (7.16)$$

Z przeglądu badań empirycznych wynika, że specyfikacje modeli BEER różnią się obecnymi w nich zmiennymi fundamentalnymi, jednak w większości przypadków lista determinant oczekiwań kursowych obejmuje (i) aproksymanty aktywów zagranicznych netto, (ii) relatywne produktywności czynników produkcji w sektorze *tradables*, (iii) wahania popytu (i tym samym cen) w sektorze dóbr niewymiennych oraz (iv) zmienne aproksymujące szokowe przesunięcia podaży i popytu, które są zazwyczaj związane ze zmianami *terms of trade* lub ze zmianami cen surowców (najczęściej ropy naftowej).

2. Podejście zasobowo-strumieniowe

Jedno z najważniejszych podejść przyjmowanych w średniookresowych analizach kursów walutowych polega na ustaleniu listy zmiennych fundamentalnych w ramach modelu strumieniowo-zasobowego (*stock-flow consistent approach*). Mussa (1984) oraz Frenkel i Mussa (1985) rozważają analogiczny do (7.12)–(7.14) uproszczony model bilansu płatniczego, w którym eksport netto jest funkcją realnego kursu walutowego (także: Faruqee, 1995; Clark i MacDonald, 1999; MacDonald, 1999b; Alberola i Navia, 2008):

$$E_t - M_t = \theta_1 q_t + z_t \quad (7.17)$$

gdzie:

θ_1 – cenowa elastyczność eksportu netto,

z – zmienna reprezentująca szoki popytowe i podażowe.

Rachunek obrotów bieżących definiuje tożsamość:

$$C_t^A = \tilde{\theta}_t q_t + r_t^* A_{t-1}^C + z_t \quad (7.18)$$

gdzie składnik $r_t^* A_{t-1}^C$ określa strumień płatności odsetek r^* od aktywów zagranicznych netto A^C znajdujących się w posiadaniu rezydentów.

Przy ustalonym saldzie rachunku obrotów bieżących, rachunek kapitałowy bilansu płatniczego \bar{K}^A w warunkach równowagi średniookresowej jest określany przez pożądany strumień aktywów zagranicznych. Ten ostatni – zgodnie z założeniami przyjmowanymi w pracy Frenkela i Mussy (1985) – jest funkcją (i) odchylenia bieżącego zasobu aktywów zagranicznych netto od ich zasobu w warunkach równowagi średniookresowej \bar{A}^C oraz (ii) oczekiwanej deprecjacji realnego kursu walutowego:

$$\bar{K}_t^A = -\omega_1(A_{t-1}^C - \bar{A}_{t-1}^C) + \omega_2 E_t(\Delta q_{t+1}) \quad (7.19)$$

gdzie: $\omega_1, \omega_2 > 0$. Wpływ oczekiwań kursowych na rachunek kapitałowy jest postrzegany przez pryzmat mechanizmów decydujących o wycenie aktywów zagranicznych – deprecjacja waluty krajowej przekłada się na wzrost zadłużenia zagranicznego w przeliczeniu na walutę krajową, co sprawia, że rośnie relacja w jakiej pozostaje ono w stosunku do produkcji krajowej. Oczekiwania deprecjacyjne indukują zatem efekty majątkowe i przekładają się wzrost pożądanej strumienia aktywów zagranicznych. Związek pomiędzy oczekiwaniami kursowymi i pożądanym napływem kapitału zagranicznego może być również interpretowany jako zależność pomiędzy dysparytetem krajowej i zagranicznej stopy procentowej i poziomem pożądanej konsumpcji i oszczędności w kraju i za granicą. Faruqee (1995) ujmuje powyższy problem *explicite* definiując strumień aktywów zagranicznych za pomocą równania:

$$\bar{K}_t^A = -\omega_1(A_{t-1}^C - \bar{A}_{t-1}^C) + \omega_2(r_t - r_t^*) \quad (7.20)$$

Równowagę bilansu płatniczego w średnim okresie określa tożsamość $C_t^A = -\bar{K}_t^A$. Jeśli spełnione są warunki równowagi wewnętrznej, to trajektorię realnego kursu walutowego definiuje równanie:

$$\tilde{\theta}_t q_t + r_t^* A_{t-1}^C + z_t = \omega_1(A_{t-1}^C - \bar{A}_{t-1}^C) - \omega_2 E_t(\Delta q_{t+1}) \quad (7.21)$$

w którym deficyt na rachunku obrotów bieżących jest finansowany przez podtrzymywalny napływ kapitałów zagranicznych. Rozszerzenie powyższego modelu o równanie identyfikujące strumień aktywów zagranicznych jako deficyt

(nadwyżkę) na rachunku bieżącym, $\Delta A_t^C = C_t^A$, prowadzi do systemu, którego rozwiązaniem jest następujące równanie realnego kursu walutowego:

$$q_t = \bar{q}_t - \kappa_A (A_{t-1}^C - \bar{A}_{t-1}^C) \quad (7.22)$$

gdzie $\kappa_A > 0$ oraz:

$$\bar{q}_t = \tilde{\theta}_1^{-1} (\bar{z}_t + r_t^* \bar{A}_{t-1}^C) \quad (7.23)$$

zaś zmienne \bar{z} i \bar{A}^C oznaczają, odpowiednio, zdyskontowane bieżące i oczekiwane wartości zmiennej reprezentującej szoki podażowe i popytowe i bieżący szacunek pożądanego poziomu aktywów zagranicznych netto:

$$\bar{A}_t = (1 - \eta_D) \sum_{j=0}^{\infty} \eta_D^j E_t(A_{t+j}) \quad (7.24a)$$

$$\bar{z}_t = (1 - \eta_D) \sum_{j=0}^{\infty} \eta_D^j E_t(z_{t+j}) \quad (7.24b)$$

Stopa dyskonta η_D^j ($0 < \eta_D^j < 1$) zależy od (i) elastyczności nadwyżki (deficytu) na rachunku obrotów bieżących względem kursu realnego oraz (ii) skali zmian salda rachunku kapitałowego w odpowiedzi na zmiany oczekiwań kursowych i odchylenia zasobu aktywów zagranicznych od ich poziomu pożądanego (Frenkel i Mussa, 1985).

Własności modelu zasobowo-strumieniowego określają równania (7.22)–(7.23). Pierwsze opisuje proces dostosowawczy kursu walutowego wzdłuż ścieżki kursu równowagi, trwający do momentu, w którym zasób aktywów zagranicznych netto zrównuje się z ich wielkością zgodną z równowagą wewnętrzną i zewnętrzną. Równanie (7.23) definiuje ścieżkę kursu równowagi jako funkcję zdyskontowanych oczekiwań formułowanych w odniesieniu do szoków wpływających na bilans obrotów bieżących i oczekiwanych zmian aktywów zagranicznych netto. Hipoteza PPP jest spełniona, gdy $\Delta A = C^A = -K^A = 0$. Wówczas $\sum_{s=0}^{\infty} K_{t-s} = \bar{A}_t^C = \bar{A}^C$ i tylko w tym przypadku, przy ustalonych wartościach zmiennej \bar{z} , realny kurs walutowy jest stały i wynosi:

$$\bar{q}_t = \tilde{\theta}_1^{-1} (\bar{z} + r_t^* \bar{A}^C) \quad (7.25)$$

Zależność realnego kursu walutowego od zmiennych fundamentalnych A^C i z jest własnością modelu zasobowo-strumieniowego bezpośrednio uwzględnianą w modelach BEER. Clark i MacDonald (1999) zakładają, że oczekiwania kursowe są funkcją tych samych zmiennych, które decydują o wahaniami kursu równowagi średniookresowej:

$$E_t(q_{t+1}) = -\phi_1 \bar{A}_t^C + \phi_{2(k)} \bar{z}_{(k)t} \quad (7.26)$$

Równanie UIP dla zmiennych realnych jest wówczas następujące:

$$q_t = -\varphi_1 \bar{A}_t^C + \varphi_2' \bar{z}_{(k)t} - \varphi_3 (r_t - r_t^*) \quad (7.27)$$

gdzie:

$\varphi_1, \varphi_{2(k)}, \varphi_3$ – parametry,

$\varphi_1, \varphi_2 > 0$.

Zastąpienie nieobserwowalnych oczekiwań kursowych zmiennymi fundamentalnymi przyjmującymi wartości zgodne z warunkami równowagi wewnętrznej i zewnętrznej nie zmienia faktu, że otwarty pozostaje problem aproksymacji wielkości nieobserwowalnych. W praktyce przyjmowane jest dodatkowe założenie, zgodnie z którym oszacowania parametrów $\varphi_1, \varphi_{2(k)}, \varphi_3$ są mało wrażliwe na zastąpienie \bar{A}^C i $\bar{z}_{(k)}$ ich realizacjami i analizę kursu BEER można prowadzić na podstawie równania:

$$q_t = -\varphi_1 A_t^C + \varphi_2' z_{(k)t} - \varphi_3 (r_t - r_t^*) \quad (7.28)$$

3. Szoki podażowe – mechanizm Balassy-Samuelsona

Przegląd literatury poświęconej modelowaniu realnych kursów walutowych wskazuje, że oddziaływanie czynników podażowych opisywanych przez model Balassy-Samuelsona (Balassa, 1964; Samuelson, 1964; także: Officer, 1976; Hsieh, 1982; Drabowski, 1985; szczegółowy opis w: Chmielewski, 2003 i Wójcik, 2008, s. 67–72) jest postrzegane jako najważniejsza przyczyna trwałych odchyłeń kursów walutowych od ścieżek zgodnych z parytetem siły nabywczej walut. Punktem wyjścia w analizie mechanizmu BS jest podział gospodarki na sektory produkujące dobra podlegające i niepodlegające wymianie międzynarodowej. W następnym kroku identyfikowane są warunki równowagi na rynkach towarów i usług wymiennych i niewymiennych. Przyjmuje się, iż technologie produkcji dóbr w obu sektorach w kraju opisują funkcje Cobba-Douglasa ze stałymi efektami skali:

$$Y_T = A_T L_T^\epsilon K_T^{1-\epsilon} \quad (7.29a)$$

$$Y_{NT} = A_{NT} L_{NT}^\nu K_{NT}^{1-\nu} \quad (7.29b)$$

gdzie:

Y_T, Y_{NT} – produkcja w sektorze wymiennym i niewymiennym,

K_T, K_{NT}, L_T, L_{NT} – majątek trwały i nakłady pracy w obu sektorach,
 A_T, A_{NT} – łączne produktywności czynników produkcji TFP,
 ζ, ν – parametry mierzące pracochłonność.

Analogiczne funkcje produkcji opisują proces wytwarzania w zagranicznym sektorze *tradables* i *non-tradables*. Zakłada się jednocześnie, że pracochłonności w krajowym i zagranicznym sektorze *non-tradables* są większe do pracochłonności w sektorach otwartych, tj. $\nu > \zeta, \nu^* > \zeta^*$.

Zgodnie z drugim, kluczowym założeniem parytet siły nabywczej walut determinuje poziom cen w sektorze *tradables*, co pośrednio oznacza, że rozmiary gospodarki krajowej są niewielkie i wobec otwarcia na wymianę międzynarodową jest ona biorcą cen towarów i usług wymiennych; zmienną egzogeniczną jest także światowa stopa procentowa. W obu sektorach panuje doskonała konkurencja. Zakłada się, że zasób majątku trwałego jest ustalony z wyprzedzeniem jednego okresu, zaś realokacja czynników produkcji dokonuje się poprzez przepływy siły roboczej, która jest doskonale mobilna między krajowymi sektorami *tradables* i *non-tradables* i mało mobilna między krajem i zagranicą. Ceny i płace w sektorze niewymiennym są ustalane w obu gospodarkach niezależnie.

Jeśli powyższe założenia są spełnione, to we wszystkich sektorach w kraju i za granicą nastąpi zrównanie krańcowych produktywności pracy i kapitału – odpowiednio – z płacami i światową stopą procentową. Jednocześnie doskonała mobilność siły roboczej wewnątrz kraju zapewnia zrównanie płac w obu sektorach (Chmielewski, 2003):

$$R^* = (1 - \zeta) A_T (L_T / K_T)^\zeta P_T \quad (7.30a)$$

$$R^* = (1 - \nu) A_{NT} (L_{NT} / K_{NT})^\nu P_{NT} \quad (7.30b)$$

$$W_P = W_P^T = \zeta A_T (L_T / K_T)^{\zeta-1} P_T = W_P^{NT} = \nu A_{NT} (L_{NT} / K_{NT})^{\nu-1} P_{NT} \quad (7.30c)$$

gdzie:

R^* – światowa realna stopa procentowa,

W_P, W_P^T, W_P^{NT} – płaca nominalna,

P_T, P_{NT} – ceny w sektorze wymiennym i niewymiennym.

Ostatecznie, rozwiązanie układu równań (7.30) prowadzi do identyfikacji zależności pomiędzy cenami relatywnymi w sektorze *non-tradables* oraz produktywnościami czynników produkcji określanej jako mechanizm transmisji wewnętrznej (*internal transmission mechanism*, patrz np. Égert, 2002a, Égert i in., 2006):

$$p^{NT} - p^T = (v\zeta^{-1})a^T - a^{NT} + (\zeta - v)\zeta^{-1}(r - p^T) + \ln(\zeta^v(1 - v)^{v-1}) - \ln(v^v(1 - \zeta)^{v(\zeta-1)/\zeta}) \quad (7.31)$$

Przy ustalonych wartościach zmiennych egzogenicznych r i p^T zachodzi:

$$p^{NT} - p^T = (v\zeta^{-1})a^T - a^{NT} + \mu \quad (7.32)$$

Łatwo zauważyć, że spełnienie założeń modelu Balassy-Samuelsona implikuje trwałą różnicę pomiędzy dynamikami cen dóbr niewymiennych i wymiennych, które wynikają wyłącznie z różnic pomiędzy pracochłonnościami w obu sektorach $v\zeta^{-1} > 1$.

Przyjmując, że v_T i v_{NT} oznaczają odpowiednio wagi, z jakimi uwzględniane są ceny w sektorze *tradables* i *non-tradables* w ogólnym indeksie cen ($v_T + v_{NT} = 1$):

$$p = v_T p^T + v_{NT} p^{NT} \quad (7.33)$$

i podstawiając do (7.33) odpowiednio przekształconą zależność (7.32) otrzymujemy równanie wiążące ogólny indeks cen z różnicami produktywności:

$$p = p^T + v_{NT}(v\zeta^{-1}a^T - a^{NT}) + \mu v_{NT} \quad (7.34)$$

z której wynika, że wyższa dynamika TFP w sektorze *tradables* przekłada się na nadwyżkową dynamikę ogólnego indeksu cen.

Analogiczną analizę można przeprowadzić dla gospodarki zagranicznej. Mechanizm transmisji wewnętrznej jest wówczas określony wzorem

$$p^{*NT} - p^{*T} = v^*(\zeta^*)^{-1} a^{*T} - a^{*NT} + \mu^* \quad (7.35)$$

zaś ogólny indeks cen kształtuje się zgodnie z tożsamością:

$$p^* = p^{*T} + v_{NT}^*(v^*(\zeta^*)^{-1} a^{*T} - a^{*NT}) + \mu^* v_{NT}^* \quad (7.36)$$

Uwzględnienie równań (7.34) i (7.36) w równaniu PPP prowadzi do dekompozycji realnego kursu walutowego na tą jego część, która jest kształtowana na rynku *tradables* i która, zgodnie z założeniami modelu BS, powinna wynikać z arbitrażu cenowego oraz część, której fluktuacje są determinowane przez relatywne produktywności w krajowym i zagranicznym sektorze *tradables* (*external transmission mechanism*):

$$q = q^T - v_{NT}(v\zeta^{-1}a^T - a^{NT}) + v_{NT}^*(v^*(\zeta^*)^{-1} a_t^{*T} - a_t^{*NT}) - \mu v_{NT} + \mu^* v_{NT}^* = q^T - a^{NT,T} \quad (7.37)$$

Przy standardowych założeniach przyjmowanych w analizach gospodarek wschodzących, zgodnie z którymi (i) dynamika krajowego TFP w sektorze *tradables* jest większa od dynamiki rejestrowanej za granicą ($\Delta a^T > \Delta a^{*T}$), zaś (ii) dynamiki TFP w krajowym i zagranicznym sektorze *non-tradables* są w przybliżeniu równe $\Delta a^{NT} = \Delta a^{*NT}$, miara efektu Balassy-Samuelsona jest dodatnia $a^{NT,T} > 0$ i obserwowana jest realna aprecjacja waluty krajowej. Alternatywna postać modelu (7.37) jest następująca:

$$q = q^T - v_{NT}(p^{NT} - p^T) + v_{NT}^*(p^{*NT} - p^{*T}) - \mu + \mu^* = q^T - q^{NT,T} \quad (7.38)$$

gdzie zgodnie z mechanizmem transmisji wewnętrznej zachodzi $q^{NT,T} > 0$.

4. Szoki popytowe

Przy założeniu (i) doskonałej konkurencji, (ii) prawdziwości hipotezy parytetu siły nabywczej walut dla cen sektora wymiennego oraz (iii) pełnej mobilności czynników produkcji ceny relatywne w sektorze *non-tradables* $p^{NT} - p^T$ są determinowane wyłącznie przez czynniki podażowe wynikające ze zmian TFP w sektorze wymiennym. Zmiany popytu prowadzą w takich warunkach do zmian struktury produkcji nie powodując zmian cen relatywnych (Rogoff, 1992; De Gregorio i in., 1994). Założenia obecne w modelu Balassy-Samuelsona mogą być jednak nadmiernie restrykcyjne, a ich przyjęcie można postrzegać jako arbitralne ograniczenie analizy empirycznej do długiego okresu, gdy nie występują bariery w alokacji czynników produkcji, a spełnienie hipotezy PPP dla cen sektora wymiennego jest równoważne zrównaniu krajowej stopy procentowej (tj. stopy zysku w sektorze *tradables*) ze stopą światową. W praktyce analizy kursów walutowych są prowadzone dla okresów krótszych, a to oznacza konieczność rozszerzenia empirycznej analizy mechanizmu Balassy-Samuelsona o badania popytowych źródeł zmian ogólnego poziomu cen.

Szoki popytowe oddziałują na realny kurs walutowy poprzez (i) zmiany wydatków rządowych oraz (ii) zmiany preferencji konsumentów i przesunięcia popytu między dobrami wymiennymi i niewymiennymi (Bergstrand, 1991; De Gregorio i in., 1994; MacDonald i Wójcik, 2004; Wójcik, 2005, 2008, s. 76–79).

Wzrost ogólnego indeksu cen i aprecjacja realnego kursu walutowego jest skutkiem wzrostu wydatków rządowych, jeśli te ostatnie są przeznaczone na zakup dóbr niewymiennych. Rogoff (1992) analizuje przypadek wzrostu wydatków rządowych finansowanych za pomocą jednorazowego podatku (*lump-sum*

tax) nienaruszającego ekwiwalencji Ricarda. Rozważana jest użyteczność reprezentatywnego konsumenta:

$$U(C_t^N) = \{(C_t^{NT})^\kappa (C_t^T)^{1-\kappa}\}^{1-\sigma} (1-\sigma)^{-1}, \quad (7.39)$$

gdzie:

C_t^{NT} , C_t^T – konsumpcja dóbr wytwarzanych przez sektor niewymienny i wymienny,

κ – udział dóbr *non-tradables* w konsumpcji ogółem.

Jeśli zgodnie z ekwiwalencją Ricarda gospodarstwa domowe internalizują wzrost wydatków rządowych wynikający ze spadku dochodów do dyspozycji sektora prywatnego, możliwe staje się włączenie konsumpcji rządowej do ograniczenia budżetowego konsumenta (wszystkie zmienne wyrażono w cenach sektora wymiennego):

$$F_t = I_{t-1}^* \left(F_{t-1} + Y_{t-1}^T + \frac{Y_{t-1}^{NT} P_{t-1}^{NT}}{P_{t-1}^T} - C_{t-1}^T - \frac{C_{t-1}^{NT} P_{t-1}^{NT}}{P_{t-1}^T} - G_{t-1}^T - \frac{G_{t-1}^{NT} P_{t-1}^{NT}}{P_{t-1}^T} \right) \quad (7.40)$$

gdzie:

F – majątek reprezentatywnego konsumenta,

I^* – światowa stopa procentowa;

Y^{NT} , Y^T – dochody ogółem z produkcji w sektorze niewymiennym i wymiennym,

$$Y = Y^{NT} + Y^T;$$

C^{NT} , C^T – spożycie prywatne,

$$C^N = C^{NT} + C^T;$$

G^{NT} , G^T – spożycie rządowe,

$$G^N = G^{NT} + G^T.$$

Jeśli jednocześnie zmiany konsumpcji rządowej nie pociągają za sobą zmian użyteczności, to ceny relatywne w sektorze *non-tradables* definiuje równanie:

$$\frac{P_t^{NT}}{P_t^T} = \frac{(1-\kappa)C_t^T}{\kappa C_t^{NT}} = \frac{(1-\kappa)C_t^T}{\kappa(Y_t^{NT} - G_t^{NT})} \quad (7.41)$$

zgodnie z którym przy ustalonej konsumpcji C^T wzrost wydatków rządowych na zakup dóbr sektora niewymiennego G^{NT} prowadzi do wzrostu cen relatywnych i aprecjacji kursu realnego.

Rogoff (1992) koncentruje się na przypadku, w którym czynniki produkcji w obu sektorach są ustalone, a ostateczną determinantą relatywnych cen (7.41) są wydatki gospodarstw domowych na dobra wymienne C^T . Analizowane są dwa skrajne przypadki. W pierwszym przyjmuje się założenie o pełnym dostępie sektora prywatnego i rządowego do międzynarodowych rynków kapitałowych. Dzięki finansowaniu konsumpcji ze źródeł zagranicznych możliwe jest wówczas międzyokresowe wygładzanie spożycia towarów i usług wymiennych, czego konsekwencją jest gładki przebieg cen relatywnych sektora *non-tradables* (7.41). Taka własność cen może być przyczyną niestacjonarności kursów walutowych urealnianych ogólnymi indeksami cen i – jeśli tylko potwierdzona empirycznie – przeciwstawiana predykcjom modelu BS, zgodnie z którym kursy walut krajów o większej dynamice TFP w sektorze *tradables* powinny charakteryzować się trwałymi trendami aprecyjnymi.

W drugim przypadku zakłada się, że kapitały na finansowanie międzyokresowych przesunięć konsumpcji dóbr wymiennych nie są dostępne i warunkiem równoważenia rynku *tradables* jest tożsamość:

$$Y^T = G^T + C^T \quad (7.42)$$

Rogoff (1992) wskazuje jednocześnie, że nawet w przypadku braku przepływów czynników produkcji pomiędzy sektorem wymiennym a niewymiennym, które były zakładane w modelu BS, zachodzić będzie analogiczne do (7.32) równanie wiążące dynamikę relatywnych cen w sektorze *non-tradables* z dynamiką TFP:

$$\Delta p^{NT} - \Delta p^T = (v\zeta^{-1})\Delta a^T - \Delta a^{NT} \quad (7.43)$$

Synteza równań (7.42) i (7.43) prowadzi do modelu, w którym relatywne ceny sektora *non-tradables* zależą od wydatków rządowych:

$$\Delta p^{NT} - \Delta p^T = (\tilde{v}^T \Delta a^T - \tilde{v}^{NT} \Delta a^{NT}) - ((1 - \tilde{v}^T)\Delta g^T - (1 - \tilde{v}^T)\Delta g^{NT}) \quad (7.44)$$

gdzie \tilde{v}^T i \tilde{v}^{NT} oznaczają relacje produkcji do konsumpcji dóbr sektorów *tradables* i *non-tradables*. Chinn i Johnston (1997) rozważają analogiczny model dla poziomów zmiennych:

$$p^{NT} - p^T = (\tilde{v}^T a^T - \tilde{v}^{NT} a^{NT}) - ((1 - \tilde{v}^T)g^T - (1 - \tilde{v}^T)g^{NT}) + (p_0^{NT} - p_0^T) \quad (7.45)$$

zgodnie z którym skutkiem wzrostu wydatków rządowych jest wzrost relatywnych cen sektora *non-tradables* i aprecjacja kursu walutowego urealnianego ogólnymi indeksami cen.

Przesunięcia konsumpcji od dóbr wymiennych do niewymiennych tworzą drugi kanał, przez który czynniki popytowe mogą oddziaływać na realny kurs walutowy. Jeśli dochodowa elastyczność popytu na dobra niewymienne jest większa od jedności (Baumol i Bowen, 1966), to wraz ze wzrostem dochodów obserwowany będzie wzrost ich cen relatywnych.

Sformalizowaną analizę warunków wystąpienia powyższego mechanizmu przedstawiają De Gregorio i in. (1994; także: Bergstrand, 1991). Model jest budowany przy założeniu, zgodnie z którym reprezentatywny konsument maksymalizuje użyteczność wynikającą z konsumpcji koszyka dóbr niewymiennych C^{NT} i wymiennych C^T :

$$U(C_i^N) = \{(C_i^{NT})^\kappa (C_i^T - \bar{C}^T)^{1-\kappa}\}^{1-\sigma} (1-\sigma)^{-1} \quad (7.46)$$

gdzie \bar{C}^T oznacza minimalny poziom spożycia (*subsistence level*) dóbr wymiennych. Przy ograniczeniu budżetowym, zgodnie z którym całkowity dochód Y jest przeznaczany w całości na wydatki indywidualne C^{NT} i C^T oraz wydatki rządowe G^N (z założenia kierowane na zakup dóbr niewymiennych i pozostające w stałej proporcji G^Y względem dochodu), popyt gospodarstw domowych opisują następujące funkcje (zmienne wyrażono w cenach stałych):

$$C_i^T = (1-\kappa)(1-G^Y)Y_i + \kappa\bar{C}^T \quad (7.47)$$

$$C_i^{NT} + G_i^{NT} = (\kappa + (1-\kappa)G^Y) \frac{Y_i P_i^T}{P_i^{NT}} - \kappa \frac{\bar{C}^T P_i^T}{P_i^{NT}} \quad (7.48)$$

Ze względu na dodatnią wartość \bar{C}^T ostatnie składniki w równaniach (7.47) i (7.48) są dodatnie, a to zgodnie z przyjętym ograniczeniem budżetowym implikuje, odpowiednio, mniejszą i większą od jedności dochodową elastyczność popytu na produkty, odpowiednio, sektora *tradables* i *non-tradables*. Ostatecznym skutkiem wzrostu dochodów jest wzrost poziomu cen niewynikający ze zmian TFP i aprecjacja kursu realnego.

Prostą syntezę modelu zasobowo-strumieniowego, modelu Balassy-Samuelsona i modeli uwzględniających czynniki popytowe zaproponowali Alberola i in. (1999). Definiowany jest system, w którym warunki równowagi zewnętrznej są opisywane w ramach modelu zasobowo-strumieniowego: deficyt na rachunku obrotów bieżących jest finansowany przez kapitały rejestrowane na rachunku kapitałowym, $\bar{K}_t^A = -\omega_1(A_{t-1}^C - \bar{A}_{t-1}^C) + \omega_2(r_t - r_t^*)$ (równanie (7.20)), zaś aktywa zagraniczne netto są zbieżne do poziomu równowagi długookresowej. Równowagę wewnętrzną determinuje równowaga rynku *non-tradables*. W takich warunkach kurs walutowy jest definiowany przez tożsamość (7.38),

$q = q^T - q^{NT,T}$. Dodatni szok popytowy powoduje nadwyżkowy popyt na dobra wytwarzane w sektorze niewymiennym, który pociąga za sobą presję na zmianę cen w sektorze *non-tradables*.

Rozważane są następujące funkcje:

$$d^{NT} = v_{NT}(M - E) - \Lambda_1\{(p^{NT} - p^T) - (a^T - a^{NT}) - z^D\} \quad (7.49a)$$

$$d^{*NT} = v_{NT}(E - M) - \Lambda_1\{(p^{*NT} - p^{*T}) - (a^{*T} - a^{*NT}) + z^{*D}\} \quad (7.49b)$$

gdzie:

d^{NT} , d^{*NT} – nadwyżkowy popyt na dobra niewymienne,

E – eksport,

M – import,

z^D , z^{*D} – zmienne reprezentujące szoki popytowe w kraju i za granicą,

Λ_1 – parameter, $\Lambda_1 > 0$.

Mechanizm opisywany przez model (7.49) jest następujący.

Po pierwsze, nadwyżkowy popyt na dobra wytwarzane w sektorze *non-tradables* jest proporcjonalny do nadwyżki zagregowanych wydatków krajowych. Wzrost tych ostatnich pojawia się w przypadku ujemnego salda towarowego, a skala jego transmisji jest równa parametrowi określającemu strukturę krajowej konsumpcji dóbr pochodzących z sektorów *tradables* i *non-tradables* v_{NT} . Dla zagranicy zachodzi analogiczna zależność, przy czym nadwyżka popytu na towary i usługi niewymienne pojawia się w przypadku nadwyżki krajowego eksportu netto.

Po drugie, interpretacja składnika $(p^{NT} - p^T) - (a^T - a^{NT})$ jest zbieżna z interpretacją mechanizmu transmisji wewnętrznej w modelu Balassy-Samuelsona. Doskonała mobilność siły roboczej na krajowym rynku pracy prowadzi do dostosowań relatywnych cen sektora produkującego dobra niewymienne do zmian relatywnej produktywności w sektorze *tradables*. Wzrost cen w sektorze *non-tradables* ponad poziom wynikający z modelu BS będzie przekładać się na spadek popytu na dobra niewymienne.

Po trzecie, ostatnie składniki równań (7.49) reprezentują szoki, których oddziaływanie na popyt w sektorze niewymiennym opisują mechanizmy naszkicowane wyżej za Rogoffem (1992) i De Gregoriem i in. (1994). Dodatni szok popytowy – podobnie jak wzrost produktywności w sektorze *tradables* – prowadzi do wzrostu ogólnego indeksu cen:

$$\Delta p^{NT} - \Delta p^T = \Lambda_2 d^{NT} \quad (7.50a)$$

$$\Delta p^{*NT} - \Delta p^{*T} = \Lambda_2^* d^{*NT} \quad (7.50b)$$

gdzie: $\Lambda_2, \Lambda_2^* > 0$. Jeśli ponadto przełożenie nadwyżkowego popytu na ceny dóbr *non-tradables* w kraju i za granicą jest zbliżone, $\Lambda_2 = \Lambda_2^*$, to dynamika realnego kursu walutowego indukowana przez zmiany produktywności i szoki podażowe jest następująca

$$\Delta q = \Delta h^{MBS} = -\Lambda_2 (d^{NT} - d^{*NT}) \quad (7.51)$$

W warunkach równowagi wewnętrznej i zewnętrznej zachodzi równość $\Delta q^T = \Delta q = \Delta \bar{K}^A = 0$. Realny kurs walutowy definiowany dla cen towarów wymiennych zależy wówczas od elastyczności cenowych w handlu zagranicznym, światowej stopy procentowej oraz aktywów zagranicznych netto:

$$q_t^T = \tilde{\theta}_1^{-1} r_t^* A_{t-1}^C \quad (7.52)$$

zaś o poziomie relacji krajowych i zagranicznych relatywnych cen w sektorze *non-tradables* decydują dodatkowo czynniki podażowe związane ze zmianami produktywności oraz szoki popytowe:

$$h_t^{MBS} = \tilde{\theta}_1^{-1} r_t^* A_{t-1}^C - \frac{1}{2} \{ (a_t^T - a_t^{*NT}) - (a_t^{*T} - a_t^{*NT}) \} - \frac{1}{2} (z_t^D - z_t^{*D}) \quad (7.53)$$

Ostatnim wątkiem, który należy podjąć w dyskusji o roli szoków popytowych i podażowych w kształtowaniu cen relatywnych sektora wymiennego i realnych kursów walutowych jest problem potencjalnego „przenikania się” obu typów szoków. Szczególnie ważnym zagadnieniem jest identyfikacja warunków, w których skutkiem trwałego oddziaływania czynników podażowych może być pojawienie się narzutu inflacyjnego wynikającego z towarzyszących szokowi podażowemu dostosowań popytu na dobra niewymienne. Odpowiedzi wymaga również pytanie o to, czy zgodnie z powszechnie akceptowaną interpretacją jedynym skutkiem szoku popytowego będzie zmiana struktury produkcji (wzrost relatywnej produkcji sektora *non-tradables*), której nie będą towarzyszyły w dłuższym okresie napięcia w sektorze *tradables*.

Przegląd najnowszych badań wskazuje, iż tylko w pierwszym przypadku możliwe jest udzielenie jednoznacznej odpowiedzi. MacDonald i Wójcik (2008), Backé i Wójcik (2008) oraz Wójcik (2008, rozdz. 5) uogólniają wnioski płynące z zaproponowanego przez Goodfrienda (2002) modelu nowej neoklasykcyjnej syntezy (*new neoclassical synthesis*, NNS), który w długim okresie charakteryzuje się własnościami modeli realnego cyklu koniunkturalnego (*real business cycle*, RBC), w krótkim zaś – własnościami modeli neokeynesowskich, w których zakłada się funkcjonowanie firm w warunkach konkurencji monopolistycznej i występowanie sztywności nominalnych. Analiza jest prowadzona przy standardowych ograniczeniach budżetowych i założeniach, zgodnie z którymi

reprezentatywne gospodarstwo domowe maksymalizuje użyteczność zależną od poziomu konsumpcji indywidualnej i czasu wolnego, podczas gdy reprezentatywna firma dokonuje takich zmian cen, które maksymalizują zyski. Zgodnie z kluczowym wnioskiem płynącym z modelu NNS trwały dodatni szok podażowy pociągnie za sobą w długim okresie wzrost realnej stopy procentowej. W okresie krótkim sztywności nominalne powodują jednak odchylenia produkcji i zatrudnienia od ścieżek równowagi, czego skutkiem – przy braku reakcji banku centralnego – będzie spadek realnej stopy procentowej poniżej trajektorii równowagi. Implikacje są poważne, gdyż spadek stóp realnych obniża koszty kredytów zaciąganych przez gospodarstwo domowe i zmienia jego preferencje czasowe. Skutkiem dodatniego szoku podażowego jest ostatecznie wzrost popytu, zatrudnienia i płac, co przekłada się na wzrost jednostkowych kosztów produkcji. Spadek zysków firm poniżej poziomu optymalnego prowadzi do wzrostu cen i aprecjacji waluty krajowej.

Model NNS dopuszcza zatem sytuację, w której skutkiem wzrostu produktywności może być pojawienie się dodatkowego, popytowego impulsu inflacyjnego zwiększającego skalę aprecjacji kursu realnego, jednak sytuacja taka będzie miała miejsce tylko wtedy, gdy wzrost popytu nie wywoła stosownej kontrakcji banku centralnego. Dlatego wnioski formułowane na podstawie wariantu modelu NNS zaproponowanego przez MacDonalda i Wójcika (2008) odnoszą się przede wszystkim do gospodarki krajów będących już członkami heterogenicznej unii walutowej, gdy zmiany stóp procentowych banku centralnego nie w pełni neutralizują wzrost popytu², lub gospodarek krajów, które zadeklarowały przystąpienie do mechanizmu ERM2. W tym drugim przypadku może wystąpić tzw. „gra na konwergencję”, której skutkiem będzie determinowany czynnikami zewnętrznymi spadek krajowej stopy procentowej (Wójcik, 2008, s.129–132).

Sformułowanie jednoznacznych wniosków o potencjalnym wpływie szoków popytowych na wyniki sektora *tradables* i saldo obrotów bieżących nie jest obecnie możliwe. Dlatego też Wójcik (2008, s. 82–83) proponuje rozważenie dwóch hipotez badawczych. W pierwszej z nich przyjmuje się ograniczoną dostępność do kredytowania zagranicznego, czego skutkiem jest kurczenie się sektora wymiennego wynikające z przesunięcia wydatków (i inwestycji) w kierunku produktów sektora *non-tradables* i pogorszenie salda w handlu

² Potencjalna procykliczność polityki ECB może być także przyczyną wystąpienia boomów kredytowych, których negatywnym skutkiem może długotrwale spowolnienie wzrostu gospodarczego następujące po krótki okresie przegrzania koniunktury (por. Sławiński, 2008, 2010, Wójcik, 2008, s. 123–126, Brzoza-Brzezina, 2011, rozdz. 7).

zagranicznym. Wzrost popytu na dobra niewymienne i wzrost płac w sektorze *non-tradables* to z kolei założenie przyjęte w hipotezie drugiej. Jeśli obecny jest zakładany w modelu BS mechanizm zrównywania płac w obu sektorach, to nastąpi kompensujący wzrost płac w sektorze wymiennym, wzrost jednostkowych kosztów produkcji i spadek konkurencyjności tego sektora.

5. *Terms of trade*

Choć w badaniach empirycznych oddziaływanie czynników podażowych i popytowych na kurs walutowy jest niemal zawsze związane z mechanizmem Balassy-Samulesona oraz modelami Rogoffa (1992) i De Gregoria i in. (1994), to możliwa jest jednak taka respecyfikacja równania kursu walutowego, zgodnie z którą najważniejszym czynnikiem determinującym kurs walutowy są wskaźniki *terms of trade*.

Wygodnym punktem wyjścia empirycznych badań wpływu *terms of trade* na realny kurs są wnioski sformułowane w cytowanej już pracy Neary'ego (1988) (por. równanie (7.3)). Zauważmy zatem, że skutkiem wzrostu *terms of trade* jest wzrost dochodów ($\Delta\phi^U > 0$) i popytu na dobra wytwarzane przez sektor *non-tradables* ($d_k^{NT} > 0$, $k = 1, \dots, K$). Ponieważ wagi $n_{(k)}$ są nieujemne, a Ω jest macierzą określoną dodatnio, ostatecznym efektem wzrostu *terms of trade* będzie aprecjacja realnego kursu walutowego (wzrost cen relatywnych w sektorze niewymiennym), jeśli wzrost popytu na każde z K dóbr niewymiennych będzie niemniejszy od wzrostu ich podaży ($d_k^{NT} \geq s_k^{NT}$) lub – w przypadku, gdy niektóre efekty podażowe okażą się silniejsze od popytowych, tj. $d_k^{NT} < s_k^{NT}$ dla niektórych k – jeśli współczynnik korelacji pomiędzy wagami n_k i składowymi wektora nadwyżkowego popytu $d_k^{NT} - s_k^{NT}$ będzie dodatni. Obydwa podane wyżej warunki są tak ogólne, że rozstrzygnięcie na ich podstawie o kierunku oddziaływania wzrostu *terms of trade* na realny kurs walutowy nie jest możliwe bez dodatkowych i trudnych do zweryfikowania założeń. Amano i van Norden (1995) zwracają uwagę na dodatkowe komplikacje interpretacyjne, gdy w ramach modelu (7.3) rozważane są alternatywne szoki płynące ze strony cen relatywnych w sektorze *tradables*, których skutkiem mogą być takie same wzrosty użyteczności $\Delta\phi^U$ i jednocześnie różne co do znaku i skali reakcje relatywnych cen w sektorze *non-tradables*. Na tej podstawie formułują wniosek, iż w empirycznych zastosowaniach modelu (7.3) można rekomendować podejścia polegające na dekompozycji zmian *terms of trade*

i rozważeniu tylko tych cen relatywnych, których kierunek oddziaływania na kurs realny nie budzi poważniejszych wątpliwości.

Ideę Amano i van Nordena (1995) najłatwiej zilustrować na przykładzie cen ropy naftowej. Z perspektywy historycznej wiązanie wahań kursów realnych ze zmianami realnych cen ropy naftowej jest jednym z ważniejszych wątków badań prowadzonych w latach osiemdziesiątych i dziewięćdziesiątych ubiegłego wieku, gdy podejmowano próby rozszerzenia standardowych specyfikacji równań kursów walutowych o takie zmienne fundamentalne, których obecność umożliwiłaby uchylenie krytyki Meese'a i Rogoffa (1983)³ (MR) i budowę modeli kursów walutowych o satysfakcjonujących własnościach predyktywnych. Zgodnie z jedną z rekomendacji sformułowanych przez Rogoffa (1996) warunkiem konstrukcji modelu, który mógłby wychodzić naprzeciw krytyce MR, jest rozszerzenie standardowych specyfikacji modeli kursów walutowych o zmienne aproksymujące szoki realne charakteryzujące się odpowiednią zmiennością w relatywnie krótkich przedziałach czasowych. Z tego punktu widzenia wybór relatywnych cen ropy naftowej jako czynnika potencjalnie oddziałującego na realny kurs walutowy nie budzi większych zastrzeżeń, zaś argumenty wspierające takie rozwiązania w naturalny sposób wynikają z faktu, iż krytykę MR sformułowano w odniesieniu modeli empirycznych konstruowanych dla okresu, w którym wystąpiły głębokie kryzysy naftowe.

Podstawy teoretycznych konstrukcji modeli kursów walutowych uwzględniających wpływ cen ropy naftowej sformułowano już na początku lat osiemdziesiątych (np. Golub, 1983). Analizę przeprowadzono w ramach modeli portfelowych uwzględniających efekty majątkowe związane z wahaniami cen ropy naftowej, a wnioski okazały się zgodne z intuicją: w warunkach negatywnych szoków podaźowych identyfikowana jest aprecjacja walut krajów eksporterów ropy naftowej, której towarzyszy deprecjacja walut krajów importerów ropy naftowej, zaś skala wahań bilateralnych kursów walut krajów importujących ropę naftową zależy w głównej mierze od struktur portfeli inwestycyjnych i preferencji krajów eksporterów ropy naftowej. Badania empiryczne jednoznacznie potwierdzają istnienie takich mechanizmów (np. Faruqee, 1995; Amano i van Norden, 1998; Backus i Crucini, 2000; Chen i Chen, 2007); Korhonen i Juurikala, 2007; Coudert i in., 2008).

Modele zależności zachodzących pomiędzy *terms of trade* i kursem realnym prezentują m.in. De Gregorio i Wolf (1994), Amano i Van Norden (1998), Chen

³ W często przywoływanym artykule Meese i Rogoff (1983) wskazują, iż precyzja prognoz uzyskiwanych na podstawie modeli monetarnych okazuje się mniejsza od dokładności prognoz wyznaczanych za pomocą modelu błędzenia losowego (ścieżki losowej, *random walk*).

i Rogoff (2003), Cashin i in. (2004). Punktem wyjścia jest upraszczające założenie, iż mechanizmy podażowe reprezentowane przez zmiany *terms of trade* są silniejsze od mechanizmów popytowych. Uproszczenie modelu Neary'ego polega w takim przypadku na założeniu, że podobnie jak w modelu BS gospodarka krajowa składa się z dwóch sektorów, przy czym produkcja sektora *tradables* jest w całości przeznaczana na eksport. Gospodarka zagraniczna składa się z kolei z sektorów produkujących dobra wymienne i niewymienne oraz sektora dóbr pośrednich wykorzystywanych w produkcji zagranicznego sektora *tradables*. Cashin i in. (2004) pokazują, że przy powyższych założeniach wahania realnego kursu walutowego opisuje funkcja (Cashin i in., 2004, załącznik A, równanie A5; także: Chen i Rogoff, 2003; Coudert i in., 2008):

$$q = -(p^E - p^M) - v_{NT}((a^T - a^{NT}) - (a^{*I} - a^{*NT})) \quad (7.54)$$

gdzie:

a^{*I} – łączna produktywność czynników produkcji w zagranicznym sektorze produkującym dobra pośrednie,

v_{NT} – udział produkcji krajowego sektora niewymiennego w produkcji ogółem (por. (7.33)).

Zgodnie z równaniem (7.54) realny kurs walutowy zależy wprost proporcjonalnie od krajowego indeksu *terms of trade* z dokładnością do różnicy pomiędzy sektorowymi produktywnościami w krajowym sektorze *tradables* i zagranicznym sektorem produkującym dobra pośrednie (w proporcji do produktywności w sektorach niewymiennych). Łatwo ponadto zauważyć, że w przypadku, gdy zgodnie z modelem PPP ceny importu są określane przez ceny zagranicznego sektora *tradables* i nominalny kurs walutowy, $p^M = p^{*T} + b$, zaś ceny eksportu wyrażone w walucie krajowej są determinowane przez ceny krajowego sektora wymiennego, $p^E = p^T$, funkcja (7.54) redukuje się do postaci:

$$q = q^T - v_{NT}((a^T - a^{NT}) - (a^{*I} - a^{*NT})) \quad (7.55)$$

bezpośrednio korespondującej z równaniem kursu realnego wyprowadzonym w ramach modelu BS (7.37). Jeśli natomiast ceny w eksporcie są determinowane przez ceny światowe i kurs nominalny, $p^E = p^{*T} + b$, to wahania realnego kursu walutowego zależą wyłącznie od relatywnych produktywności sektorowych:

$$q = \mu - v_{NT}((a^T - a^{NT}) - (a^{*I} - a^{*NT})) \quad (7.56)$$

Rozróżnienie pomiędzy dwoma skrajnymi mechanizmami generującymi ceny krajowego eksportu i różnice między modelami (7.55) i (7.56) w naturalny

sposób prowadzi do rozważenia wpływu specjalizacji w produkcji towarów wymiennych na kursy realne. Ilustrację powyższego problemu zawiera praca Choudhriego i Khana (2005), w której rozważa się dwa skrajne przypadki, tj. pełną dywersyfikację produkcji krajowej i pełną specjalizację w produkcji określonego dobra wymiennego. W pierwszym przypadku wnioski są analogiczne do wyprowadzonych w ramach modelu Balassy-Samuelsona – o aprecjacji walut krajów rozwijających się decydują zmiany produktywności w sektorach *tradables*, zaś oddziaływanie *terms of trade* jest nieistotne. Inaczej jest jednak w przypadku specjalizacji, gdy o cenach w eksporcie decydują mechanizmy podażowe w *j*-tej gałęzi. Zachodzi wówczas:

$$p^E = p_j^T \quad (7.57)$$

Jeśli jednocześnie uwzględnić, iż ceny *tradables* podlegają arbitrażowi:

$$p^T = \kappa_E p^E + (1 - \kappa_E) p^M \quad (7.58)$$

gdzie $0 < \kappa_E < 1$, to ceny relatywne definiuje równanie:

$$p^{NT} - p_j^T = (p^{NT} - p^T) + (1 - \kappa_E)(p^E - p^M) \quad (7.59)$$

zaś model kursu realnego ulega rozszerzeniu o wskaźniki *terms of trade*:

$$q = q^T - q^{NT,T} - \nu_{NT}(1 - \kappa_E)(p^E - p^M) + \nu_{NT}^*(1 - \kappa_E^*)(p^{*E} - p^{*M}) \quad (7.60)$$

Przy upraszczającym założeniu o (i) równości wag z jakimi w koszyku cen konsumenta są uwzględniane są ceny *non-tradables*, $\nu_{NT} = \nu_{NT}^*$, i (ii) równości udziału cen w eksporcie w kształtowaniu cen w sektorze *tradables* w kraju i za granicą $\kappa_E = \kappa_E^*$, równanie (7.60) upraszcza się do postaci:

$$q = q^T - q^{NT,T} - \theta_E r^{TOT} \quad (7.61)$$

gdzie $r^{TOT} = (p^E - p^M) - (p^{*E} - p^{*M})$, $\theta_E = \nu_{NT}(1 - \kappa_E) = \nu_{NT}^*(1 - \kappa_E^*)$.

6. Empiryczne modele BEER – operacjonalizacja

Przegląd badań empirycznych wskazuje, że w przeważającej większości przypadków w modelach średniookresowych analizuje się obecność mechanizmów identyfikowanych w cząstkowych modelach teoretycznych, zaś specyfikacje modeli BEER uwzględniają oddziaływanie na kurs realny nierównowagi zewnętrznej, czynników podażowych i popytowych i *terms of trade*:

$$q = \varphi_1 A^{NFA} + \varphi_2 r^{TOT} + \varphi_3 h^{BS} + \varphi_4 h^D + \varphi_5 (r - r^*) + \varphi'_{6(k)} z_{(k)} \quad (7.62)$$

gdzie h^{BS} i h^D reprezentują – odpowiednio – czynniki podażowe i popytowe.

Choć interpretacja wyników uzyskiwanych na podstawie modelu (7.62) jest często dyskusyjna (omówienie i krytyka w rozdz. VIII), przegląd literatury prowadzi do wniosku o istnieniu dość szerokiego konsensusu co do oczekiwanego kierunku oddziaływania poszczególnych determinant na kurs realny.

I tak, zgodnie z modelem zasobowo-strumieniowym wzrost aktywów zagranicznych netto prowadzi do aprecjacji waluty krajowej, $\varphi_1 < 0$. Rozważany jest następujący mechanizm. Wzrost deficytu na rachunku obrotów bieżących powoduje wzrost długu zagranicznego. Ten ostatni jest finansowany przez inwestycje zagraniczne pod warunkiem odpowiednich wzrostów stóp zwrotu z aktywów krajowych, co przy ustalonych stopach procentowych następuje w przypadku deprecjacji waluty krajowej. Wzrost zadłużenia zagranicznego zwiększa jednocześnie należne odsetki, których spłata wymaga wzrostu salda towarowego i wywołuje presję deprecjacyjną (np. Gangon, 1996; Maeso-Fernandez i in., 2001).

Standardową interpretację oddziaływania *terms of trade* na kurs realny można w niewielkim tylko uproszczeniu wiązać ze wskazaniami modeli uwzględniających wahania realnych cen surowców: wzrost konkurencyjności na rynkach towarowych przekłada się na aprecjację waluty krajowej. Aprioryczne ustalenie kierunku oddziaływania *terms of trade* na kurs realny jest jednak nadal obciążone niepewnością. Wskazują na to wnioski formułowane przez Neary'ego (1988). Niepewność związana z określeniem znaku parametru φ_2 jest dostrzegana w modelach BEER, ale w badaniach przyjmowana jest najczęściej hipoteza robocza, zgodnie z którą efektem netto wzrostu *terms of trade* jest aprecjacja kursu realnego.

Nieco mniej wątpliwości budzą założenia o znakach parametrów przy pozostałych trzech zmiennych determinujących kurs realny. Aprecjacyjne oddziaływanie dysparytetu realnych stóp procentowych znajduje bezpośrednie wyjaśnienie w modelu nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych, $\varphi_3 < 0$. Kontrowersji nie budzi również kierunek oddziaływania przesunięć popytu krajowego w kierunku towarów i usług wytwarzanych w sektorze niewymienionym, $\varphi_4 < 0$. Inaczej jest jednak w przypadku powszechnie akceptowanego jeszcze w latach dziewięćdziesiątych ubiegłego wieku i na początku lat dwudziętych założenia, zgodnie z którą wyłącznym skutkiem obecności mechanizmów podażowych jest aprecjacja kursu realnego, $\varphi_5 < 0$. Najnowsze badania empiryczne wskazują, że teza o aprecjacyjnym oddziaływaniu mechanizmu BS jest nadal najważniejszym punktem odniesienia w analizach kursów realnych, ale już wyniki uzyskiwane na podstawie analiz modeli zgodnych z założeniami

zapoczątkowanej badaniami Obstfelda i Rogoffa (1995, 1996) nowej makroekonomii gospodarki otwartej (*New Open Economy Macroeconomics*, NOEM; syntetyczne omówienia w: Sarno i Taylor, 2002a, rozdz. 5, MacDonald, 2007, rozdz. 10–11) coraz częściej prowadzą do zakwestionowania modelu BS i wskazywania wzrostu TFP jako potencjalnej przyczyny deprecjacji kursów realnych.

Z analizy powyższych rozważań można wnioskować, że już w przypadku wąskiej, bezpośrednio nawiązującej do cząstkowych modeli teoretycznych, specyfikacji modelu BEER pojawiają się wątpliwości co do kierunku oddziaływania na kurs realny jego najważniejszych determinant. W badaniach empirycznych trudności interpretacyjne ulegają zwielokrotnieniu z trzech dodatkowych powodów.

Po pierwsze, niejednoznaczne są kryteria podziału gospodarki na sektory *tradables* i *non-tradables*. De Gregorio i in. (1994) odwołują się do stwierdzenia Harroda, według którego wszystkie towary i usługi są dobrami wymiennymi na pewnym obszarze definiowanym przez koszty transportu, i zaliczają do sektora *tradables* te sekcje gospodarki, dla których udział eksportowanych towarów i usług w produkcji jest większy niż 10%. Analogiczne rozwiązania stosują m.in. Lee i Tang (2003, 2007) oraz Christopoulos i in. (2011). Podział zaproponowany przez De Gregoria i in. (1994) ma charakter arbitralny. Na jego korzyść przemawia fakt, że rozwiązania alternatywne polegające zazwyczaj na zaliczeniu do sektora *tradables* przemysłu (niekiedy łącznie z rolnictwem, np. Égert i in., 2003, lub budownictwem, np. Coricelli i Jazbec, 2004 oraz De Broeck i Sløk, 2006), a do sektora *non-tradables* usług rynkowych lub usług ogółem, są nie mniej arbitralne i jednocześnie ignorują fakt, iż w warunkach postępującej globalizacji coraz większa część usług rynkowych podlega wymianie międzynarodowej. Zaletą podejścia De Gregoria i in. (1994) jest to, że pozwala ono na identyfikację różnych wartości progowych, których wyboru dokonuje się w taki sposób, by relacje eksport/produkcja w sekcjach *tradables* i *non-tradables* były – odpowiednio – wyraźnie większe i wyraźnie mniejsze od wartości granicznej. Niezależnie od przyjętego kryterium podział gospodarki na sektor wymienny i niewymienny będzie jednak zawsze budzić zastrzeżenia. Przyjmując skrajnie krytyczny punkt widzenia można wskazywać, że badania oparte na arbitralnie definiowanych sektorowych cenach i produktywnościach nie dostarczają jednoznacznej odpowiedzi na pytanie o to, w jakim stopniu oszacowania efektu BS odzwierciedlają rzeczywiste procesy gospodarcze, a w jakim są pochodną niemożności uwzględnienia w modelach kursów walutowych rzeczywistej struktury gospodarki.

Po drugie, ważnym problemem jest wybór deflatorów służących do urealnienia kursu nominalnego. Problem nie jest błahy, gdyż najczęściej wykorzysty-

wane indeksy cen konsumenta CPI i wykorzystywane nieco rzadziej deflatory PKB znacząco różnią się strukturami – w krajach CEE udział usług w deflatorze PKB kształtuje się na poziomie 60–70%, podczas gdy analogiczna wielkość dla indeksów CPI wynosi 35–45%. Co więcej, w empirycznych badaniach determinant kursów realnych zastrzeżenia może budzić już sam fakt urealniania kursów nominalnych ogólnymi indeksami cen. Otóż we wstępnym etapie badań zmienność kursu realnego jest wówczas uzależniana od czynników podażowych i popytowych, a już w następnym etapie są podejmowane obarczone potencjalnymi błędami próby separacji tych czynników za pomocą dodatkowych zmiennych fundamentalnych. Analiza kursów urealnianych indeksami CPI jest rozwiązaniem naturalnym, gdy badane są – na przykład – zmiany zachowań konsumentów w reakcji na wahania cen relatywnych, ale już w badaniach, których głównym celem jest identyfikacja determinant kursu walutowego alternatywne rozwiązanie może polegać na rozważeniu kursów deflowanych cenami sektora *tradables* i późniejszym rozszerzeniu analizy na czynniki oddziałujące na kurs realny poprzez zaburzenia relatywnych cen sektora niewymiennego. Przegląd modeli BEER wskazuje, że to ostatnie podejście jest coraz częściej stosowane w badaniach empirycznych. Przyczyną jest zazwyczaj niestacjonarność kursów urealnianych indeksami PPI, a ponieważ te ostatnie są postrzegane powszechnie jako właściwe aproksymanty cen sektora wymiennego, obecność pierwiastka jednostkowego w procesie generującym kurs realnego q^T jest równoważna niespełnieniu kluczowego założenia modelu Balassy-Samuelsona o prawdziwości hipotezy PPP na poziomie cen sektora *tradables*.

Trzeci problem napotykan przy konstrukcji modeli BEER wynika z faktu, iż niektóre zmienne obecne w równaniu (7.62) nie są bezpośrednio obserwowane lub też zastrzeżenia budzi jakość dostępnych danych. Przegląd empirycznych modeli BEER wskazuje na bardzo duży eklektyzm przyjmowanych rozwiązań.

Wskaźniki *terms of trade* są zmiennymi bezpośrednio obserwowanymi, ale już pomiar aktywów zagranicznych netto nie jest zadaniem trywialnym nawet w przypadku konstrukcji modeli kursów walut gospodarek rozwiniętych. I tak, Faruqee (1995) oraz Clark i MacDonald (1999) w analizach efektywnych kursów dolara USA, marki niemieckiej i jena wykorzystują szacunki opublikowane przez Massona i in. (1994). Późniejsze szacunki NFA dla krajów o wysokim i średnim poziomie rozwoju publikują Lane i Milesi-Ferretti (1999) (por. także: Lane i Milesi-Ferretti, 2005), zaś Lane i Milesi-Ferretti (2004) wykorzystują je w panelowej analizie determinant kursów walut 64 krajów. Z innych badań wynika jednak, iż najczęściej modele kursów realnych zawierają przybliżone wielkości NFA, wyznaczone przez kumulację sald rachunku obrotów bieżących, $A_t^C = A_0^C + \sum_{i=1}^t C_i^A$ (m.in. Alberola i in., 1999; Maeso-Fernandez i in., 2001,

2006; Rahn, 2003; Alberola i Navia, 2008; Lopez-Villavicencio i Raymond-Barra, 2008; także: Gangon, 1996). Zastrzeżenia, które budzi to rozwiązanie, biorą się stąd, że tak wyznaczone oszacowania NFA ignorują efekty majątkowe (*valuation effect*) związane z wahaniami kursów najważniejszych walut światowych i zmianami wartości inwestycji, a także zmiany wynikające z redukcji zadłużenia zagranicznego.

Model Balassy-Samuelsona wiąże wahania kursów walutowych urealnianych ogólnymi indeksami cen z relatywnymi sektorowymi produktywnościami czynników produkcji (równanie (7.37)), jednak przegląd badań empirycznych wskazuje jednoznacznie, iż wykorzystanie oszacowań TFP w analizach mechanizmów podażowych jest stosunkowo rzadkie i ma miejsce przede wszystkim w analizach kursów walut krajów rozwiniętych, gdy możliwe jest wykorzystanie szczegółowych danych o produktywnościach sektorowych. Przykłady wykorzystania miar TFP w analizach efektu Balassy-Samuelsona zawierają prace De Gregoria i in. (1993, 1994), w których – zgodnie z mechanizmem transmisji wewnętrznej – relatywne ceny sektora *non-tradables* $p^{NT} - p^T$ są funkcją relatywnej produktywności w sektorze wymiennym $a^T - a^{NT}$. Z kolei Chinn i Johnston (1997) oraz Lee i Tang (2003, 2007) uzależniają kursy urealniane ogólnymi indeksami cen od relatywnych produktywności w krajowym i zagranicznym sektorze *tradables*, $a^T - a^{NT}$ oraz $a^{*T} - a^{*NT}$. Rozwiązanie alternatywne, które w przypadku analiz kursów walut krajów rozwijających łatwo uzasadnić niedostępnością lub małą wiarygodnością danych o zmianach TFP, polega na aproksymacji zmian produktywności czynników produkcji za pomocą wahań wydajności pracy w sektorach *tradables* i *non-tradables* ($l_p^i = y^i - l^i$, $l_p^{*i} = y^{*i} - l^{*i}$, y^i , y^{*i} – wolumeny krajowego i zagranicznego PKB, l^i , l^{*i} – przeciętne zatrudnienie, $i = \{T, NT\}$). Takie podejście jest przyjmowane także we wczesnych badaniach efektu Balassy-Samuelsona w krajach rozwiniętych m.in. w pracach Hsieh (1982) oraz Marston (1987 i 1990), a także w późniejszych analizach, wykorzystujących już procedury kointegracyjne, np. Dibooglu (1996), Canzoneri i in. (1999), Alquist i Chinn (2002).

W badaniach kursów walutowych krajów rozwijających się oraz krajów Europy Środkowo-Wschodniej różnorodność aproksymacji efektu Balassy-Samuelsona jest znacznie większa. Skrajne uproszczone podejście przyjęto w pracy Kemme i Roya (2006), w której zmiany TFP reprezentuje trend deterministyczny, ale już w pracach Halperna i Wyplosza (1997, 2001), Lommatzsch i Tober (2004) i Oomes (2005) zmiany produktywności relatywnych są aproksymowane przez krajową i zagraniczną wydajność pracy ogółem, l_p i l_p^* , zaś w badaniach Égerta (2002a), (2002b), Égerta i Lommatzsch (2003a, 2003b), Égerta i Lahrèche-Révil (2003) efekt BS jest reprezentowany przez relację

wydajności pracy w krajowym i zagranicznym sektorze dóbr wymiennych, $l_p^T - l_p^{NT}$. Cechą wspólną tych ostatnich podejść jest to, że przyjmowane jest w nich *implicite* założenie o równości (lub niezmienności relacji) wydajności pracy w krajowym i zagranicznym sektorze *non-tradables*, $l_p^{NT} - l_p^{*NT} = \text{const.}$, które może budzić uzasadnione wątpliwości, jeśli tylko uwzględnić wzrost wydajności pracy w usługach rynkowych na skutek inwestycji zagranicznych (np. w sektorze finansowym i ubezpieczeniowym). Dlatego też rozwiązaniem budzącym nieporównanie mniej zastrzeżeń jest aproksymacja relatywnych TFP za pomocą relatywnych wydajności pracy w sektorze *tradables* i *non-tradables*, $l_p^T - l_p^{NT}$ i $l_p^{*T} - l_p^{*NT}$ (Égert i in., 2003; De Broeck i Sløk, 2006).

W modelach kursów walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej nadal są jednak obecne rozwiązania uproszczone.

Rahn (2003) wykorzystuje w roli aproksymanty efektu Balassy-Samuelsona relację cen ogółem (CPI) i cen produkcji przemysłowej (PPI) w kraju i za granicą, $h^{PBS} = (p^{CPI} - p^{PPI}) - (p^{*CPI} - p^{*PPI})$ i jest to podejście bezpośrednio nawiązujące do propozycji Faruqee (1995) i rozwiązań przyjmowanych m.in. w pracach MacDonalda (1998) oraz Clarka i MacDonalda (1999) (por. także: Gangon, 1996; Alberola i in., 1999; Closterman i Schnatz, 2000; Maeso-Fernandez i in., 2001). Idea takiej aproksymacji efektu Balassy-Samuelsona jest następująca. Przy założeniu $p^{PPI} = p^T$ relacja cen h^{PBS} jest równa $q^{NT,T}$ (por. równanie (7.38)) i jej uwzględnienie w modelu BEER (7.62) jest w równoważne usunięciu komponentu *non-tradables* z kursu urealnianego indeksami cen konsumenta q ; równanie (7.62) opisuje wówczas wahania kursu urealnianego indeksami cen sektora *tradables*. Utrzymanie założenia $p^{PPI} = p^T$ nie jest możliwe ze względu na zależność PPI od cen usług. Można jednak przyjąć, że dla indeksów $p^{CPI} = \kappa_{CPI} p^T + (1 - \kappa_{CPI}) p^{NT}$ oraz $p^{PPI} = \kappa_{PPI} p^T + (1 - \kappa_{PPI}) p^{NT}$ będzie zachodzić $\kappa_{PPI} > \kappa_{CPI}$, a to już oznacza, że przy założeniu stałości cen zagranicznych, wzrost h^{PBS} będzie wynikał ze wzrostu $(\kappa_{CPI} - \kappa_{PPI})(p^{NT} - p^T)$ i tym samym potwierdzał zależność kursu realnego q od trendów aprecjacyjnych wynikających z modelu Balassy-Samuelsona.

Inne rozwiązanie przyjęto w pracy Habermeiera i Mesquity (1999) dla dużego panelu obejmującego waluty 51 krajów, pracy Lopez-Villavicencio i Raymonda-Bary (2008) w analizach meksykańskiego peso, a dla krajów CEE – w opracowaniach Kima i Korhonen (2005) oraz Maeso-Fernandeza i in. (2006), gdzie efekt Balassy-Samuelsona jest aproksymowany przez wolumen PKB w przeliczeniu na mieszkańca. W pierwszym przybliżeniu wykorzystanie PKB *per capita* w badaniach trendów aprecjacyjnych kursów realnych nie budzi zastrzeżeń, jednak wątpliwości pojawiają się, gdy uwzględnić fakt, iż ta sama zmienna jest równie często wykorzystywana do aproksymacji oddziaływania

czynników popytowych (De Gregorio i in., 1994; Gangon, 1996; Chinn i Johnston, 1997; Halpern i Wyplosz, 2001; Lane i Milesi-Ferretti, 2004; Christopoulos i in., 2011).

Ostatni przykład wskazuje na to, że w empirycznych badaniach kursów realnych jednoznaczne rozróżnienie między zmiennymi transmitującymi szoki podażowe i przesunięcia popytu może być kłopotliwe. Wątpliwości pojawiają się także w przypadku zastąpienia sektorowych wskaźników TFP wydajnościami pracy. I tak, w krytyce wykorzystania szacunków TFP w modelach kursów walutowych Canzoneri i in. (1999) odwołują się do opracowania Evansa (1992), w którym wskazuje się, że interpretacja zmian TFP w kategoriach egzogenicznych szoków podażowych jest problematyczna, gdyż od 25 do 50% zmienności tych ostatnich jest skutkiem (w sensie Grangera) wahań podaży pieniądza, stóp procentowych i wydatków rządowych. Z kolei Lee i Tang (2003) podkreślają, że w badaniach efektu BS wybór pomiędzy łącznymi produktywnościami czynników produkcji i wydajnościami pracy jest mniej istotny, gdy analiza koncentruje się na relatywnych cenach sektora *non-tradables*, tj. kursie wewnętrznym q^{INT} . Inaczej jest w przypadku modelowania kursu realnego q . Przy założeniu technologii Cobba-Douglasa $y-l = a + \zeta(k-l)$, gdzie k oznacza majątek trwały, różnica pomiędzy krajową i zagraniczną wydajnością pracy zależy od różnicy pomiędzy nakładami czynników produkcji, $\zeta - \zeta^*$, oraz różnicy w technicznym uzbrojeniu pracy (*capital-labor ratio*) w kraju i za granicą:

$$(y-l) - (y^* - l^*) = (a - a^*) + (\zeta - \zeta^*)(k-l) + \zeta((k-l) - (k^* - l^*)) \quad (7.63)$$

Jeśli różnice $\zeta - \zeta^*$ i $(k-l) - (k^* - l^*)$ będą w analizowanym okresie w przybliżeniu stałe, to wybór pomiędzy relatywnymi wskaźnikami TFP i relatywnymi wydajnościami pracy nie będzie miał większego wpływu na wnioski o wpływie szoków podażowych na kurs realny. W praktyce możliwe jest jednak przyjęcie jedynie pierwszego z powyższych założeń, gdyż zmienność relatywnego technicznego uzbrojenia pracy charakteryzuje się zazwyczaj dużą zmiennością ze względu na różne dynamiki inwestycji krajowych i zagranicznych. Biorąc pod uwagę ten ostatni fakt, nie można *a priori* wykluczyć, że korelacja pomiędzy $(k-l) - (k^* - l^*)$ i $(a - a^*)$ będzie ujemna, a to oznacza, że modele kursu realnego z alternatywnymi aproksymacjami szoków podażowych będą prowadzić do sprzecznych wniosków o obecności efektu Balassy-Samuelsona.

Problem różnic pomiędzy relatywnymi wskaźnikami TFP i relatywnymi wydajnościami pracy jest dostrzegany w modelach BEER (Halpern i Wyplosz, 1997, 2001; Choudhri i Khan, 2005; De Broeck i Sløk, 2006). Argumentem przemawiającym za wykorzystaniem relatywnych wydajności pracy jest dostęp-

ność danych oraz problemy związane z szacunkami TFP, tj. niepewność co do analitycznej postaci funkcji produkcji (Canzoneri i in., 1999; Halpern i Wyplosz, 1997), niedostępność wiarogodnych danych o majątku trwałym, a w szczególności problemy związane z wyceną majątku trwałego w sektorze *non-tradables* (Coricelli i Jazbec, 2004). Można jednak również wskazywać argumenty przemawiające przeciw wykorzystaniu relatywnych wydajności pracy w roli aproksymant efektu Balassy-Samuesona. Najpoważniejsze zastrzeżenia budzi fakt, iż zmiany relatywnych wydajności pracy nie muszą wynikać wyłącznie z oddziaływania czynników podażowych, gdyż w krótszych okresach podobne skutki mogą wywoływać wahania popytu (np. Choudhri i Khan, 2005).

Wybór zmiennych aproksymujących zmiany popytu na produkcję sektora wymiennego i niewymiennego nie budzi już tylu kontrowersji. Przegląd modeli BEER wskazuje, że najczęściej stosowane rozwiązania nawiązują do specyfikacji (7.10) modelu Elbadawiego (1994) i modeli rozważanych przez Bergstranda (1991), Rogoffa (1992) oraz De Gregoria i in. (1994). Rozwiązanie polega na uwzględnieniu w równaniu BEER (7.62) udziału wydatków rządowych w PKB, $h^D = g^Y$, przy założeniu, iż są one kierowane przede wszystkim na zakup dóbr niewymiennych (De Gregorio i in., 1994; Gangon, 1996; Halpern i Wyplosz, 1997; Habermeier i Mesquita, 1999; Closterman i Schnatz, 2000; Égert i Lommatzsch, 2003a, 2003b; Oomes, 2005; Maeso-Fernandez i in., 2006; De Broeck i Sløk, 2006; Kemme i Roy, 2006). Wykorzystywany jest również udział wydatków rządowych na zakup dóbr sektora *non-tradables* w PKB (Dibooglu, 1996), wynik sektora fiskalnego w proporcji do PKB (MacDonald, 1998), proporcja wydatków gospodarstw domowych na dobra niewymienne i wymienne (Coricelli i Jazbec, 2004) i alternatywne aproksymanty zmian struktury popytu krajowego, tj. udziały konsumpcji indywidualnej i zbiorowej i nakładów inwestycyjnych w PKB (Candelon i in., 2007). Długa lista opracowań, w których przesunięcia popytu w kierunku towarów i usług *non-tradables* są aproksymowane przez wydatki rządowe ogółem, nie jest dowodem na to, że wzrost relacji g^Y należy interpretować wyłącznie w kategoriach zmian popytu, a skutkiem jej oddziaływania jest wyłącznie aprecjacja kursu realnego. Closterman i Schnatz (2000) zauważają, że część wydatków rządowych może być kierowana na inwestycje infrastrukturalne i oddziałuje na kurs przez kanał podażowy, ale jednocześnie odwołują się za Habermeierem i Mesquitą (1999) do wniosków sformułowanych przez Barro i Lee (1994), iż w dłuższym okresie skutkiem wzrostu wydatków rządowych jest wzrost podatków i spadek dynamiki produktywności (por. także Maeso-Fernandez i in., 2001).

Przegląd badań empirycznych wskazuje, że wyróżnione wyżej średniookresowe determinanty kursów realnych nie wyczerpują listy zmiennych obecnych

w modelach BEER. W przypadku modelowania kursów walut krajów rozwijających się istotna rola jest niekiedy przypisywana tzw. otwartości gospodarek, która jest definiowana zazwyczaj jako udział obrotów handlu zagranicznego w PKB, $O^P = (E + M)/Y$, gdzie: E – eksport, M – import (Égert, 2002b; Égert i Lommatzsch, 2003a, 2003b; Kim i Korhonen, 2005; De Broeck i Sløk, 2006; Maeso-Fernandez i in., 2006; Kemme i Roy, 2006; Candelon i in., 2007; Terra i Valladares, 2010). Otwartość gospodarki jest także jedną z determinant kursu realnego w modelu Elbadawiego (1994), ale jej obecność ma jednak charakter *ad hoc*. Zgodnie z najczęściej przyjmowaną interpretacją w modelach kursów walut krajów rozwijających się wzrost O^P powinien prowadzić do osłabienia waluty krajowej ze względu na dysproporcje pomiędzy wielkościami krajowych i zagranicznych firm eksportowych i znacznie większe możliwości tych ostatnich w lokowaniu towarów wymiennych na rynku krajowym. Aprioryczne rozstrzygnięcie o kierunku oddziaływania O^P na kurs realny nie jest jednak możliwe, gdyż zależy ono od elastyczności eksportu netto na wahania krajowego i zagranicznego popytu. Co więcej, nie można wykluczyć sytuacji, w której wzrost otwartości gospodarki doprowadzi do wzmocnienia aprecjacyjnego oddziaływania czynników podażowych, gdyż – na przykład – wzrost importu maszyn i urządzeń przez kraje rozwijające się jest związany z napływem nowych technologii zwiększających dynamikę TFP (Welfe, red., 2007).

Spośród innych składowych wektora średniookresowych determinant kursów realnych $z_{(k)}$ należy wymienić przede wszystkim zmienne aproksymujące zmiany cen administracyjnych i regulowanych (szersza dyskusja w MacDonald i Wójcik, 2004) oraz Wójcik 2008), s.75–76 i 98–102, także: Égert i Lommatzsch, 2003a) oraz zmienne odzwierciedlające różnice pomiędzy strukturami zatrudnienia w gospodarkach CEE i w krajach rozwiniętych (por. Coricelli i Jazbec, 2004). W pierwszym przypadku rozważany jest mechanizm zakładający wzrost krajowych cen regulowanych (np. nośników energii) do poziomu cen światowych, $p^A - p^{*A}$, którego skutkiem będzie szybszy wzrost ogólnych indeksów cen krajowych i aprecjacja kursu realnego. Z empirycznego punktu widzenia analiza wpływu wahań cen administracyjnych na kurs realny przebiega tak samo jak w przypadku efektu Balassy-Samuelsona: wykorzystanie ogólnych indeksów cen wymusza uwzględnienie odpowiednich aproksymant zmian cen regulowanych. Różnice w strukturach gospodarek są z kolei aproksymowane przez relację zatrudnienia w sektorze *tradables* i *non-tradables*, L_T / L_{NT} . Najbardziej ogólna postać modelu BEER jest zatem następująca:

$$q = \varphi_1 A^{NFA} + \varphi_2 r^{TOT} + \varphi_3 h^{BS} + \varphi_4 h^D + \varphi_5 (r - r^*) + \varphi_6 O^P + \varphi_7 (p^A - p^{*A}) + \varphi_8 (L_T / L_{NT}) \quad (7.64)$$

Podsumowanie

Podsumowując dyskusję poświęconą operacjonalizacji modeli BEER należy wskazać dwa potencjalne zagrożenia związane z empirycznymi zastosowaniami modeli BEER.

1. W większości przypadków analiza modeli BEER sprowadza się do konstrukcji pojedynczego wektora kointegrującego. Decydują o tym czynniki obiektywne, od niedostępności liczebnych szeregów czasowych, przez wykorzystywane metod analizy szeregów czasowych (estymacja pojedynczych wektorów kointegrujących w uwzględniających endogeniczność regresorów podejściach Stocka i Watsona, 1993 oraz Pesarana i Shina, 1999), po trudności związane z konstrukcją modeli panelowych zawierających więcej niż jeden wektor kointegrujący (np. dyskusja w: Kęłowski, 2012). Przegląd literatury poświęconej modelom BEER kursów walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej pozwala jednak postawić tezę, iż najważniejszym celem konstrukcji modeli BEER pozostają nadal szacunki dysparytetów kursów walutowych. Konsekwencją jest do pewnego stopnia rutynowy charakter specyfikacji modeli BEER, brak pogłębionej analizy własności stochastycznych konstruowanych modeli i – co najważniejsze – „strukturalizujące” interpretacje zależności wiążących kurs realny ze zmiennymi fundamentalnymi na podstawie równania będącego w istocie postacią zredukowaną pewnego szerszego i nie zawsze rozważanego *explicite* modelu strukturalnego. Ostatecznym skutkiem jest upowszechnienie się poglądu, zgodnie z którym w dłuższym horyzoncie czasowym należy oczekiwać aprecjacji kursów walut krajów CEE deflowanych nie tylko ogólnymi indeksami cen, ale również aprecjacji kursów urealnianych indeksami cen o definicjach zbliżonych do deflatorów produkcji sektora *tradables*.

2. Ograniczenie badań do pojedynczej relacji kointegrującej oznacza, że w wynikowym modelu BEER pojawiają się nie tylko trudności związane z interpretacją wartości i znaków oszacowań parametrów, ale również ignorowana jest endogeniczności determinant kursów realnych. To ostatnie zagrożenie jest o tyle istotne, że nieuwzględnienie potencjalnych zależności przyczynowo-skutkowych pomiędzy średniookresowymi determinantami kursów realnych może prowadzić do konstrukcji modeli, w których tę samą informację o wahaniach kursów realnych niesie kilka regresorów. Na takie zagrożenie wskazuje pośrednio dyskusja o aproksymantach efektów podażowych (wydajność pracy, niekiedy PKB *per capita*) i efektów popytowych (również wydajność pracy i PKB *per capita*, a także wydatki rządowe obejmujące wydatki infrastrukturalne). Zgodnie z wcześniejszymi uwagami można przyjąć, że zastosowanie strategii FGTS

powinno prowadzić do ustalania właściwej specyfikacji równania BEER, ale w przypadku ograniczonej liczebności szeregów czasowych nie można również wykluczyć sytuacji, gdy wpływ niektórych regresorów na kurs realny będzie miał charakter pozorny w tym sensie, że obecność jednej z jego średniookresowych determinant będzie wynikać wyłącznie z obecności w modelu innej zmiennej objaśniającej. Przykłady takich modeli są omawiane w rozdziale VIII.

Rozdział VIII

EMPIRYCZNE MODELE BEER

Wprowadzenie

Przegląd średniookresowych modeli kursów realnych pozwala na prześledzenie zmian jakim podlegały weryfikowane hipotezy badawcze i wnioski wyprowadzane na podstawie badań empirycznych. Przedstawienie jednoznacznej klasyfikacji nurtów obecnych w empirycznych analizach modeli BEER jest jednak kłopotliwe, gdyż badania (i) są prowadzone dla kursów walut krajów o różnym stopniu rozwoju (kursy walut krajów najbardziej rozwiniętych, rozwijających się krajów azjatyckich i Ameryki Łacińskiej, krajów Europy Środkowo-Wschodniej, krajów wchodzących wcześniej w skład Związku Radzieckiego, kursy walut słabo rozwiniętych krajów afrykańskich), (ii) różnią się celami (identyfikacja średniookresowych determinant kursów realnych lub szacunki kursów walutowych równowagi) oraz (iii) wykorzystują różne definiowane kursy realne (kursy wewnętrzne, kursy urealniane indeksami CPI, PPI i deflatorami PKB). W najbardziej ogólnym przypadku można jednak przyjąć, że o ile badania kursów walut krajów najbardziej rozwiniętych oraz rynkowych gospodarek krajów azjatyckich i Ameryki Łacińskiej były nakierowane na identyfikację najważniejszych determinant kursów realnych, to już w przypadku walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej nurtem dominującym były szacunki kursów równowagi.

Przedstawione poniżej szersze omówienie najważniejszych badań determinant kursów walut krajów rozwiniętych, a w jeszcze większym stopniu walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej, uzasadnia tezę, iż konsekwencją braku uniwersalnej teorii opisującej wahania kursów walutowych w średnim okresie jest duży eklektyzm modeli empirycznych. Skutkiem są nie tylko trudności pojawiające się przy porównaniach modeli tych samych kursów walutowych, ale także konstrukcja modeli, w których tym samym determinantom kursów walutowych przypisywane są różne interpretacje. Z drugiej strony uzasadnione jest twierdzenie o wspólnym kierunku ewolucji modeli średniookresowych, czego przyczyn należy upatrywać w coraz szerszym uwzględnianiu w badaniach

Niezależnie od satysfakcjonującej interpretacji ekonomicznej modelu (8.1), dużej precyzji oszacowań parametrów oraz małej wrażliwości ocen parametrów na zmiany specyfikacji, uogólnienie wniosków płynących z analizy przeprowadzonej przez De Gregoria i in. (1994) jest problematyczne ze względu wykorzystanie w badaniach przyrostów zmiennych i fakt, iż równanie (8.1) ma wyłącznie interpretację zależności krótkookresowej.

Późniejsze badania determinant cen relatywnych sektora *non-tradables*, w których uwzględniono *explicite* problem skointegrowania zmiennych, przeprowadzono w modelach o mniejszej liczbie zmiennych. Canzoneri i in. (1999) prezentują wyniki panelowej analizy skointegrowania cen relatywnych $p^{NT} - p^T$ i relatywnych wydajności pracy $l_{p,i}^T - l_{p,i}^{NT}$ dla panelu 13 krajów OECD (z wyodrębnieniem dodatkowego subpanelu krajów G-7) w latach 1970–1991, które jednoznacznie potwierdzają istnienie mechanizmu transmisji wewnętrznej (7.33), będącego, obok poprawności hipotezy PPP dla cen sektora wymiennego, najważniejszym warunkiem wystąpienia mechanizmu Balassy-Samuelsona. Z kolei Dutton i Strauss (1997) oraz Kakkar i Ogaki (1999) weryfikują hipotezy o skointegrowaniu kursów walutowych z relatywnymi cenami sektorów niewymiennych w kraju i za granicą, $y_{(m)} = [q, p^{NT} - p^T, p^{*NT} - p^{*T}]'$, tj. występowanie mechanizmu transmisji zewnętrznej (7.38). W pierwszej pracy rozważane są kwartalne kursy realne 12 walut względem dolara USA w latach 1973–1994 i kursy miesięczne dolara kanadyjskiego, funta szterlinga, franka francuskiego i jena względem dolara USA w okresie 1973:01–1991:12 lub 1993:06. We wszystkich przypadkach potwierdzenie znajduje hipoteza o skointegrowaniu kursu realnego z krajowymi i zagranicznymi realnymi cenami sektora wymiennego, choć poważne zastrzeżenia budzą jednocześnie znacznie odbiegające od jedności oceny parametrów równowagi. Kakkar i Ogaki (1999) analizują dwa zbiory danych. W pierwszym przypadku rozważane są próby roczne 1929–1972 i 1929–1988; wzajemne kursy funta, lira i dolara USA są urealniane deflatorami PKB, a ceny obu sektorów *non-tradables* i *tradables* są przybliżane przez indeksy CPI i indeksy cen hurtowych WPI. Druga część analizy koncentruje się na próbach kwartalnych 1960:1–1988:4 i 1973:1–1988:04, a wzajemne kursy dolara USA, dolara kanadyjskiego, jena i funta są urealniane zagregowanym deflatorem konsumpcji prywatnej i rządowej, zaś ceny sektora niewymiennego i wymiennego są aproksymowane odpowiednio przez ceny usług oraz ceny dóbr niebędących usługami. Podobnie jak w badaniach Duttona i Straussa (1997) o akceptacji hipotezy zakładającej istnienie mechanizmu transmisji zewnętrznej rozstrzyga jedynie wynik testu kointegracji. Kakkar i Ogaki (1999) potwierdzają skointegrowanie zmiennych w okresie poprzedzającym uwolnienie kursów walutowych na początku lat siedemdziesiątych, ale jednocześnie zauważają, że

w próbach obejmujących system kursów płynnych skointegrowanie kursów realnych z krajowymi i zagranicznymi relatywnymi cenami sektorowymi budzi wątpliwości.

Przywołane prace są dobrą ilustracją jednego z najwcześniejszych nurtów w modelowaniu kursów realnych, w którym średniookresowe odchylenia kursów od poziomu zgodnego z parytetem siły nabywczej walut są związane wyłącznie z obecnością mechanizmu Balassy-Samuelsona. Faruqee (1995) prezentuje pierwsze wyniki analizy kointegracyjnej szerszego zbioru potencjalnych średniookresowych determinant efektywnych kursów dolara USA i jena w latach 1950/1951–1990 urealnionych indeksami CPI. Punktem wyjścia jest model VEC uwzględniający predykcje modelu strumieniowo-zasobowego, modelu Balassy-Samuelsona i dopuszczający jednocześnie zależność kursu realnego od wskaźników *terms of trade*, $y_{(m)} = [q, h^{PBS}, A^{NFA}, p^{TOT}]'$; efekt BS jest aproksymowany przez relatywne ceny $h^{PBS} = (p^{CPI} - p^{PPI}) - (p^{*CPI} - p^{*PPI})$ lub relację krajowej i zagranicznej wydajności pracy w przemyśle $l_p^{IND} - l_p^{*IND}$, $A^{NFA} = A^C / Y$, $p^{TOT} = p^E - p^M$. Faruqee (1995) potwierdza obecność jednego wektora kointegrującego w modelach obu kursów walutowych, co ostatecznie prowadzi do identyfikacji zaskakująco prostych warunków równowagi średniookresowej. W przypadku kursu dolara USA identyfikowana jest relacja kointegrująca wiążąca kurs realny z pierwszą aproksymantą efektu Balassy-Samuelsona i aktywami zagranicznymi netto, $q = h^{PBS} - 1,47A^{NFA}$, co w istocie oznacza zależność kursu deflowanego indeksami PPI od aktywów zagranicznych netto, $q^{PPI} = -1,47A^{NFA}$. Analiza determinant jena potwierdza natomiast jego zależność od relatywnych wydajności pracy, $q = -0,66(l_p^{IND} - l_p^{*IND})$. Testy wykluczeń dają podstawy do usunięcia wskaźników *terms of trade* z obu wektorów kointegrujących i aktywów zagranicznych netto z długookresowego równania kursu jena. Ostateczna ocena wyników Faruqee (1995) nie może być jednak pełna – brak informacji o ocenach macierzy dostosowań α uniemożliwia wnioskowanie o potencjalnej słabej egzogeniczności kursów realnych.

Dibooglu (1996), Gangon (1996), Alberola i in. (1999) oraz Habermeier i Mesquita (1999) konstruują modele bezpośrednio nawiązujące do systemów VEC analizowanych przez Faruqee'ego (1995) i uwzględniające jednocześnie potencjalne oddziaływanie zmiennych rozważanych przez De Gregoria i in. (1994). Gangon (1996) i Alberola i in. (1999) rozważają modele uzależniające kursy realne od aktywów zagranicznych netto. W obu pracach efekt BS jest aproksymowany przez relację cen h^{PBS} . Gangon (1996) konstruuje model rozszerzony, w którym dopuszcza oddziaływanie na kurs realny czynników popytowych aproksymowanych przez wydatki rządowe w proporcji do PKB i dochód *per capita*, $y_{(m)} = [q, h^{PBS}, A^{NFA}, G^Y, y^{PC}]'$, podczas gdy Alberola i in.

(1999) redukują specyfikację modelu do pierwszych trzech zmiennych, $y_{(m)} = [q, h^{PBS}, A^{NFA}]'$. Wyniki obu badań okazują się zbieżne niezależnie od różnic specyfikacji modeli wyjściowych oraz analizy różnych prób (dane roczne 1960–1995 dla panelu 11 walut w badaniu Gangona, 1996; próba kwartalna 1980:1–1998:4 dla kursów 12 walut w badaniach Alberoli i in., 1999) i analizy inaczej definiowanych kursów walutowych (kursy bilateralne względem marki niemieckiej deflowane indeksami CPI i PPI w badaniach Gangona, 1996; kursy efektywne deflowane CPI w analizach Alberoli i in., 1999) i różnic w definicjach aktywów zagranicznych netto. I tak, Gangon (1996) znajduje empiryczne potwierdzenie zależności obu badanych kursów realnych od aktywów zagranicznych netto, ale już zależność kursu deflowanego cenami producenta q^{PPI} od relacji cen h^{PBS} jest skrajnie problematyczna ze względu na ujemną, różną od zera jedynie przy liberalnie ustalonym poziomie istotności, ocenę parametru równowagi. Potwierdzenia empirycznego nie znajduje również zależność kursów realnych od czynników popytowych: oceny parametrów przy PKB *per capita* są statystycznie nieodróżnialne od zera w długim i krótkim okresie, zaś aprecjacyjny wpływ wydatków rządowych zaznacza się jedynie w krótkim okresie. Podsumowując badania Gangona (1996) należy podkreślić, że potwierdzają one zależność kursów realnych od aktywów zagranicznych netto i jednocześnie nie wskazują na występowanie zależności kursów urealnianych indeksami PPI od czynników popytowych – nieistotne statystycznie okazuje się oddziaływanie bezpośrednich aproksymant wahań popytu (G^Y, y^{PC}) i możliwe jest jednocześnie wykluczenie z równania kursu q^{PPI} relacji cen h^{PBS} , która zgodnie z interpretacją MacDonalda (1998) reprezentuje łączne oddziaływanie czynników podażowych i popytowych, $h^{PBS} = f(h^{BS}, h^D)$. W badaniach Arberoli i in. (1999) założenie o zależności kursów od aktywów zagranicznych netto ma charakter arbitralny, ale znajduje jednocześnie pośrednie potwierdzenie empiryczne: oceny parametrów związanych z h^{PBS} są bardzo bliskie jedności, co podobnie jak w przypadku modelu kursu dolara przedstawianego przez Faruqee'ego (1995) wskazuje na bezpośrednie oddziaływanie NFA na kurs urealniany indeksami PPI, q^{PPI} . Dibooglu (1996) wykorzystuje kointegracyjną procedurę Johansena do analizy systemów VEC wiążących wahania nominalnego kursu walutowego z (i) relatywnymi cenami (deflatory produktu narodowego brutto lub PKB), (ii) relatywną wydajnością pracy w przetwórstwie przemysłowym, (iii) relacją krajowych i zagranicznych wydatków rządowych i (iv) realnymi cenami ropy naftowej, $y_{(m)} = [b, p - p^*, I_p^T - I_p^{*T}, g - g^*, r^{OIL}]'$. Analizowane są kursy niemieckiej marki, lira i jena względem dolara USA w próbie kwartalnej 1974:1–1990:4. Testy kointegracji potwierdzają istnienie stacjonarnych kombinacji rozważanych zmiennych, a oszacowania parametrów

równowagi potwierdzają średniookresową zależność analizowanych kursów od czynników podażowych i popytowych. Praca Habermeiera i Mesquity (1999) jest jedną z pierwszych, w których zawarto wyniki analiz panelowych. Badane są determinanty efektywnych kursów walut 26 krajów rozwiniętych i 25 rozwijających się w latach 1971–1997. Analizie kointegracji panelowej poddano model obejmujący nominalny efektywny kurs walutowy, relatywne indeksy cen konsumenta, relatywny PKB *per capita*, udział wydatków rządowych w PKB oraz *terms of trade* aproksymowane przez realne ceny ropy naftowej, $y_{(m)} = [b, p - p^*, y^{PC} - y^{*PC}, G^Y, r^{OIL}]'$, a następnie rozważono wariant z restrykcją proporcjonalności kursu i cen relatywnych, $y_{(m)} = [q, y^{PC} - y^{*PC}, G^Y, r^{OIL}]'$, oraz model wiążący wahania kursów realnych wyłącznie z PKB *per capita*, $y_{(m)} = [q, y^{PC} - y^{*PC}]'$. Badanie obejmuje również typową dla analiz panelowych dekompozycję panelu na dwa charakteryzujące się większą jednorodnością subpanele walut krajów rozwiniętych i walut krajów rozwijających się. Habermeier i Mesquita (1999) formułują kilka istotnych wniosków. Po pierwsze, jednoznaczne potwierdzenie empiryczne znajduje zależność kursu realnego od czynników podażowych i popytowych reprezentowanych przez relatywny PKB *per capita*. Po drugie, potwierdzenie zależności kursu realnego od PKB *per capita* i realnych cen ropy naftowej jest łatwiejsze w panelu obejmującym kraje rozwijające się, co zdaniem Habermeiera i Mesquity (1999) wynika stąd, że gospodarki tych krajów były bardziej narażone na kryzysy naftowe w latach siedemdziesiątych ubiegłego wieku. Po trzecie, wyniki estymacji nie pozwalają sformułować jednoznacznych wniosków o aprecjacyjnym oddziaływaniu wydatków rządowych.

Zaproponowane przez Clarka i MacDonalda (1999) modele behawioralnych kursów walutowych równowagi BEER stanowią syntezę modelu nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych i cząstkowych modeli teoretycznych (rozdz. VII, pkt. 2–5) wiążących wahania kursów realnych ze zmianami aktywów zagranicznych netto, *terms of trade* oraz oddziaływaniem na ceny sektora niewymiennego czynników podażowych i popytowych.

Prezentując ideę modeli BEER MacDonald (1998, 1999a) wskazuje na wcześniejsze badania MacDonalda i Marsha (1997), którzy podjęli udaną próbę podważenia dość powszechnie akceptowanej w latach osiemdziesiątych i dziewięćdziesiątych ubiegłego wieku „reguły” Meese’a i Rogoffa (1983), zgodnie z którą nie jest możliwa konstrukcja modeli strukturalnych o własnościach progностycznych przewyższających własności predyktywne ścieżki losowej (por. także: Meese i Rogoff, 1988). MacDonald i Marsh (1997) wykazali, że rozważenie dłuższych szeregów czasowych i wykorzystanie metod kointegracyjnych w analizie modelu UIP pozwala na konstrukcję modeli VEC, których własności

predyktywne są już jednoznacznie lepsze od własności modelu błędzenia losowego, a ponieważ takie wyniki są uzyskiwane na podstawie systemów, w których jest obecne założenie o stałości oczekiwań kursowych, to endogenizacja tych ostatnich poprzez powiązanie ich z mechanizmami opisywanymi przez modele cząstkowe, $E_t(q_{t+1}) = \phi'_{(k)} z_{(k)t} + \eta_t$, powinna prowadzić do dalszego zwiększenia precyzji prognoz kursów realnych.

MacDonald (1998) analizuje predyktywne własności modeli BEER efektywnych kursów realnych dolara USA, niemieckiej marki i jena w próbie 1974–1993. Badane są alternatywne modele VEC, w których wahania kursów realnych są uzależniane nie tylko od dysparytetu realnych długo- lub krótkookresowych stóp procentowych ($r^L - r^{*L}$ lub $r^S - r^{*S}$), ale również od relacji cen konsumenta i producenta h^{PBS} lub relatywnej wydajności pracy w przetwórstwie przemysłowym $l_p^{IMF} - l_p^{*IMF}$, relacji aktywów zagranicznymi netto do PKB A^{NFA} , relatywnych wskaźników *terms of trade* $r^{TOT} = (p^E - p^M) - (p^{*E} - p^{*M})$ lub realnych cen ropy naftowej r^{OIL} oraz relacji udziałów deficytu sektora rządowego w PKB, $U^{BD} = (B^D / Y) / (B^{D*} / Y^*)$, w kraju i za granicą:

$$y_{(m)} = [q, r - r^*, h^{BS}, A^{NFA}, t^{OT}, U^{BD}]' \quad (8.2)$$

gdzie:

$$r - r^* = \{r^L - r^{*L} \text{ lub } r^S - r^{*S}\},$$

$$h^{BS} = \{h^{PBS} \text{ lub } l_p^{IMF} - l_p^{*IMF}\},$$

$$t^{OT} = \{r^{TOT} \text{ lub } r^{OIL}\}.$$

Wyniki jednoznacznie wskazują na lepsze w porównaniu ze ścieżką losową własności prognostyczne modeli BEER (8.2), ale wyprowadzenie wiążących wniosków o wpływie poszczególnych regresorów na realny kurs walutowy nie jest możliwe. W szczególności, MacDonald (1998) nie podaje informacji o odchyleniach standardowych oszacowań parametrów równowagi oraz – podobnie jak Faruqee (1995) – nie prezentuje oszacowań macierzy dostosowań α , co uniemożliwia ekonomiczną interpretację wyników.

Powyższa krytyka nie odnosi się do późniejszych prac Clarka i MacDonalda (1999) i (2004).

Clark i MacDonald (1999) prezentują wyniki analizy kointegracyjnej modeli efektywnych kursów dolara USA, marki i jena względem walut krajów grupy G-7 w latach 1960–1996. W przypadku kursu dolara konstruują jeden z najczęściej przywoływanych w literaturze modeli BEER (np. MacDonald i Marsh, 1999, s. 131; MacDonald, 2007, s. 233; Rubaszek i in., 2009, s. 87;

Wdowiński, 2010, s. 269), w którym zidentyfikowano dwa następujące równania równowagi średniookresowej:

$$q = -1,237A_{(12,4)}^{NFA} - 2,701h_{(8,2)}^{PBS} - 0,084r_{(2,1)}^{TOT} + 0,0004\lambda + \hat{\mu}_1 \quad (8.3)$$

$$r = r^* + \hat{\mu}_2 \quad (8.4)$$

gdzie premia za ryzyko jest aproksymowana przez relację udziałów długu krajowego i zagranicznego sektora rządowego w PKB, $\lambda = D^{TX} / F^{TX}$.

Model (8.3)–(8.4) jest wykorzystywany do oszacowania kursu równowagi średniookresowej BEER, który jest następnie porównywany z oszacowaniami fundamentalnego kursu walutowego równowagi FEER Williamsona (1994). Zgodnie z wnioskami Clarka i MacDonalda (1999) użyteczność modeli BEER w ocenie dysparytetu kursów realnych okazuje się niemiejsza. Przyjęcie w badaniach takiej perspektywy oznacza, że interpretacja wyników estymacji przestaje być – przynajmniej w pierwszym przybliżeniu – najważniejszym kryterium oceny modelu (8.3)–(8.4). Clark i MacDonald (1999) ograniczają omówienie modelu do stwierdzenia, że oceny parametrów mają oczekiwane znaki i są istotnie różne od zera w przypadku pierwszych trzech determinant kursu realnego, co zważywszy na ujemne oszacowanie parametru korekty błędem przy pierwszym wektorze kointegrującym w równaniu kursu realnego:

$$\Delta q_t = -0,374(q_{t-1} + 1,237A_{t-1}^{NFA} + 2,701h_{t-1}^{PBS} + 0,084r_{t-1}^{TOT} - 0,0004\lambda_{t-1} - \hat{\mu}_1) + \dots \quad (8.5)$$

potwierdza przydatność modelu (8.3)–(8.4) do szacunków kursu równowagi BEER. Bliższa analiza wyników pozwala jednak sformułować kilka zastrzeżeń w odniesieniu do wyprowadzanych wniosków. Po pierwsze, wykorzystanie w badaniach relatywnie krótkiej próby 37 obserwacji rocznych sprawia, że wniosek o dostosowaniach realnego efektywnego kursu dolara wzdłuż ścieżki (8.3) nie jest oczywisty: iloraz t związany z oceną parametru dostosowań w równaniu (8.5) tylko nieznacznie przekracza wartość 2,2, a ponieważ parametr korekty błędem przy drugim wektorze kointegrującym jest nieodróżnialny od zera ($t = 0,65$), to pojawia się pytanie o słabą egzogeniczność kursu realnego. Clark i MacDonald (1999) nie podają wyniku stosownego testu. Po drugie, wyniki estymacji konstruowanych jednocześnie bliźniaczych modeli efektywnych kursów walutowych niemieckiej marki i jena jednoznacznie wskazują, iż problem słabej egzogeniczności kursów realnych nie jest marginalny. W modelu kursu marki ilorazy t związane z parametrami dostosowań do wektorów kointegrujących wynoszą 0,41 i 0,15, zaś w modelu jena 0,04 i 0,37 i są to wyniki

dające podstawę do konstrukcji modeli warunkowych względem kursów realnych. Oznacza to, że modele prezentowane przez Clarka i MacDonalda (1999) nie są w istocie systemami identyfikującymi determinanty kursów realnych i wyznaczenie na ich podstawie ścieżek równowagi BEER musi budzić wątpliwości. Po trzecie, uwagę zwracają duże różnice między ocenami parametrów w równaniu (8.3) i w korespondujących z nim równaniach kursów marki i jena. Stwierdzenie, iż różne oceny parametrów odzwierciedlają różnice między analizowanymi gospodarkami jest truizmem i nie daje odpowiedzi, na przykład, na pytanie dlaczego w modelu marki ocena parametru przy zmiennej h^{PBS} aproksymującej efekt BS i szoki popytowe (-5,2) jest ponad dwuipółkrotnie większa od analogicznej oceny w modelu jena (-1,9). Wątpliwości są uzasadnione, gdyż realna aprecjacja jena w analizowanym okresie jest powszechnie postrzegana jako budzący najmniej wątpliwości przykład aprecjacyjnego oddziaływania mechanizmu Balassy-Samuelsona. Po czwarte, wątpliwości związane z szacunkami kursu równowagi BEER dolara USA na podstawie modelu (8.3) –(8.4) pogłębiają się, gdy wyniki estymacji porównać z ocenami parametrów równowagi uzyskanymi przez Clarka i MacDonalda (2004) na podstawie szeregow czasowych wydłużonych o tylko jedną obserwację (próba roczna 1960–1997). Clark i MacDonald (2004) identyfikują tylko jedną relację kointegrującą:

$$q = -1,107A^{NFA} - 2,030h^{PBS} + 1,592r^{TOT} + \hat{\mu} \quad (8.6)$$

(25,7) (12,7) (9,2)

a parametr korekty błędem (-0,669, $t = 4,0$) wskazuje na bardzo szybkie równoważenie kursu realnego wzdłuż trajektorii równowagi (8.5).

W powyższej dyskusji wskazano problemy napotymane przy konstrukcji średniookresowych modeli realnych kursów walutowych, gdy objęcie analizą nieco innego okresu lub rozważenie modelu o nieznacznie zmienionej specyfikacji (w pracy Clark i Mac-Donald, 2004: wykluczenie nieistotnych zmiennych r^{TOT} i λ) prowadzi do poważnych rewizji wniosków o mechanizmach wiążących kursy realne z ich determinantami. Analogiczne problemy pojawiają się także w późniejszych modelach konstruowanych w ramach metodologii BEER. Clostermann i Schnatz (2000) i Alquist i Chinn (2002) przedstawiają jedne z najwcześniejszych badań realnego kursu (syntetycznego) euro względem dolara USA na podstawie prób kwartalnych obejmujących, odpowiednio, okresy 1975:1–1998:4 oraz 1985:1–2001:4, podczas gdy Maeso-Fernandez i in. (2001) badają determinanty efektywnego realnego kursu euro względem 12 najważniejszych partnerów handlowych w okresie 1975:1–1998:4. Specyfikacje analizowanych modeli są standardowe, ale już wyniki uzyskiwane na ich podstawie

odbiegają od predykcji cząstkowych modeli teoretycznych, i podobnie jak prace Clarka i MacDonalda (1999 i 2004), dobrze ilustrują trudności związane z określeniem właściwej struktury warunków równowagi w modelach BEER.

Clostermann i Schnatz (2000) wychodzą od modelu VEC wiążącego kurs realny z relacją cen h^{PBS} , dysparytetem realnych stóp procentowych $r - r^*$, relacją krajowych i zagranicznych udziałów wydatków rządowych w PKB $g^Y - g^{*Y} = (g - y) - (g^* - y^*)$ i realnymi cenami ropy naftowej r^{OIL} i otrzymują eklektyczne równanie kursu realnego:

$$q = \underset{(3,1)}{-2,78} h^{PBS} + \underset{(4,1)}{0,34} r^{OIL} + \underset{(3,3)}{0,94} (g^Y - g^{*Y}) + \hat{\mu} \quad (8.7)$$

Wzrost cen ropy naftowej powoduje osłabienie euro. W świetle wcześniejszej dyskusji, jest to wynik akceptowalny dla kursu waluty kraju-importera ropy naftowej. Dodatnie szoki podażowe i popytowe reprezentowane przez relację cen h^{PBS} powadzą do aprecjacji kursu euro, ale – podobnie jak w modelach Clarka i MacDonalda (1999 i 2004) – znacznie odbiegająca od jedności ocena parametru równowagi sprawia, że jej interpretacja jest problematyczna. Niejednoznaczność interpretacji ekonomicznej modelu (8.7) narasta, jeśli powiązać duże oszacowanie parametru przy relacji cen h^{PBS} z oceną parametru kwantyfikującego wpływ wydatków rządowych, która sugeruje występowanie mechanizmu działającego w kierunku odwrotnym niż analizowane przez Bergstranda (1991), Rogoffa (1992) i De Gregoria i in. (1994) przesunięcia wydatków na produkty sektora niewymiennego. Clostermann i Schnatz (2000) sugerują, że aprecjacyjne oddziaływanie wydatków rządowych nie budzi zastrzeżeń jedynie w krótkim okresie; w dłuższym horyzoncie czasowym ekspansja sektora rządowego będzie prowadzić do osłabienia euro względem dolara zgodnie z przytoczonymi już wyżej wnioskami Barro i Lee (1994). Ten ostatni wniosek jest jednak dyskusyjny. Łatwo zauważyć, że w modelu (8.7) szoki popytowe są aproksymowane jednocześnie przez relatywne wydatki rządowe $g^Y - g^{*Y}$ i relację cen h^{PBS} , a to oznacza, że zaproponowaną przez Clostermanna i Schnatza (2000) interpretację elastyczności kursu realnego względem wydatków rządowych (0,94) można zaakceptować tylko wtedy, gdy przedstawiona zostanie jednocześnie niebudząca zastrzeżeń interpretacja elastyczności $-2,78$. W przeciwnym przypadku można sformułować wątpliwość, iż zmienne $g^Y - g^{*Y}$ i h^{PBS} zawierają podobną informację w wahaniami kursu euro, a statystycznie istotne deprecjacyjne oddziaływanie relatywnych wydatków rządowych na realny kurs walutowy wynika wyłącznie z przeszacowania aprecjacyjnego wpływu relatywnych cen.

Wpływ wydatków rządowych na realny efektywny kurs euro jest również badany w pracy Maeso-Fernandez i in. (2001). Analizowane są dwa alternatywne systemy VEC. Specyfikacja pierwszego z nich zakłada zależność kursu realnego od relatywnych wydajności pracy, realnych stóp procentowych, realnych cen ropy naftowej i aktywów zagranicznych netto (skumulowanego salda obrotów bieżących w relacji do PKB), $y_{(m)} = [q, l_p - l_p^*, r - r^*, r^{OLL}, A^{NFA}]'$, podczas gdy drugi model VEC nawiązuje bezpośrednio do modelu (8.7) i wiąże wahania kursu euro z relacją krajowych i zagranicznych indeksów CPI i PPI, dysparytetem stóp procentowych, realną ceną ropy naftowej i relatywnymi wydatkami rządowymi, $y_{(m)} = [q, h^{PBS}, r - r^*, r^{OLL}, g^Y - g^{*Y}]'$. Maeso-Fernandez i in. (2001) analizują alternatywne warianty obu modeli VEC przy założeniu obecności tylko jednego wektora kointegrującego. Wnioski można sformułować na trzech płaszczyznach. Po pierwsze, aktywa zagraniczne netto są zmienną słabo egzogeniczną, a dodatkowe oszacowanie związanego z nimi parametru jest niespójne z predykcjami modelu zasobowo-strumieniowego. Po drugie, usunięcie A^{NFA} z pierwszego modelu VEC prowadzi do konstrukcji dwóch konkurencyjnych modeli BEER, w których oprócz relatywnych wydajności pracy obecny jest dysparytet realnych stóp procentowych lub realne ceny ropy naftowej. Identyczny wynik wskazujący na zamienność $r - r^*$ i r^{OLL} jest uzyskiwany również w drugim modelu VEC. Na tej podstawie Maeso-Fernandez i in. (2001) formułują mało kontrowersyjny wniosek, iż niektóre determinanty kursów realnych mogą zawierać tę samą informację i podkreślają, że zamienność realnych stóp procentowych i cen ropy naftowej może być, na przykład, skutkiem dyskontowania w długookresowych stopach procentowych (oczekiwanych) zmian cen ropy naftowej. Wyjaśnienie zaproponowane przez Maeso-Fernandeza i in. (2001) nie budzi zastrzeżeń, ale prowokuje jednocześnie pytanie o przyczyny usunięcia $r - r^*$ lub r^{OLL} z obu modeli VEC zamiast rozważenia ich wariantów dopuszczających *explicite* obecność drugiego wektora kointegrującego, który kwantyfikowałby zależność między dysparytetem realnych stóp procentowych i realnymi cenami ropy naftowej. Po trzecie, Maeso-Fernandez i in. (2001) przyjmują założenie o istnieniu zależności przyczynowo-skutkowej pomiędzy poziomem aktywów zagranicznych netto i wydatkami rządowymi: zacieśnienie polityki fiskalnej przekłada się na wzrost NFA, co ostatecznie prowadzi do aprecjacji waluty krajowej. Obecność tak zdefiniowanego mechanizmu jest zgodna z predykcjami modelu bliźniaczych deficytów (*twin-deficits model*). Zastrzeżenia pojawiają się, gdy zależność aktywów zagranicznych netto od relatywnych wydatków rządowe nie jest testowana, ale jej obecność jest jednocześnie przyjmowana jako podstawa interpretacji wyników empirycznych i uzasadnienia deprecjacyjnego oddziaływania $g^Y - g^{*Y}$ na realny kurs euro.

Zignorowanie powyższego problemu jest powodem niespójności wyników prezentowanych przez Maeso-Fernandeza i in. (2001). Łatwo zauważyć, że w przypadku, gdy wzrost relatywnych wydatków rządowych prowadzi do deprecjacji kursu euro na skutek spadku zagranicznych aktywów netto, nie jest możliwe uzyskanie w pierwszym modelu VEC oceny parametru związanego z A^{NFA} wskazującej na deprecjacyjne skutki wzrostu NFA.

Powyższe niespójności są nieobecne w pracy Alquista i Chinna (2002), którzy analizują zależność realnego kursu EUR/USD od relatywnych wydajności pracy, realnych cen ropy naftowej i relatywnych wydatków rządowych, $y_{(m)} = [q, l_p - l_p^*, r^{OIL}, g^Y - g^{*Y}]'$. Rozważane są warianty modelu VEC bez i z trendem deterministycznym w danych. Wnioski są klarowne. Po pierwsze, empiryczne potwierdzenie znajduje zależność kursu realnego od relatywnych wydajności pracy. Oceny parametrów wiążących obie zmienne mieszczą się w przedziale $(-2,3, -2,9)$, co Alquist i Chinn (2002) wiążą z czynnikami popytowymi obecnymi w $l_p - l_p^*$. Uzasadnienie jest następujące. Wzrost wydajności pracy zwiększa oczekiwane dochody i konsumpcję indywidualną dóbr niewymiennych. Jednocześnie rosną oczekiwane zyski firm, co przekłada się na wzrost cen papierów udziałowych i wzrost inwestycji. Te ostatnie są finansowane przez napływ kapitałów zagranicznych, które indukują aprecjację nie zaburzając jednocześnie konsumpcji indywidualnej. Po drugie, nie znajduje potwierdzenia zależność kursu realnego od relatywnych wydatków rządowych $g^Y - g^{*Y}$. Po trzecie, parametry kwantyfikujące wpływ cen ropy naftowej na kurs euro są istotnie różne od zera, ale przyjmują wartości sugerujące aprecjację euro na skutek wzrostu r^{OIL} i jest to wynik niespójny z oszacowaniami uzyskiwanymi we wcześniejszych badaniach. Po czwarte, usunięcie z modelu VEC wydatków rządowych $g^Y - g^{*Y}$ sprawia, że parametry równowagi przy r^{OIL} stają się statystycznie nieodróżnialne od zera, co ostatecznie redukuje model Alquista i Chinna (2002) do systemu dwuwymiarowego wiążącego kurs realny z relatywnymi wydajnościami pracy, w którym wartości parametru mierzącego wpływ szoków podażowych i popytowych $(-5,1)$ są, w przybliżeniu, dwukrotnie większe od uzyskanych w modelu wyjściowym.

Wczesne badania realnych kursów walut krajów APEC i ASEAN prezentują Ito in. (1997). Analizowane są proste modele przekrojowe wiążące zmiany kursów realnych względem dolara USA ze zmianami relatywnego PKB *per capita* (pomiędzy rokiem 1973 i rokiem 1995) i aproksymantą różnic rozwoju poszczególnych krajów, którą jest wzrost udziałów eksportu maszyn i urządzeń w eksporcie ogółem (w okresie 1973–1992). Autorzy podkreślają, że zależność wahań realnych kursów walut Japonii, Korei Południowej i Tajwanu od czynników podażowych nie budzi poważniejszych wątpliwości, ale już w przypadku

charakteryzujących się, w analizowanym okresie, wysokim tempem wzrostu gospodarek Hong-Kongu i Singapuru oddziaływanie efektu BS jest wyraźnie słabsze, a w przypadku gospodarek Tajlandii i Malezji aprecjacja kursu realnego nie jest obserwowana. Podsumowując wyniki badań, Ito i in. (1997) formułują tezę, zgodnie z którą wystąpienie mechanizmu Balassy-Samuelsona jest prawdopodobne w gospodarce małej, otwartej i pozbawionej surowców, w której dodatkowo zachodzą głębokie zmiany struktury importu i eksportu.

Późniejsze badania poświęcone kursom walut krajów azjatyckich prezentują m.in. Miyakoshi (2003), Choudhri i Khan (2005), Chen i Chen (2007) oraz Tsen (2011). Miyakoshi (2003) analizuje kursy walut 4 krajów wschodnioazjatyckich względem jena i uzyskuje wyniki wskazujące na pierwszoplanową rolę relatywnych produktywności w kształtowaniu kursów walut Indonezji i Filipin, podczas gdy dysparytet realnych stóp procentowych jest główną determinantą realnych kursów walut Korei Południowej i Malezji. Z kolei Choudhri i Khan (2005) koncentrują się na panelowych badaniach zależności realnych kursów walut 16 krajów rozwijających się (w tym 5 krajów azjatyckich i 5 krajów Ameryki Łacińskiej) względem dolara USA od wahań relatywnych cen w sektorze *non-tradables*, $q^{PBS} = (p^{NT} - p^T) - (p^{*NT} - p^{*T})$ (będących funkcjami relatywnych wydajności pracy, $h^{LBS} = (l_p^T - l_p^{NT}) - (l_p^{*T} - l_p^{*NT})$) oraz relatywnych wskaźników *terms of trade*, $r^{TOT} = (p^E - p^M) - (p^{*E} - p^{*M})$. W próbie rocznej 1976–1994 analizowane są dwa rekurencyjne warunki równowagi:

$$q_{i,t} = \beta_1 h_{i,t}^{PBS} + \beta_2 r_{i,t}^{TOT} + \mu_{1,i} + \mu_{1,t} \quad (8.8a)$$

$$h_{i,t}^{PBS} = \beta_3 h_{i,t}^{LBS} + \mu_{2,i} + \mu_{2,t} \quad (8.8b)$$

zakładające oddziaływane na kurs walutowy efektu Balassy-Samuelsona oraz *terms of trade* przy założeniu specjalizacji w produkcji towarów wymiennych. Wnioski są następujące:

- wyniki potwierdzają wpływ relatywnych sektorowych wydajności pracy na kurs realny poprzez kanał relatywnych cen sektora *non-tradables*;
- istnieją podstawy do akceptacji hipotezy o specjalizacji poszczególnych krajów w produkcji wybranych towarów *tradables*;
- w krajach o małych dochodach *per capita* oddziaływanie na kurs relatywnych cen q^{PBS} jest silniejsze niż wpływ relatywnych wydajności pracy h^{LBS} .

Tsen (2011) przedstawia najbardziej aktualne i jednocześnie najbardziej dyskusyjne wyniki analiz kursów walut Japonii (próba kwartalna 1960:2–2009:4), Korei Południowej (1976:2–2009:4) i Hong-Kongu (1990:4–2009:4) względem dolara USA. Analiza kointegracyjna jest prowadzona rozłącznie czego przyczyną są różnice między reżimami walutowymi i różna otwartość

gospodarek analizowanych krajów na wymianę międzynarodową. Podobnie jak w pracy Choudhriego i Khana (2005) konstruowany jest system rekurencyjny, ale w którym dominującą rolę w kształtowaniu kursu realnego przypisuje się wskaźnikom *terms of trade*, $p^{TOT} = p^E - p^M$. W modelu uwzględniane jest oddziaływanie relatywnej wydajności pracy $l_p - l_p^*$ i relatywnych udziały rezerw walutowych (łącznie z rezerwami złota) w PKB $r^{RES} = (r^{SV} - y) - (r^{SV*} - y^*)$:

$$q = \beta_1 p^{TOT} + \beta_2 (l_p - l_p^*) + \beta_3 r^{RES} + \mu_1 \quad (8.9a)$$

wskaźniki *terms of trade* są z kolei funkcją realnych cen ropy naftowej:

$$p^{TOT} = \beta_4 r^{OIL} + \mu_2 \quad (8.9b)$$

Interpretacja wyników Tsena (2011) jest kłopotliwa. Oszacowania parametru β_1 kwantyfikującego oddziaływanie *terms of trade* wynoszą od $-0,037$ równaniu kursu jena, przez $-2,31$ w modelu południowokoreańskiego wona, aż do $-6,98$ w równaniu kursu dolara hongkońskiego. Jednocześnie ocena parametru β_2 mierzącego skalę efektu Balassy-Samuelsona wynosi $-1,40$ w modelu jena, zaś analogiczne elastyczności w dwóch następnych modelach są już dodatnie (odpowiednio: $0,014$ i $0,071$) i statystycznie istotnie różne od zera. Tsen (2011) nie podaje satysfakcjonującej interpretacji takich wyników i ogranicza się jedynie do stwierdzenia, iż nie istnieje uniwersalny zbiór determinant kursów realnych w średnim okresie, co pozostawia czytelnikowi wiele miejsca na uprawnione spekulacje. I tak, zróżnicowane oceny parametrów β_1 i β_2 mogą prowokować krytykę, iż analizowana przez Tsena (2011) zależność kursu realnego od *terms of trade* ma w istocie charakter pozorny, a duże i istotnie różne od zera oceny elastyczności przy p^{TOT} wynikają jedynie ze złego wyboru determinant kursów wona i dolara hongkońskiego i konieczności skompensowania przez oceny parametrów β_1 dodatnich oszacowań parametrów β_2 , co może ostatecznie stwarzać pozory silnej zależności kursów realnych od wskaźników *terms of trade*.

W omówieniu średniookresowych modeli kursów walut krajów rozwiniętych i pozaeuropejskich krajów rozwijających się można przywołać inne prace, w których w roli determinant pojawiają się omawiane wyżej zmienne fundamentalne. Dabós i Juan-Ramon (2000) analizują wahania meksykańskiego peso w okresie 1970:1–1998:4 i potwierdzają istotne oddziaływanie napływu kapitałów zagranicznych (nadwyżki na rachunku kapitałowym pomniejszonej o spłatę odsetek w proporcji do PKB), produktywności w przetwórstwie przemysłowym i *terms of trade*, zaś Lopez-Villavicencio i Raymond-Bara (2008) rozważają kurs peso względem USD urealniany deflatorami PKB (próba roczna 1960–2005)

jako funkcję dysparytetu realnych stóp procentowych, dochodów *per capita* i relacji aktywów zagranicznych netto do PKB i stwierdzają, że tylko w przypadku tej ostatniej zmiennej wyniki są niejednoznaczne. Ricci i in. (2008) analizują panel kursów efektywnych 48 walut krajów uprzemysłowionych (w tym krajów CEE łącznie z Polską) w latach 1980–2004, a roli regresorów wykorzystują aktywa zagraniczne netto, relatywne sektorowe wydajności pracy, wskaźniki *terms of trade*, udział wydatków rządowych w PKB oraz udziały cen kontrolowanych w CPI. Wyniki empiryczne okazują się spójne z predykcjami cząstkowych modeli teoretycznych: wzrost *terms of trade* wywiera silny aprecjacyjny wpływ na kursy realne, wpływ efektu Balassy-Samuelsona okazuje się statystycznie istotny (jego skala jest umiarkowana), zaś skutkiem wzrostu NFA i wydatków rządowych jest aprecjacja kursów realnych. Dubas (2009) koncentruje się na szacunkach dysparytetów kursów efektywnych walut 21 krajów OECD i 81 krajów rozwijających się w latach 1972–2002. Lista średniookresowych determinant kursów realnych jest standardowa i obejmuje PKB *per capita*, wskaźniki *terms of trade*, wydatki sektora rządowego w proporcji do PKB, trzy alternatywne aproksymanty aktywów zagranicznych netto oraz miary otwartości gospodarek. Ponadto model jest rozszerzany o relację podaży pieniądza do PKB, która charakteryzuje restrykcyjność polityki monetarnej. Wyniki estymacji nie potwierdzają zależności kursów realnych od wahań aktywów zagranicznych netto. Terra i Valladares (2010) analizują z kolei urealnione indeksami PPI efektywne kursy walut 85 krajów w latach 1960–1998, a w roli determinant średniookresowych rozważany jest węższy zbiór zmiennych, tj. *terms of trade*, wydatki rządowe, otwartość gospodarek i dysparytet nominalnych stóp procentowych. Analiza nie obejmuje zależności kursów realnych do czynników podażowych co uzasadnia fakt, iż analizowane są kursy walutowe deflowane indeksami cen o definicjach zbliżonych do definicji cen sektora *tradables*. Coudert i Couharde (2008) wykorzystują model panelowy do szacunków średniookresowych dysparytetów kursów walut 128 krajów (w tym krajów Europy Środkowo-Wschodniej i Polski) w latach 1977–2004. Zbiór determinant kursów realnych jest dwuelementowy i obejmuje jedynie PKB *per capita* i aktywa zagraniczne netto w relacji do PKB. Wreszcie Bénassy-Quéré i in. (2008) badają wrażliwość szacunków kursów równowagi BEER 15 największych gospodarek światowych (w tym walut Chin, Indii, Indonezji, RPA, Brazylii, Meksyku, Argentyny i Turcji; próba roczna 1980–2005) na wybór waluty odniesienia i zmiany specyfikacji modeli średniookresowych. Kursy realne są uzależniane od aktywów zagranicznych netto, relatywnych wskaźników *terms of trade*, dysparytetu realnych stóp procentowych i alternatywnych miar efektu Balassy-Samuelsona (relacji indeksów cen h^{PBS} , relacji cen usług do zagregowanych

cen w przemyśle i rolnictwie, relatywnego PKB *per capita* oraz relatywnej wydajności pracy). Wyniki estymacji nie są prezentowane, ale szacunki odchylen kursów realnych od ścieżek średniookresowych wykazują dość dużą wrażliwość na wybór aproksymant efektu Balassy-Samuelsona.

2. Modele kursów walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej

Przegląd wczesnych badań kursów realnych walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej prowadzi do wniosku o innym niż w analizach kursów walut krajów rozwiniętych sformułowaniu problemów badawczych. Można wskazać przynajmniej cztery przyczyny różnic. Po pierwsze, najwcześniejsze empiryczne analizy kursów realnych krajów CEE były prowadzone dla systemów niestabilnych, w których zmienność cen i kursów realnych była w dużej, a na początku transformacji – w dominującej mierze determinowana przez szok transformacyjny (por. dyskusja w rozdz. IV). Po drugie, wprowadzenie reform gospodarczych i powiązanie wahań cen i kursów nominalnych z mechanizmami rynkowymi nastąpiło w krajach Europy Środkowo-Wschodniej dopiero na początku lat dziewięćdziesiątych ubiegłego wieku, a to oznaczało, że wykorzystanie nieco bardziej zaawansowanych metod ekonometrycznych było możliwe dopiero w połowie pierwszej dekady bieżącego stulecia. Po trzecie, wczesne modele kursów walut krajów rozwiniętych (przede wszystkim: De Gregorio i in., 1994 i Faruqee, 1995; także: Elbadawi, 1994) pozwoliły na precyzyjne zdefiniowanie listy potencjalnych determinant kursów realnych. Naturalnym podejściem w empirycznych analizach kursów walut krajów CEE była zatem weryfikacja podobnych hipotez ekonomicznych i tym samym – oparcie wnioskowania na podobnie wyspecyfikowanych modelach ekonometrycznych. Jednocześnie sformułowano hipotezy odnoszące się bezpośrednio do procesów obserwowanych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej, ale ze względu na skąpość i niską jakość dostępnych danych wnioski z płynące analiz empirycznych nie zawsze okazywały się przekonujące. Po czwarte, krótkookresowym skutkiem szoku transformacyjnego była w większości krajów CEE skokowa deprecjacja nominalnych kursów walutowych, której nie kompensowały równie gwałtowne wzrosty cen, czego ostatecznym rezultatem była deprecjacja kursów realnych, a następnie – na skutek utrzymywania się wysokiej inflacji – rozciągnięta w czasie aprecjacja kursów realnych. Z tej przyczyny we wczesnych badaniach kursów realnych walut krajów CEE częściej podejmowano próby szacunków

odchylen kursów od ścieżek równowagi, a nieco mniej miejsca poświęcano precyzyjnej identyfikacji determinant kursów realnych.

Praca Halperna i Wyplosza (1997) jest pierwszą, w której sformułowano najważniejsze hipotezy badawcze o mechanizmach determinujących kursy realne walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej w początkowym okresie transformacji, podjęto próbę ich empirycznej weryfikacji i dokonano pierwszych szacunków kursów walutowych równowagi. Punktem wyjścia badań jest prosty model, w którym zakłada się spełnienie parytetu siły nabywczej walut dla cen *tradables*, przy czym dopuszcza się jednocześnie obecność trendu aprecyjnego w $p^T = q^{UAL} + (p^{*T} + b)$ na skutek wzrostu jakości produktów sektora wymiennego q^{UAL} . Ceny krajowe są średnią ważoną cen sektorów *tradables* i *non-tradables* (7.34), co pozwala zdefiniować realny kurs walutowy jako funkcję jakości produkcji q^{UAL} i kursu wewnętrznego:

$$q = q^{UAL} - v_{NT}(p^{NT} - p^T) \quad (8.10)$$

Halpern i Wyplosz (1997) zakładają, że zmiany płac realnych są wprost proporcjonalne do zmian wydajności pracy w obu sektorach:

$$w_p^j - p^j = l_p^j + n_w^j \quad (8.11)$$

gdzie n_w^j oznacza nadwyżkę, $j = \{T, NT\}$, a następnie podstawiając ceny wyznaczone z równania (8.11) do równania (8.10) wyprowadzają poddawaną weryfikacji empirycznej równanie kursu realnego:

$$q = q^{UAL} - v_{NT}(a^T - a^{NT}) - v_{NT}(w_p^{NT} - w_p^T) - v_{NT}(n_w^T - n_w^{NT}) \quad (8.12)$$

Hipotezy badawcze są następujące:

1) poprawa jakości produkcji sektora wymiennego prowadzi do aprecjacji realnej, $\Delta q^{UAL} < 0$, poprzez aprecjację kursu deflowanego cenami sektora *tradables*;

2) zrównywanie płac jest jednym z kluczowych założeń modelu Balassy-Samuelsona. Ponieważ w gospodarkach centralnie planowanych preferowana była produkcja sektora wymiennego, można przyjąć $w_p^{NT} - w_p^T < 0$ lub $n_w^T > 0$ oraz $n_w^{NT} < 0$. W obu przypadkach konsekwencją zrównywania płac w obu sektorach będzie aprecjacja realna;

3) zgodne z mechanizmem Balassy-Samuelsona w równaniu (8.12) zakłada się aprecyjnie oddziaływanie wzrostów relatywnej produktywności w sektorze wymiennym.

Weryfikacja empiryczna zaproponowanego przez Halperna i Wyplosza (1997) modelu (8.12) ma z jednej strony charakter przybliżony, z drugiej zaś

oparta jest na wielu upraszczających założeniach. Decydują o tym dwie przyczyny. Po pierwsze, bardzo poważnym ograniczeniem była niedostępność danych. Po drugie, podstawowym celem analizy było oszacowanie kursów walutowych równowagi dla 9 krajów CEE (w tym kursu złotego) względem dolara USA. Dlatego też zamiast analizy kursów urealnianych indeksami CPI (lub kursów wewnętrznych) Halpern i Wyplosz (1997) prowadzą badania kursu deflowanego płacami nominalnymi, $q^W = b - w_p + w_p^*$ (dolar wages). Takie rozwiązanie pozwala ominąć problemy związane z nieporównywalnością zagregowanych indeksów cen. W badaniach przyjmowane jest dodatkowo upraszczające założenie $w_p^* = 0$. Ostatecznie, estymacja jest dokonywana na podstawie (niezbilansowanego) panelu składającego się z 5 obserwacji rocznych z lat 1970, 1975, 1980, 1985 i 1999 dla 80 krajów, a rozważany jest następujący model:

$$q^W = b - w_p = -\beta_1 l_p + \beta_2 (y^{AGR} - y^{IND}) - \beta_3 S^E - \beta_4 g^Y + \pm \beta_5 \Delta p \pm \beta_6 t + \mu \quad (8.13)$$

gdzie:

l_p – wydajność pracy ogółem (PKB na zatrudnionego),

$y^{AGR} - y^{IND}$ – udział produkcji rolnej w produkcji przemysłowej,

S^E – współczynnik skolaryzacji dla szkolnictwa średniego (*school enrolment, secondary schools*).

Zgodnie z interpretacją Halperna i Wyplosza (1997) wydajność pracy jest główną aproksymantą efektu Balassy-Samuelsona, a dołączenie dwóch następnych zmiennych pozwala na dodatkową analizę potencjalnej zależności kursu q^W od stopnia rozwoju analizowanego kraju oraz skumulowanego kapitału ludzkiego. W odróżnieniu od standardowych podejść, w których wydatki rządowe reprezentują szoki popytowe, Halpern i Wyplosz (1997) interpretują wzrost g^Y jako czynnik zwiększający zagregowaną produktywność, co ostatecznie nie zmienia założenia o aprecjacyjnym oddziaływaniu wydatków rządowych.

Wyniki empiryczne prezentowane przez Halperna i Wyplosza (1997) potwierdzają postawione hipotezy badawcze (wzrost wydajności pracy, współczynnika skolaryzacji i wydatków rządowych prowadzi do aprecjacji, zaś wzrost relacji $y^{AGR} - y^{IND}$ indukuje deprecjację), ale jednocześnie we wszystkich alternatywnych wariantach modelu panelowego obecny jest silny deterministyczny trend aprecjacyjny, co może wskazywać na niekompletność modelu (8.13). Niezależnie od tej ostatniej wątpliwości na podstawie równania (8.13) są wyznaczone oszacowania kursów równowagi dla 9 krajów CEE poza próbą (*out-of-sample*, szerzej: Maeso-Fernandez i in., 2005), tj. w latach 1991–1996).

Badania bezpośrednio nawiązujące do pracy Halperna i Wyplosza (1997) prezentują Krajnyák i Zettelmeyer (1998) oraz Begg i in. (1999). W obu przypadkach analizowany jest kurs urealniany płacami nominalnymi, a różnice polegają na wykorzystaniu próby rocznej 1990–1995 w pracy Krajnyák i Zettelmeyera (1998) lub rozważeniu dodatkowej obserwacji dla roku 1995 w pracy Begg i in. (1999). Jednocześnie analizowane są szersze panele obejmujące po 85 krajów i badana jest zależność kursów realnych od dodatkowych zmiennych fundamentalnych, m.in. aktywów zagranicznych netto, miar otwartości gospodarek, struktury wiekowej ludności, zmiennych instytucjonalnych (reżimu fiskalnego, praw własności, wskaźników wolności ekonomicznej, Krajnyák i Zettelmeyer, 1998) i regionalnych zmiennych zero-jedynkowych (Begg i in., 1999). Szacunki kursów równowagi są prowadzone dla, odpowiednio, 12 i 15 europejskich krajów transformacji gospodarczej.

Porównanie modelu Halperna i Wyplosza (1997) oraz jego uogólnień zaproponowanych przez Krajnyák i Zettelmeyera (1998) i Begg i in. (1999) z modelami konstruowanymi dla gospodarek rozwiniętych i nieeuropejskich krajów rozwijających się pozwala wskazać podobieństwa obu podejść (powiązanie aprecjacyjnych trendów kursów realnych z mechanizmem BS i wzrostem wydatków sektora rządowego w proporcji do PKB), ale jednocześnie umożliwia wskazanie istotnych różnic. Te ostatnie przejawiają się m.in. w tym, że w modelach Halperna i Wyplosza (1997), Krajnyák i Zettelmeyera (1998) oraz Begg i in. (1999) nieobecne są zmienne, których istotność w objaśnieniu kursów realnych została potwierdzona we wcześniejszych badaniach dla krajów rozwiniętych (m.in. *terms-of-trade*, realne ceny ropy naftowej; nieobecność NFA w modelach Halperna i Wyplosza, 1997; Krajnyák i Zettelmeyera, 1998) i jednocześnie uwzględniane są zmienne aproksymujące różnice pomiędzy strukturami gospodarek krajów CEE i krajów rozwiniętych. Kryteria pominięcia w szacunkach kursów równowagi walut krajów CEE, na przykład aktywów zagranicznych netto i jednoczesnego uwzględnienia takich zmiennych jak współczynniki skolaryzacji, wskaźniki obciążenia ekonomicznego (*dependency ratio*) lub relacja produkcji w rolnictwie i przemyśle, które w dużej mierze dublują informację zawartą w produktywności pracy, nie są klarowne. Dlatego też najwcześniejsze szacunki kursów równowagi mogą budzić zastrzeżenia nie tylko z powodów formalnych, tj. zignorowania problemu stacjonarności i skointegrowania zmiennych i wykorzystania nazbyt uproszczonych metod analizy ekonometrycznej, ale również dlatego, że wykorzystano w nich modele charakteryzujące się dużym eklektyzmem specyfikacji, która w oczywisty sposób przekłada się na niejednoznaczność definicji wyznaczanego kursu równowagi.

Prace Kima i Korhonena (2005) oraz Maeso-Fernandeza i in. (2006) są przykładami późniejszych zastosowań podejścia *out-of-sample* w szacunkach kursów walutowych równowagi wybranych krajów Europy Środkowo-Wschodniej. W pierwszym kroku konstruowane są modele definiujące warunki równowagi kursów realnych w szerokich panelach danych, a następnie na ich podstawie są wyznaczane szacunki kursów równowagi (por. Maeso-Fernandez i in., 2006). Badania Kima i Korhonena (2005) oraz Maeso-Fernandeza i in. (2006) różnią się od wcześniejszych podejść Halperna i Wyplosza (1997), Krajnyák i Zettelmeyera (1998) oraz Begg i in. (1999) tym, że wykorzystują węższe i nawiązujące bezpośrednio do wskazań modeli cząstkowych specyfikacje równań równowagi i opierają się na panelach obejmujących mniejszą liczbę krajów, ale jednocześnie znacznie dłuższe szeregi czasowe. W szczególności Kim i Korhonen (2005) rozważają model wiążący wahania kursów realnych z szokami podażowymi i popytowymi (y^{PC} , G^Y), otwartością gospodarki (O^P) i aproksymującą zmiany potencjału produkcyjnego (i tym samym długookresowe ryzyko walutowe) relacją majątku trwałego do PKB, K/Y . Realne kursy walutowe względem dolara USA oraz kursy efektywne są analizowane w dwóch panelach obejmujących, odpowiednio, 29 krajów o wysokich i średnich dochodach *per capita* w latach 1975–1999 oraz węższy panel 19 krajów dla okresu 1980–1999. Oceny parametrów okazują się wrażliwe na wybór metody estymacji, ale w ogólnym przypadku potwierdzają istotne oddziaływanie PKB *per capita* i popytu rządowego oraz deprecjacyjne skutki otwarcia gospodarek na wymianę międzynarodową. W drugim etapie Kim i Korhonen (2005) przeprowadzają szacunki kursów walutowych równowagi (m.in. kursu złotego) w okresie 1990–2002. Maeso-Fernandez i in. (2006) przeprowadzają analogiczne badania kursów walut 25 krajów OECD w latach 1975–2002 na podstawie modelu wiążącego kursy realne z PKB *per capita*, wydatkami rządowymi i otwartością gospodarki.

Z szacunkami kursów równowagi walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej wiążą się dodatkowe zagrożenia. Otóż, niezależnie od sformułowania niebudzącej zastrzeżeń hipotezy o szoku transformacyjnym Halpern i Wyplosz (1997), Krajnyák i Zettelmeyer (1998) oraz Begg i in. (1999) nie podejmują prób ustalenia długości okresu, w którym niedowartościowanie kursów realnych krajów CEE wynikało ze skokowej dewaluacji kursów nominalnych na początku okresu transformacji. Problem oceny długości szoku transformacyjnego jest istotny, gdyż zignorowanie obecności mechanizmów decydujących o początkowym niedowartościowaniu kursów realnych może prowadzić do konstrukcji modeli o niekompletnych specyfikacjach i tym samym do błędnych wniosków o skali oddziaływania na kursy realne czynników podażowych i popytowych.

Pierwsze szacunki długości szoku transformacyjnego prezentują Jazbec (2002) i Coricelli i Jazbec (2004)¹. Punktem wyjścia analiz jest obecne już w badaniach Halperna i Wyplosza (1997) założenie, zgodnie z którym w okresie gospodarki planowej władze gospodarcze preferowały produkcję dóbr wymiennych, $Y^T = \kappa_{CP} Y^{NT}$, $\kappa_{CP} > 1$, czego celem było zapewnienie odpowiedniego napływu walut wymiennalnych na obsługę zadłużenia zagranicznego i finansowanie importu. Przy dodatkowych założeniach, zgodnie z którymi firmy z obu sektorów maksymalizowały zyski i stosowano uproszczoną i identyczną w obu sektorach technologię produkcji $Y^j = A(L_j)^\zeta$, $j = \{T, NT\}$, $0 < \zeta < 1$, o niższych cenach produktów sektora *non-tradables* bezpośrednio decydowały preferencje centralnego planisty:

$$\frac{P^{NT}}{P^T} = \kappa_{CP}^{-(1-\zeta)/\zeta} < 1 \quad (8.14)$$

Nierówność (8.14) opisuje warunki wyjściowe, tj. stan gospodarki bezpośrednio przed wystąpieniem szoku transformacyjnego. Łatwo jednocześnie zauważyć, że przy założeniu prawdziwości hipotezy PPP dla cen sektora wymiennego, ujemny kurs wewnętrzny $q^{INT} = p^{NT} - p^T < 0$ oznacza początkowe niedowartościowanie waluty krajowej.

Skutkiem niezależnienia cen od decyzji władz gospodarczych była inflacja korekcyjna i dostosowania struktury cen, które dokonywały się poprzez odpowiednie dostosowania płac i zatrudnienia w sektorach *tradables* i *non-tradables*. Procesy zachodzące na rynku pracy były jednak rozciągnięte w czasie, co można tłumaczyć m.in. dużą rolą związków zawodowych i uzależnieniem tempa dostosowań od skali wcześniejszych ingerencji centralnego planisty w strukturę cen. Dlatego też, identyfikując determinanty kursu wewnętrznego, Coricelli i Jazbec (2004) nawiązują do pracy De Gregoria i in. (1993), gdzie wykazano zależność relatywnych cen sektora *non-tradables* od (i) udziału konsumpcji dóbr niewymiennych w konsumpcji ogółem, (ii) produktywności w sektorze niewymiennym i (iii) płac nominalnych ogółem, przy czym te ostatnie są funkcją wzrostu TFP w obu sektorach, wydatków rządowych i odzwierciedlającej preferencje centralnego planisty płacy realnej w gospodarce planowej, $W_p(\kappa_{CP})$. Ostatecznie, Coricelli i Jazbec (2004) rozważają następujący model kursu wewnętrznego:

¹ Na rolę pokrewnego efektu wynikającego z dostosowań cen regulowanych w sektorze usług i określanego w literaturze mianem hipotezy *cost recovery* zwracają uwagę MacDonald i Wójcik (2004) i Wójcik (2008, s. 74–75).

$$p^{NT} - p^T = \varphi_1(a^T - a^{NT}) + \varphi_2(C^{NT}/C^N) + \varphi_3G^Y - \varphi_4(L_T/L_{NT}) \quad (8.15)$$

gdzie: L_T , L_{NT} – zatrudnienie w sektorze *tradables* i *non-tradables*. Interpretacja oddziaływania trzech pierwszych regresorów na relatywne ceny sektora *non-tradables* jest klarowna: wahania $p^{NT} - p^T$ są funkcją czynników podażowych i popytowych. Relacja zatrudnienia L_T/L_{NT} aproksymuje natomiast sztywności rynku pracy spowalniające dostosowania w okresie szoku transformacyjnego.

Wyniki estymacji parametrów równania (8.15) uzyskane na podstawie panelu danych rocznych (próba do roku 1998) obejmującego 19 krajów Europy Środkowo-Wschodniej potwierdzają stawiane hipotezy – parametry kwantyfikujące skalę efektu Balassy-Samuelsona i wpływ czynników popytowych okazują się statystycznie istotnie różne od zera i mają właściwe znaki. Jedynie w przypadku udziału wydatków rządowych w PKB oszacowanie parametru okazuje się stosunkowo mało precyzyjne ($t = 1,98$), co w świetle omawianych wyżej niejednoznacznych wyników dla krajów rozwiniętych nie jest rezultatem zaskakującym. Model (8.15) jest następnie wykorzystywany do oszacowania długości szoku transformacyjnego. Rozwiązanie przyjęte przez Coricellego i Jazbeca (2004) polega na uwzględnieniu dodatkowych (i) zmiennych zero-jedynkowych wyróżniających kolejne lata oraz (ii) zmiennych czasowych przyjmujących wartość 0 w okresie gospodarki centralnie planowanej, a w okresie transformacji gospodarczej – wartości 1, 2, 3 itd. Wnioski o wygaśnięciu szoku transformacyjnego są wyprowadzane na podstawie analizy oszacowań parametrów związanych obydwojma zbiorami zmiennych. W pierwszym przypadku o wygaśnięciu szoku transformacyjnego świadczą statystycznie nieodróżnialne od zera parametry przy zmiennych zero-jedynkowych, podczas gdy w przypadku drugim analogiczny wniosek potwierdza stabilizacja ocen parametrów. Wyniki okazują się jednoznaczne: szok transformacyjny współdecydował o wahaniami kursów realnych walut krajów CEE w pierwszych pięciu latach transformacji.

Późniejsze empiryczne badania kursów walutowych krajów CEE nawiązują bezpośrednio do podejść przyjmowanych w analizach kursów walut krajów rozwiniętych i nieeuropejskich krajów rozwijających się. Halpern i Wyplosz (2001), Égert (2002a) oraz Égert i in. (2003) są przykładami prac, w których autorzy koncentrują się wyłącznie na weryfikacji poprawności założeń modelu Balassy-Samuelsona (wyłączając analizę stacjonarności kursów deflowanych indeksami cen sektora *tradables*) i zależności kursów realnych od mechanizmów podażowych². Halpern i Wyplosz (2001) analizują panel 9 krajów CEE w latach

² Analiza efektu BS w krajach CEE jest podejmowana również przez polskich autorów w pracach Błaszkiwicz i in. (2003), Rawdanowicz (2004) oraz Borowski i in. (2003).

1991–1999 i potwierdzają istnienie mechanizmu transmisji wewnętrznej (7.32). Égert (2002a) wykorzystuje kointegracyjną procedurę Johansena i kointegracyjną analizę panelową Pedroniego (2000, 2004) w badaniach mechanizmu transmisji wewnętrznej (7.32), łącznego mechanizmu transmisji wewnętrznej w kraju i za granicą (7.32) i (7.35) oraz dwóch wariantów mechanizmu transmisji zewnętrznej (7.37) i (7.38) w próbie kwartalnej 1991:1–2001:2 obejmującej 5 krajów CEE (w tym Polskę). W analizie mechanizmu transmisji zewnętrznej rozważane są urealniane indeksem CPI kursy bilateralne względem dolara USA, marki niemieckiej i koszyka tych walut. Wnioski są mieszane. Po pierwsze, potwierdzenie empiryczne znajduje obecność mechanizmu transmisji wewnętrznej. Pozytywne są również wyniki wiążące relację krajowych i zagranicznych relatywnych cen sektora *non-tradables* i wydajności pracy, $y_{(m)} = [q^{PBS}, h^{LBS}]'$, gdzie: $q^{PBS} = (p^{NT} - p^T) - (p^{*NT} - p^{*T})$, $h^{LBS} = (l_p^T - l_p^{NT}) - (l_p^{*T} - l_p^{*NT})$; w przypadku Polski Égert (2002a) potwierdza skointegrowanie tych zmiennych niezależnie od wyboru kraju odniesienia (USA, Niemcy, koszyk walut). Po drugie, wyniki weryfikacji hipotez zakładających obecność obu mechanizmów transmisji zewnętrznej okazują się mieszane. Kurs realny złotego względem marki jest skointegrowany zarówno z q^{PBS} jak i h^{LBS} , ale analogiczne warunki równowagi dla kursu realnego względem dolara i koszka dolara i marki walut nie są spełnione. Po trzecie, weryfikowane hipotezy znajdują potwierdzenie w modelu panelowym, ale Égert (2002a) wskazuje jednocześnie, iż wynikająca z panelowej analizy kointegracyjnej skala efektu BS jest zbyt mała, by wyjaśnić aprecjację kursów realnych w badanym okresie.

W świetle wniosków formułowanych przez Coricellego i Jazbeca (2004) wyniki zawarte w obu powyższych pracach mogą budzić zastrzeżenia, gdyż są uzyskiwane na podstawie modeli, w których nie uwzględniono szoku transformacyjnego. Z tej perspektywy dopiero wyniki badań Égerta i in. (2003), którzy za pomocą metod kointegracji panelowej analizują efekt BS w 9 krajach CEE w próbie kwartalnej 1995–2000, można uznać za w pełni miarodajne. Metodologia badań jest analogiczna do wykorzystanej w pracy Égert (2002a) z tym wyjątkiem, że autorzy poświęcają zdecydowanie więcej miejsca dyskusji o właściwym doborze deflatorów reprezentujących ceny w sektorze wymiennym i niewymiennym. Rozważana jest nie tylko relacja indeksów CPI i PPI, ale również relacja cen usług i indeksu CPI oraz relacja cen usług i indeksu PPI. Konsekwencje pominięcia we wcześniejszych badaniach okresu szoku transformacyjnego okazują się istotne, gdyż nawet w przypadku mechanizmu transmisji wewnętrznej identyfikacja relacji kointegrujących okazuje się problematyczna i możliwa tylko wtedy, gdy modele zawierają trend deterministyczny (autorzy na podają znaku parametru przy trendzie) i gdy ceny relatywne są aproksymowane

– wbrew sformułowanym wcześniej wnioskowi – przez uproszczoną relację deflatorów wartości dodanej w przemyśle (lub w przemyśle i rolnictwie) i indeksów cen w pozostałych sekcjach gospodarki. Wnioski płynące z badań mechanizmu transmisji zewnętrznej są podobne – testy potwierdzają istnienie relacji kointegrującej w modelach zawierających relację cen usług do CPI i trend deterministyczny i taki wynik w naturalny sposób prowokuje pytanie o pominięte determinanty kursów realnych, na których brak wskazywać obecność trendu.

Podsumowując wyniki badań Égert (2002a) i Égert i in. (2003) formułują dość oczywisty wniosek, iż przyczyną niemożności jednoznacznego potwierdzenia obecności mechanizmu Balassy-Samuelsona może być jednoczesne oddziaływanie na kurs realny jego innych determinant. Przykładami prac, w których w analizach kursów krajów CEE rozważono szersze zbiory zmiennych są m.in.: De Broeck i Sløk (2006), Égert i Lommatzsch (2003a), (2003b), Lommatzsch i Tober (2004), Kemme i Roy (2006).

De Broeck i Sløk (2006) koncentrują badania na wczesnym okresie transformacji gospodarczej 1993–1999 i analizują 3 panele obejmujące kolejno 9 krajów CEE (w tym Polskę), 16 krajów byłego Związku Radzieckiego i krajów bałkańskich oraz 17 krajów rozwiniętych. Podstawowym celem jest weryfikacja poprawności modelu Balassy-Samuelsona, ale specyfikacja modelu realnego kursu efektywnego uwzględnia rozbudowaną listę regresorów. Równanie kursu realnego jest następujące:

$$q = \beta_1(l_p^{AGR} - l_p^{*AGR}) + \beta_2(l_p^{IND} - l_p^{*IND}) + \beta_3(l_p^{SRV} - l_p^{*SRV}) + \beta_4 r^{TOT} + \beta_5(p^{FL} - p^{*FL}) + \beta_6(p^{NFL} - p^{*NFL}) + \beta_7(o^P - o^{*P}) + \beta_8 u^{BD} + \beta_9(m_p^Y - m_p^{*Y}) \quad (8.16)$$

gdzie:

$l_p^{AGR} - l_p^{*AGR}$, $l_p^{IND} - l_p^{*IND}$, $l_p^{SRV} - l_p^{*SRV}$ – relatywne wydajności pracy w rolnictwie, przemyśle i usługach,

r^{TOT} – relatywny wskaźnik *terms of trade*,

p^{FL} , p^{*FL} – ceny paliw,

p^{NFL} , p^{*NFL} – ceny dóbr niebędących paliwami,

o^P , o^{*P} – otwartość gospodarki,

U^{BD} – relacja krajowego i zagranicznego udziału deficytu budżetowego w PKB (por. dyskusja wokół równania (8.2)), $u^{BD} = \ln U^{BD}$,

$m_p^Y = m_p - y$, $m_p^{*Y} = m_p^* - y^*$ – relacja nominalnej podaży pieniądza (*broad money*) do PKB.

Niezależnie od bardzo bogatej listy potencjalnych determinant kursów realnych interpretacja równania (8.16) jest klarowna. Pierwsze trzy zmienne aproksymują efekt Balassy-Samuelsona, a wyróżnienie relatywnej wydajności pracy $l_p^{AGR} - l_p^{*AGR}$ wynika z stąd, że według De Broeckea i Słoka (2006) kryteria zaliczenia rolnictwa do sektora *tradables* lub *non-tradables* nie są jednoznaczne. Relatywne ceny paliw i dóbr niebędących paliwami aproksymują mechanizmy związane we wcześniejszych modelach ze zmianami realnych cen ropy naftowej, zaś dołączenie relatywnej podaży pieniądza $m_p^y - m_p^{*y}$ ma na celu odzwierciedlenie potencjalnego wpływu szoków monetarnych na kursy realne. Ponieważ analizy De Broeckea i Słoka (2006) obejmują końcowy okres szoku transformacyjnego, wyniki empiryczne uzyskane w modelu panelowym dla dziewięciu krajów Europy Środkowo-Wschodniej można uznać za przekonujące. Po pierwsze, oceny parametrów przy relatywnych wydajnościach pracy potwierdzają obecność mechanizmu BS, zaś ujemna ocena parametru przy relatywnej wydajności pracy $l_p^{AGR} - l_p^{*AGR}$ sugeruje zaliczenie rolnictwa do sektora wymiennego. Oddziaływanie większości pozostałych regresorów okazuje się statystycznie nieistotne z wyjątkiem aprecjacyjnego trendu aproksymowanego przez otwartość gospodarek $o^p - o^{*p}$ i deprecjacyjnych skutków wzrostu deficytu budżetowego u^{BD} .

Wadą modelu De Broeckea i Słoka (2006) jest to, że niezależnie od rozbudowanej listy potencjalnych determinant kursu walutowego nie obejmuje on aktywów zagranicznych netto. Praca Rahn (2003) jest jedną z pierwszych, w których zbadano oddziaływanie NFA na kursy walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Na podstawie danych kwartalnych 1990:1/1993:1–2002:1 zanalizowano prosty niezbilansowany model panelowy wiążący realne kursy bilateralne walut 5 krajów CEE (w tym Polski) względem euro z aproksymantą szoków podaży i popytu h^{PBS} i skumulowanym saldem obrotów bieżących $A_t^C = A_0^C + \sum_{i=1}^t C_i^A$ w proporcji do PKB, $A^{NFA} = A^C / Y$. Wykorzystywana jest również procedura Johansena do estymacji parametrów modeli poszczególnych realnych kursów walutowych. W przypadku kursu złotego względem euro Rahn (2003) przedstawia zależność kointegrującą $q = -1,29h^{PBS} - 0,05A^{NFA}$, której interpretacja jest problematyczna ze względu na małą precyzję estymacji parametru związanego z A^{NFA} ($t = 2,1$) oraz ocenę parametru dostosowań wskazującą na trudne do zinterpretowania oscylacje, $ECT(\Delta q) = -1,33$ ($t = 3,5$). Égert i Lommatzsch (2003a) i (2003b) analizują z kolei kursy realne względem marki niemieckiej i specyfikują model $y_{(m)} = [q, r - r^*, l_p^{IND} - l_p^{*IND}, p^{TOT}, O^p, p^A - p^{*A}, U^{CBD}, D^{FX}]'$, w którym kurs realny jest uzależniany od dysparytetu realnych stóp oprocentowania jednorocznych bonów skarbowych, wydajności pracy w przemyśle, *terms of trade*, otwartości

gospodarki, cen regulowanych $p^A - p^{*A}$ oraz dwóch zmiennych aproksymujących dług sektora fiskalnego (U^{CBD} – skumulowany deficyt budżetowy w proporcji do PKB) i aktywa zagraniczne netto (D^{FX} – udział zadłużenia zagranicznego ogółem w PKB). Badania Égerta i Lommatzsch (2003a) i (2003b) obejmują kursy walut 5 krajów CEE (w tym Polski) w okresie 1993:1–2002:4 i są prowadzone w ramach standardowych modeli VEC, procedury Engle’a-Grangera, jednorównaniowych podejść Stocka i Watsona (1993) (DOLS), modelu ARDL Pesarana i Shina (1999) oraz modeli panelowych. Wnioski nie odbiegają od formułowanych we wcześniejszych badaniach. Uwzględnienie szerszego zbioru determinant kursów realnych pozwala na potwierdzenie obecności mechanizmu Balassy-Samuelsona oraz wpływu dysparytetu realnych stóp procentowych. Wyniki są niejednoznaczne w przypadku pozostałych zmiennych, gdyż graniczne poziomy istotności w testach istotności wpływu relatywnych cen administracyjnych i otwartości gospodarek okazują się bliskie wartościom przyjmowanym standardowo, zaś deprecjacyjne oddziaływanie skumulowanego deficytu budżetowego U^{CBD} lub zadłużenia zagranicznego U^{FDY} znajduje potwierdzenie w modelach tylko niektórych walut. W przypadku kursu złotego Égert i Lommatzsch (2003a) identyfikują następującą relację kointegrującą:

$$q = -1,060 \underset{(13,0)}{(l_p^{IND} - l_p^{*IND})} + 1,785 \underset{(5,2)}{U^{CBD}} + 0,411 \underset{(5,6)}{O^P} - 0,016 \underset{(12,3)}{(r - r^*)} + \hat{\mu} \quad (8.17)$$

Égert i Lommatzsch (2003b) prezentują model bliźniaczy o nieznacznie różniących się ocenach parametrów równowagi, ale jednocześnie wskazują, iż w ramach procedury Johansena możliwa jest identyfikacja co najmniej dwóch konkurencyjnych wektorów kointegrujących. W pierwszym z nich skumulowany deficyt budżetowy i miara otwartości gospodarki są zastępowane przez zadłużenie zagraniczne:

$$q = -0,944 \underset{(11,2)}{(l_p^{IND} - l_p^{*IND})} + 0,333 \underset{(3,7)}{D^{FX}} - 0,018 \underset{(11,3)}{(r - r^*)} + \hat{\mu} \quad (8.18)$$

Zgodnie z trzecim warunkiem równowagi realny kurs złotego jest funkcją wyłącznie relatywnych wydajności pracy i dysparytetu realnych stóp procentowych:

$$q = -0,808 \underset{(3,5)}{(l_p^{IND} - l_p^{*IND})} - 0,008 \underset{(2,4)}{(r - r^*)} + \hat{\mu} \quad (8.19)$$

Wyniki panelowej analizy kointegracyjnej prowadzonej w ramach podejść Pedroniego (2000, 2004) jednoznacznie potwierdzają z kolei oddziaływanie mechanizmów podażowych $l_p^{IND} - l_p^{*IND}$, podczas gdy oceny parametrów związa-

nych z O^P , $p^A - p^{*A}$ i $r - r^*$ mają właściwe znaki, ale statystycznie nie różnią się od zera, zaś oszacowania parametrów związanych z U^{CBD} i D^{FX} wskazują na ich aprecjacyjne oddziaływanie na kursy realne, co jest wynikiem trudnym do zinterpretowania.

Wyniki przedstawione przez Égerta i Lommatzsch (2003a) i (2003b) prowokują krytykę.

Po pierwsze, różnice pomiędzy wynikami uzyskiwanymi w modelach poszczególnych kursów realnych i wynikami estymacji parametrów modeli panelowych prowadzi do pytania o użyteczność tych ostatnich jako narzędzia identyfikacji determinant kursów realnych. W szczególnym przypadku kursu złotego zastosowanie procedury Johansena pozwala na jednoznaczne potwierdzenie wpływu dysparytetu realnych stóp procentowych (i jest to wynik spójny z wnioskami wyprowadzonymi w innych badaniach), podczas gdy w modelu panelowym parametr kwantyfikujący oddziaływanie tej zmiennej na kurs realny okazuje się statystycznie nieodróżnialny od zera.

Po drugie, porównanie modeli (8.17)–(8.18) potwierdza sformułowaną już wyżej tezę o niebezpieczeństwie konstrukcji modeli kursów realnych z nadmierną liczbą regresorów, gdy punktem wyjścia jest bogata specyfikacja modelu BEER, zaś celem – konstrukcja modelu zredukowanego, identyfikującego tylko jedną relację równowagi. Łatwo zauważyć, że zawężenie badań do pojedynczej relacji kointegrującej i zastąpienie równania (8.17) relacją kointegrującą (8.18), i *vice versa*, oznacza w istocie pominięcie w badaniach potencjalnych zależności przyczynowo-skutkowych wiążących „wymieniane” determinanty kursów realnych, a skutkiem jest brak niebudzących zastrzeżeń kryteriów wyboru między konkurencyjnymi relacjami kointegrującymi (8.17)–(8.19). Zogniskowanie uwagi na submodelach obejmujących tylko niektóre zmienne z szerokiej specyfikacji modelu BEER w badaniach Égerta i Lommatzsch (2003a i 2003b) można tłumaczyć małą liczebnością szeregów czasowych i problemami z objęciem analizą kointegracyjną rozszerzonej specyfikacji modelu VEC. Analogiczny problem pojawia się w pracy Oomes (2005), gdzie procedura Johansena jest stosowana do analizy determinant kursu realnego słowackiej korony w próbie kwartalnej o porównywalnej długości, 1996:2–2004:2, ale lista zmiennych w wyjściowym modelu VEC obejmuje relatywne wydajności pracy ogółem, wydatki rządowe w proporcji do PKB oraz otwartość gospodarki, napływy FDI i aproksymantę cen regulowanych. Oomes (2005) argumentuje, że ostateczne ograniczenie specyfikacji modelu VEC do kursu realnego i dwóch pierwszych determinant, $y_{(m)} = [q, I_P - I_P^*, G^Y]'$, wynika stąd, że w rozszerzonym modelu VEC pojawiają się problemy współliniowości pominiętych zmiennych i ich silne skorelowanie z relatywną wydajnością pracy. Przyjęcie współliniowości jako

kryterium uzasadniającego usunięcie niektórych zmiennych z systemu VEC jest skrajnie dyskusyjne, gdyż to właśnie współliniowość decyduje o skointegrowaniu zmiennych. W najprostszym przypadku można wskazywać, że wzrost relatywnej wydajności pracy jest skutkiem napływu bezpośrednich inwestycji zagranicznych lub zwiększonego importu technologicznie zaawansowanych maszyn i urządzeń, co aproksymuje rosnąca otwartość gospodarki Słowacji. Z tej perspektywy współliniowość nie jest przesłanką przemawiającą za usunięciem niektórych zmiennych, lecz tą cechą zmiennych, która wskazuje na możliwość zidentyfikowania w modelu VEC dodatkowych relacji kointegrujących.

Po trzecie, naturalnym podejściem w modelowaniu kursów realnych w ramach szerokiej specyfikacji modeli BEER jest – podobnie jak w modelu (8.3) – (8.4) Clarka i MacDonalda (1999) – dopuszczenie obecności więcej niż jednego warunku równowagi. W analizach kursów walut 5 krajów Europy Środkowo-Wschodniej względem koszyka walutowego złożonego z dolara USA i niemieckiej marki w okresie 1992:1/1993:1–2001:2 Égert (2002b) oraz Égert i Lahrèche-Révil (2003) wykorzystują propozycję zawartą w pracy Alberoli i in. (1999), gdzie warunki równowagi wewnętrznej opisuje model Balassy-Samuelsona, a model zasobowo-strumieniowy definiuje warunki równowagi zewnętrznej. Podobnie jak w przypadku modeli (8.8) Choudhriego i Khana (2005) i (8.9) Tsena (2011), systemy rozważane przez Égerta (2002b) oraz Égerta i Lahrèche-Révil (2003) mają strukturę rekurencyjną. Równowaga wewnętrzna jest definiowana przez równanie relatywnych cen sektora *non-tradables*, które są funkcją relatywnej wydajności pracy w przemyśle $l_p^{IND} - l_p^{*IND}$ i wolumenu konsumpcji indywidualnej C^N , $p^{NT} - p^T = \beta_1(l_p^{IND} - l_p^{*IND}) + \beta_2 C^N + \mu_1$, zaś równowagę zewnętrzną opisuje zależność salda obrotów bieżących C^A od *terms of trade* p^{TOT} i otwartości gospodarki O^T , $C^A = \beta_3 p^{TOT} + \beta_4 O^T + \mu_2$. Równanie kursu realnego zakłada natomiast jego zależność od cen relatywnych i salda obrotów bieżących: $q = \beta_5(p^{NT} - p^T) + \beta_5 C^A + \mu_3$. Égert (2002b) oraz Égert i Lahrèche-Révil (2003) estymują parametry tak zdefiniowanych systemów wykorzystując procedurę Johansena, a następnie na ich podstawie szacują kursy równowagi walut 5 krajów CEE. Idea powiązania szacunków kursów równowagi z szerszym zbiorem determinant nie budzi zastrzeżeń, jeśli tylko analizowane modele spełniają formalne kryteria statystyczne. Ten ostatni warunek nie jest jednak spełniony, gdyż niezależnie od wyników testów kointegracji wskazujących na obecność 3–4 wektorów kointegrujących, restrykcje preidentyfikujące implikowane przez strukturę omówionych równań równowagi nie są testowane. Nieznane są również macierze dostosowań α co uniemożliwia interpretację wyników niezależnie od precyzyjnych i mających oczekiwane znaki oszacowań parametrów β_m . Co więcej, w modelu kursu złotego, ten osta-

tni okazuje się zmienną słabo egzogeniczną, co podobnie jak w przypadku modelu (8.3)–(8.4) Clarka i MacDonalda (1999) jest wynikiem sprawiającym, że wykorzystanie modelu do oszacowania kursu równowagi budzi zastrzeżenia.

Przykłady innych standardowych zastosowań modeli BEER w panelowych analizach kursów walut europejskich krajów transformacji gospodarczej CEE zawierają m.in. prace Égerta (2005a), Frait i in. (2006) oraz Candelona i in. (2007)). Na tym tle wyróżniają się badania MacDonalda i Wójcika (2004) i Wójcika (2008, rozdz. 4), w których podejmowana jest próba udzielenia odpowiedzi na pytania o skalę efektów podażowych i popytowych w Estonii, Słowacji i Słowenii oraz na Węgrzech (krajem odniesienia jest Austria). Weryfikowane są także hipotezy zakładające związek między aprecjacją kursów deflowowanych indeksami CPI i dostosowaniami cen administracyjnych. Wyniki są o tyle zaskakujące, że wskazują na statystycznie istotne, ale niezgodne co do kierunku (tj. deprecjacyjne) oddziaływanie czynników popytowych na ceny relatywne sektorów niewymiennych oraz brak wpływu zmian popytu na kursy realne. Autorzy prezentują jednocześnie wyniki sugerujące nieistotność oddziaływania czynników podażowych w modelach zawierających relatywne ceny administracyjne. Badania prezentowane w pracy Kemme'a i Roya (2006) są z kolei godne odnotowania ze względu na fakt objęcia rozłączną analizą efektywnych realnych kursów złotego i rubla w okresie 1995:01–2001:12. Ponadto Kemme i Roy (2006) aproksymują szoki podażowe za pomocą trendu deterministycznego i podają przykład modelu BEER kursu złotego, w którym wzrost *terms of trade* prowadzi do deprecjacji. Lista prac poświęconych empirycznym analizom poszczególnych kursów walut krajów CEE jest stosunkowo długa, ale w większości przypadków obejmuje prace poświęcone szacunkom kursów równowagi, w których problemowi pełnej identyfikacji zależności przyczynowo-skutkowych pomiędzy kursem walutowym i jego determinantami przypisywana jest mniejsza waga. Kurs korony czeskiej analizują m.in. Komárek i Melecký (2005) oraz Babetskii i Égert (2005). Rozważane są podobne okresy (odpowiednio 1994:1–2004:1 i 1993:01–2004:09), ale specyfikacje modeli BERR zasadniczo różnią się. W pierwszym przypadku rozważany jest model kursu korony względem euro obejmujący relatywną wydajność pracy, *terms of trade*, aktywa zagraniczne netto, bezpośrednie inwestycje zagraniczne, wydatki rządowe w proporcji do PKB oraz dysparytet realnych stóp procentowych, podczas gdy w drugim modelu determinantami realnego kursu korony jest tylko relatywna wydajność pracy i NFA. Kurs korony słowackiej bada cytowana już Oomes (2005). Égert (2005b) koncentruje się na analizie efektu Balasy-Samuelsona w Estonii, podczas gdy Hinno Saar i in. (2005) konstruuje model BEER, w którym wahania kursu korony estońskiej są zależne od relatywnych

wydajności pracy, NFA, *terms of trade* i udziału wydatków rządowych w PKB (próba kwartalna 1995–2002). Alonso-Gamo i in. (2002) analizują z kolei kurs realny litewskiego lita w okresie 1994:1–2001:3. Specyfikacja modelu jest uproszczona i obejmuje aktywa zagraniczne netto i relację indeksów cen h^{PBS} . Wreszcie Burgges i in. (2003) prowadzą łączną analizę kursów efektywnych walut Litwy, Łotwy i Estonii w okresie 1994:1–2002:1 na podstawie modelu, w którym realne kursy walutowe są determinowane przez aktywa zagraniczne netto i relację cen h^{PBS} .

3. Krytyka standardowych modeli BEER

Przyjmując chronologiczną klasyfikację modeli BEER, przedstawione wyżej badania kursów walut krajów rozwiniętych i rozwijających się można uznać za reprezentatywne dla pierwszego etapu analizy średniookresowych determinant kursów realnych. Cechą charakterystyczną tego etapu jest to, że analizy koncentrują się na kursach walutowych urealnianych ogólnymi indeksami cen (niemal wyłącznie za pomocą indeksów CPI), zaś alternatywne aproksymacje efektu Balassy-Samuelsona są traktowane jako te zmienne, których aprecjacyjne oddziaływanie na kursy realne nie budzi wątpliwości. Przegląd badań pozwala jednak zidentyfikować szereg słabości empirycznych modeli BEER. Najbardziej uderzająca jest niejednorodność specyfikacji modeli BEER, które różnią się nie tylko na skutek inaczej formułowanych hipotez badawczych, ale również na skutek wykorzystania różnych aproksymant tych samych zmiennych fundamentalnych. Łatwo zauważyć, że nawet w przypadku powszechnie akceptowanej roli efektu Balassy-Samuelsona stosowane są rozwiązania skrajnie uproszczone (i jak wskazuje dalsza dyskusja – niepoprawne) wykorzystujące relacje cen konsumenta i producenta h^{PBS} , podejścia polegające na jednoczesnej aproksymacji czynników podażowych i popytowych i wykorzystaniu w roli zmiennej objaśniającej PKB *per capita* lub też rozwiązania oparte na założeniu o zrównaniu produktywności pracy w krajowym i zagranicznym sektorze niewymiennym, co pozwala na aproksymowanie zmian produktywności czynników produkcji za pomocą uproszczonych miar $l_p - l_p^*$ lub $l_p^T - l_p^{*T}$. Podobne wątpliwości można formułować w odniesieniu do zmiennych reprezentujących czynniki popytowe, a jeszcze innym, nie mniej poważnym problemem jest nazbyt ogólny charakter hipotez badawczych, które dopuszczają różnokierunkowe oddziaływanie na kursy realne takich zmiennych jak *terms of trade*, otwartość gospodarki czy też wzrost deficytu sektora fiskalnego.

Skutki eklektyzmu modeli BEER trudno zignorować. Po pierwsze, różnorodność specyfikacji przekłada się na trudności interpretacyjne i niemożność bezpośredniego porównywania wyników uzyskiwanych w alternatywnych badaniach. Po drugie, wykorzystanie zmiennych o definicjach różniących się od definicji zmiennych analizowanych w modelach teoretycznych sprawia, że problematyczna jest ocena skali w jakiej kursy realne są determinowane przez czynniki podażowe, a w jakiej przez mechanizmy popytowe. Trudności interpretacyjne narastają, gdy badane są modele jednorodnościowe, a lista zmiennych determinujących wahania kursów realnych obejmuje nie tylko zmienne aproksymujące szoki podażowe i popytowe, ale również takie zmienne jak *terms of trade* lub aktywa zagraniczne netto. Naturalnym rozwiązaniem jest próba konstrukcji modeli wielorównaniowych lub systemów VEC z więcej niż jednym wektorem kointegrującym dopuszczających istnienie zależności przyczynowo-skutkowych pomiędzy determinantami kursów realnych. Bardzo proste przykłady takiego podejścia zawierają cytowane wyżej prace Choudhriego i Khana (2005) i Tsena (2011), ale już arbitralna strukturalizacja trzech relacji kointegrujących w pracach Égerta (2002b) i Égerta i Lahrière-Révil (2003) budzi formalne zastrzeżenia, gdyż nie jest weryfikowana za pomocą testów restrykcji preidentyfikujących. Po trzecie, przegląd badań może prowadzić do wniosku, że interpretacja potwierdzonego empirycznie wpływu analizowanych regresorów na kursy realne jest w niektórych pracach dokonywana *ex post*. Powyższe zastrzeżenie w mniejszym stopniu dotyczy badań kursów walut krajów rozwiniętych i rozwijających się pozaeuropejskich gospodarek rynkowych (np. Closterman i Schnatz, 2000; Maeso-Fernandez i in., 2001; Tsen 2011), ale może być już formułowane w krytyce badań prowadzonych dla kursów walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Égert (2004), Komárek i Melecký (2005) oraz Égert i in. (2006) prezentują zestawienia wyników uzyskiwanych w ponad trzydziestu badaniach kursów realnych walut krajów CEE. Wnioski są jednoznaczne jedynie w przypadku zmiennych aproksymujących efekt Balassy-Samuelsona (w większości przypadków: relatywnych wydajności pracy i/lub PKB *per capita*), a przekonujące w odniesieniu do hipotezy zakładającej aprecjacyjne oddziaływanie *terms of trade* (siedem prac potwierdzających aprecjację i dwie prace, w których wnioski są odwrotne), ale już w przypadku aktywów zagranicznych netto zmiennych mierzących otwartość gospodarek wnioski są niejednoznaczne. Z jedenastu prac, w których założono oddziaływania NFA na kursy realne, tylko w sześciu pozytywnie zweryfikowano aprecjacyjne oddziaływanie wzrostu aktywów zagranicznych netto, w dwóch wyniki okazały się niejednoznaczne, ale w trzech pozostałych zidentyfikowano aprecjacyjne oddziaływanie wzrostu zadłużenia zagranicznego na kursy realne. Również w modelach

wiążących wahań kursów z otwartością gospodarek wnioski okazują się niejednoznaczne: w siedmiu przypadkach potwierdzone są deprecjacyjne skutki globalizacji, ale w czterech innych badaniach skutki otwarcia gospodarek na wymianę międzynarodową okazują się odwrotne. W krytyce badań kursów walut krajów CEE można zatem wskazywać, że brak jednoznacznych kryteriów specyfikacji może prowadzić do konstrukcji modeli BEER, w których oddziaływanie hipotetycznych determinant na kursy realne jest odwrotne niż identyfikowane w częściowych modelach teoretycznych. Problem jest istotny, gdyż w niektórych badaniach proponowana jest *ex post* interpretacja „strukturalizująca” modeli zredukowanych, której celem jest uzasadnienie wyników sprzecznych ze wskazaniami modeli teoretycznych, a ponieważ takie propozycje nie są wspierane wynikami analiz odpowiednich modeli strukturalnych, ostateczne wnioski prezentowane w niektórych badaniach pozostawiają wrażenie spekulacji lub – łagodząc nieco krytykę – sugerują daleko posuniętą „dowolność struktury” wynikowych modeli BEER.

Przedstawiona krytyka średniookresowych modeli kursów realnych prowadzi do pytania o możliwość usystematyzowania procedur konstrukcji modeli BEER, co prowadziłoby do modeli empirycznych niesprzecznych z modelami teoretycznymi. Właściwym punktem odniesienia są wnioski formułowane w fundamentalnej, ale jednocześnie bardzo rzadko przywoływanej pracy Lane’a i Milesi-Ferrettiego (2004) oraz jej rozszerzeniu zaproponowanym przez Christopoulou i in. (2001). Punktem wyjścia badań Lane’a i Milesi-Ferrettiego (2004) jest model BEER (7.11):

$$q = -\varphi_1 a^{NFA} - \varphi_2 p^{TOT} - \varphi_3 y^{PC} \quad (8.20)$$

w którym PKB *per capita* aproksymuje łączne oddziaływanie czynników podażowych i popytowych, podczas gdy jednoczesna obecność aktywów zagranicznych netto i wskaźników *terms of trade* pozwala na weryfikację hipotez zakładających zależność kursów realnych od międzynarodowej alokacji zasobów (*transfer effect*).

Lane i Milesi-Ferretti (2004) zauważają, że zgodnie z już zaprezentowaną, standardową interpretacją keynesowską spadek poziomu aktywów zagranicznych netto prowadzi do wzrostu płatności odsetek i rat kapitałowych, co wymusza deprecjację waluty krajowej i wygenerowanie odpowiednich nadwyżek na rachunku obrotów bieżących. Tak zdefiniowane dostosowania dokonują się poprzez zmianę wskaźników *terms of trade*. Z tej perspektywy model (8.20) zawiera nadwyżkową zmienną a^{NFA} i możliwe powinno być nałożenie restrykcyj zerowej na parametr φ_1 . W praktyce nie można jednak wykluczyć sytuacji

odwrotnej, gdy stosowne testy potwierdzą istotność oddziaływania aktywów zagranicznych netto, a parametrem statystycznie nieodróżnialnym od zera okaże się φ_2 . W obu przypadkach wnioski są jednak klarowne: w przypadku prawdziwości keynesowskiej interpretacji zależności kursu realnego od nierównowag w sektorze zagranicznym kurs realny jest funkcją *terms of trade* lub NFA, a ewentualne rozszerzenie badań może polegać na rozważeniu dodatkowego równania równowagi wiążącego a^{NFA} i p^{TOT} . Lane i Milesi-Ferretti (2004) stwierdzają jednak, iż ograniczenie badań determinant kursów realnych wyłącznie do mechanizmu keynesowskiego jest problematyczne i wskazują powody, dla których w modelach BEER należy rozważyć jednoczesną zależność kursów realnych od *terms of trade* i aktywów zagranicznych netto.

I tak, możliwość kształtowania *terms of trade* posiadają gospodarki duże, mogące oddziaływać na ceny światowe. Pomijając przedstawione już wyżej analizy Choudhriego i Khana (2005), którzy dopuszczają współkształtowanie wskaźników *terms of trade* przez małe kraje specjalizujące się w produkcji określonych towarów *tradables*, można zatem przyjąć, że w większości przypadków wskaźniki *terms of trade* będą zmiennymi egzogenicznymi. To z kolei oznacza stacjonarność kursu realnego definiowanego dla cen sektorów *tradables* i niemożność oddziaływania NFA na kurs realny q poprzez dostosowania cen w handlu zagranicznym. Przy takich założeniach Lane i Milesi-Ferretti (2004) identyfikują trzy dodatkowe w stosunku do *terms of trade* kanały, przez które wahania aktywów zagranicznych netto mogą oddziaływać na kursy realne. W szczególności rozważany jest przypadek, gdy spłaty odsetek i rat kapitałowych oddziałują na krajowy popyt konsumpcyjny. Jeśli ten ostatni charakteryzuje asymetria preferencji (utożsamiana w literaturze z hipotezą preferencji krajowych, *home bias hypothesis*, dalej: HBH) i konsumenci krajowi preferują krajową produkcję sektora *tradables* (co jest bardziej prawdopodobne w krajach podnoszących jakość produkcji sektora wymiennego), to wypłaty odsetek i rat kapitałowych przełożą się na spadek popytu krajowego ogółem oraz spadek cen krajowych i deprecjację kursu realnego. Zgodnie z drugą interpretacją skutkiem realokacji zasobów w skali międzynarodowej są zmiany podaży pracy. W przypadku ujemnego salda transferów zagranicznych następuje ujemny efekt majątkowy, którego skutkiem jest sekwencja obejmująca wzrost podaży pracy, wzrost podaży produktów sektora wymiennego (*exportables*) i spadek ich cen przekładający się na wahania kursu wewnętrznego. Trzecia interpretacja wskazuje ujemne transfery netto jako przyczynę wzrostu zagranicznych płac i cen w zagranicznym sektorze *non-tradables*, czego skutkiem jest wzmocnienie waluty zagranicznej i deprecjacja waluty krajowej. Ostatecznie, Lane i Milesi-Ferretti (2004) argumentują, że oddziaływanie powyższych mechanizmów może nakładać się na

zmiany *terms of trade*, co uzasadnia jednoczesne uwzględnienie w analizach empirycznych a^{NFA} i p^{TOT} jako potencjalnych determinant kursów realnych, ale zasadniczo zmienia interpretację parametru φ_1 który mierzy w takim przypadku jedynie „narzut” na parametr φ_2 kwantyfikujący wpływ *terms of trade*.

Lane i Milesi-Ferretti (2004) wykorzystują model (8.20) do analiz efektywnych kursów realnych 64 krajów o wysokim i średnim dochodzie na mieszkańca (1970–1998). Wyniki estymacji jednoznacznie potwierdzają obecność obu rozważanych wyżej mechanizmów, przy czym skala efektu majątkowego kwantyfikowanego za pomocą a^{NFA} okazuje się znacznie większa w przypadku kursów walut krajów o mniejszych dochodach, małej otwartości gospodarki i nakładających restrykcje na przepływy kapitałowe. Badania wskazują ponadto na silniejsze oddziaływanie a^{NFA} na kursy urealniane indeksami CPI (w porównaniu z kursami urealnianymi PPI), co wspiera hipotezę od wpływie NFA na ceny relatywne sektora niewymiennego. Jednocześnie w przypadku kursów walut krajów rozwiniętych silniejsze wsparcie empiryczne znajduje hipoteza o aprecjacyjnym oddziaływaniu czynników popytowych (*via* PKB *per capita*) i łatwiejsze okazuje się potwierdzenie wpływu wskaźników *terms of trade*.

Próbę wyjaśnienia wyniku Lane’a i Milesi-Ferrettiego (2004), zgodnie z którym waluty krajów o niższych dochodach są bardziej podatne na obecność efektu majątkowego podejmują Christopoulos i in. (2011). Uściślenie analizy polega na weryfikacji dodatkowej hipotezy, zgodnie z którą oddziaływanie aktywów zagranicznych netto przez kanał majątkowy jest ściśle powiązane ze zdolnościami kredytowymi krajów rozwijających się. Christopoulos i in. (2011) rozszerzają model o warunek $\Delta NFA_{t+1} \geq -\chi Y_t$, który uzależnia wielkość pożyczek, $\Delta NFA \leq 0$, od parametru kwantyfikującego dostęp danego kraju do kredytów zagranicznych, $\chi \geq 0$, oraz dochodu ogółem. O tym, czy dany kraj napotyka barierę w kredytowaniu zagranicznym decyduje wartość parametru χ oraz wartość progowa $\bar{\chi}$, której nadawana jest interpretacja ograniczenia nakładanego przez międzynarodowych inwestorów na kraj, który nie posiada zdolności kredytowych. W szczególnym przypadku $\chi = 0$ model redukuje się do wariantu zakładającego autarkię. Dla pozostałych dwóch przypadków Christopoulos i in. (2011) identyfikują dwa punkty równowagi *steady state*, z których pierwszy odpowiada przypadkowi ograniczenia kredytowego, $\chi < \bar{\chi}$, drugi zaś – pełnego dostępu do kapitałów zagranicznych, $\chi > \bar{\chi}$.

W wariacie zakładającym brak ograniczenia kredytowego $\chi > \bar{\chi}$ wnioski są jednoznaczne: zmiany poziomu aktywów zagranicznych są neutralne, a kurs realny zależy wyłącznie od relatywnych produktywności i światowej stopy procentowej (z ewentualną korektą uwzględniającą ryzyko). W przypadku restrykcji kredytowych $\chi < \bar{\chi}$ wnioski są inne. Zmiany aktywów zagranicznych

netto mogą nastąpić tylko w przypadku transferów bezzwrotnych (*unrequited transfer*), których skutki w modelu Christopoulou i in. (2011) są analogiczne do wywoływanych przez wzrost oszczędności. Efektem bezpośrednim jest wzrost technicznego uzbrojenia pracy, a ponieważ produkcja sektora niewymiennego jest bardziej pracochłonna, to następuje spadek produkcji *non-tradables* (w proporcji do *tradables*), wzrost relatywnych cen sektora niewymiennego i aprecjacja kursu realnego. Pośrednim skutkiem transferu jest wzrost produkcji ogółem i osłabienie ograniczenia kredytowego, $\Delta NFA_{t+1} \geq -\chi Y_t$. Dla $\chi < \bar{\chi}$ Christopoulos i in. (2011) analizują także skutki wzrostu produktywności w sektorze *tradables*. Kurs realny jest współkształtowany wówczas przez efekt Balassy-Samuelsona oraz zmiany podaży i popytu na produkcję sektora *non-tradables*. Wzrost a^T przekłada się na spadek produkcji sektora *non-tradables* (w proporcji do produkcji sektora *tradables*), ale jednoznaczne określenie kierunku zmiany popytu na produkcję sektora niewymiennego *non-tradables*, produkcję ogółem i kurs realny okazuje się już niemożliwe. W szczególnym przypadku, gdy $\chi < \bar{\chi}$ model nie wyklucza wystąpienia deprecjacji waluty krajowej na skutek wzrostu produktywności a^T .

Wagę wniosków płynących z analiz Christopoulou i in. (2011) trudno przecenić. Obecność ograniczenia kredytowego sprawia, że konieczne jest rozważenie dwóch alternatywnych punktów równowagi *steady state*, zaś możliwość powiązania wahań kursów realnych ze zmianami aktywów zagranicznych netto zależy od tego, do którego z tych dwóch punktów równowagi zbiega gospodarka. W przypadku braku ograniczenia kredytowego nieobecne są efekty majątkowe oddziałujące poprzez NFA, a to oznacza, że zaproponowane przez Lane'a i Milesi-Ferrettiego (2004) równanie (8.20) redukuje się do postaci $q = -\varphi_3 h^{PC}$ (przy założeniu egzogeniczności *terms of trade*, tj. spełnieniu hipotezy PPP dla cen *tradables*, $\varphi_2 = 0$). Uwzględnienie efektu majątkowego, $q = -\varphi_1 a^{NFA} - \varphi_3 y^{PC}$, jest natomiast niezbędne, gdy ograniczenie kredytowe jest obecne. Wyniki empiryczne prezentowane przez Christopoulou i in. (2011) dla paneli i subpaneli analizowanych w pracy Lane'a i Milesi-Ferrettiego (2004) jednoznacznie potwierdzają poprawność modelu teoretycznego.

Podsumowując wnioski sformułowane w pracach Lane'a i Milesi-Ferrettiego (2004) i Christopoulou i in. (2011) należy zauważyć, że różnorodność specyfikacji średniookresowych modeli realnych kursów walutowych jest nie tyle konsekwencją niemożności określenia kryteriów włączania do modeli BEER kolejnych potencjalnych determinant kursów realnych, lecz raczej skutkiem rutynowego powielania specyfikacji pojawiających się we wcześniejszych badaniach empirycznych lub też konsekwencją równoczesnego rozważenia zbyt długiej listy potencjalnych determinant kursów realnych, które mogą nieść tę

samą informację o wahaniami kursów realnych. W tym kontekście należy zwrócić uwagę na krytykę, którą Lane i Milesi-Ferretti (2004) formułują w odniesieniu do badań powszechnie postrzeganych jako fundamentalne, tj. Faruqee'ego (1995) i Clarka i MacDonalda (1999). Otóż jej przyczyną jest dostrzegany już wcześniej problem nadmiernej liczby regresorów w modelach BEER, jeśli te ostatnie zawierają jednocześnie wskaźniki *terms of trade* i aktywa zagraniczne netto, a efekt BS i szoki popytowe są aproksymowany przez relację cen h^{PBS} . Lane i Milesi-Ferretti (2004) zauważają, że w przypadku, gdy mechanizm majątkowy oddziałuje na kurs realny przez kanał *terms of trade* oraz kanał cen relatywnych sektora *non-tradables*, uwzględnienie relacji indeksów CPI i PPI jest równoważne z zamknięciem tego drugiego, a skutkiem – brak interpretacji ocen parametrów przy aktywach zagranicznych netto a^{NFA} .

4. Przeformułowanie problemu – niestacjonarność kursów realnych dla cen sektora *tradables*

Przyczyn różnic w specyfikacjach średniookresowych modeli kursów realnych należy upatrywać przede wszystkim w tym, że w umownym, pierwszym etapie badań modeli BEER uwaga była koncentrowana przede wszystkim na determinantach kursów urealnianych ogólnymi indeksami cen. Przyjęcie takiej perspektywy prowadziło do standaryzacji specyfikacji modeli empirycznych: punktem wyjścia badań było niemal zawsze założenie, iż kursy realne q są determinowane przez mechanizm Balassy-Samuelsona i niedookreśloną *a priori* konstelację dodatkowych zmiennych objaśniających. Teza, iż niejednorodność wyników uzyskiwanych na podstawie modeli BEER wynika z rutynowego umieszczania aproksymanty efektu BS na najważniejszym miejscu listy potencjalnych determinant kursów realnych, nie jest uprawniona, ale już „automatyczna” akceptacja założeń modelu Balassy-Samuelsona w badaniach empirycznych może być przyczyną poważnej krytyki. I tak, dwa podstawowe warianty modelu Balassy-Samuelsona (7.37) i (7.38) definiują wahania kursów deflowanych ogólnymi indeksami cen jako sumę kursu realnego definiowanego dla cen sektora *tradables* q^T i narzutu, który jest funkcją różnic sektorowych wydajności pracy $a^{NT,T}$ lub – równoważnie – funkcją krajowego i zagranicznego kursu wewnętrznego $q^{NT,T}$. Przy założeniu, że $q^{NT,T}$ reprezentuje wszystkie średniookresowe determinanty kursów realnych i założeniu stacjonarności kursu realnego q^T (co jest równoważne spełnieniu jednego z dwóch głównych założeń modelu Balassy-Samuelsona), niestacjonarność kursu urealnianego CPI wynika

z niestacjonarności $q^{NT,T}$, co można zapisać w uproszczeniu: $q = -q^{NT,T} + \mu$. W świetle rozważań zawartych w rozdziale I (por. Engel, 2000, dyskusja wokół równania (1.35), przegląd badań w punkcie 3 i 4) i na podstawie badań kursu realnego PLN/EUR przedstawionych w rozdziale IV, założenie $q^T \sim I(0)$ budzi bardzo poważne zastrzeżenia, a jego uchylenie prowadzi do rewizji wniosków o dominującym wpływie efektu BS w kształtowaniu kursów urealnianych ogólnymi indeksami cen. Jeśli $q^{NT,T} \sim I(1)$ i jednocześnie $q^T \sim I(1)$, to niestacjonarność kursu realnego q ma dwa źródła, a wnioski formułowane w modelach empirycznych muszą uwzględniać fakt, że efekt Balassy-Samuelsona objaśnia tylko część zmienności kursu realnego q , tj. $q - q^T = -q^{NT,T}$. Zignorowanie faktu, że q^T nie jest zmienną stacjonarną może prowadzić do przeszacowania efektu BS i/lub skutków szoków popytowych (Lojschová, 2003). Możliwe jest także uzyskanie wyników świadczących o słabym lub pomijalnym oddziaływaniu efektu Balassy-Samuelsona (np. Flek i in., 2002; Wagner i Hlouskova, 2004 i Wagner, 2005).

Wskazanie alternatywnego i pozbawionego powyższych wad podejścia w modelowaniu kursów realnych nie jest kłopotliwe, jeśli tylko uwzględnić fakt, że mechanizm BS opisuje w istocie wahania cen, zaś jego oddziaływanie na kursy urealniane ogólnymi indeksami cen ma charakter pośredni. Przyjęcie takiej perspektywy w naturalny sposób prowadzi do procedury sekwencyjnej, której pierwszy etap obejmuje weryfikację stacjonarności kursów realnych dla cen *tradables*. Drugi etap ma charakter warunkowy. Jeśli wyniki empiryczne potwierdzają stacjonarność q^T , to uzasadnione jest zastosowanie podejść przyjmowanych w pierwszym etapie badań modeli BEER: $q = -q^{NT,T} + \mu$. Jeśli jednak kurs deflowany cenami dóbr wymiennych będzie zmienną niestacjonarną, to w badaniach modelu Balassy-Samuelsona należy rozważyć podejście polegające na modelowaniu narzutu $q - q^T$ (dla kursu złotego: Konopczak i Torój, 2010) lub podjąć *explicite* próbę identyfikacji determinant q^T i dopiero w następnym kroku – modelowania kursów deflowanych agregatowymi indeksami cen (dla kursu PLN/EUR: Kelm, 2010b). Korzyści wynikające z wykorzystania tego ostatniego podejścia są oczywiste, gdyż pozwala ono na weryfikację podstawowego założenia efektu Balassy-Samuelsona $q^T \sim I(0)$, a w przypadku niestacjonarności kursów urealnianych cenami sektora wymiennego – oddzielenie determinant q^T od mechanizmów kształtujących relację kursów wewnętrznych $q^{NT,T}$.

Wyjaśnienia powodów, dla których kursy urealniane cenami sektora *tradables* mogą trwale odchyłać się od poziomu równowagi PPP dostarczają mieszczące się w nurcie NOEM, prace Benigno i Thoenissen (2003) i MacDonalda i Ricciego (2002). Tym co odróżnia modele NOEM od tradycyjnych modeli

gospodarek otwartych jest to, że uchyla się w nich założenie o efektywności arbitrażu cenowego i analizuje alternatywne do modelu PPP strategie ustalania cen na rynkach *tradables*. Punktem wyjścia analizy jest założenie, zgodnie z którym gospodarka krajowa jest jednocześnie dawcą i biorcą cen w handlu zagranicznym (*price taker/price setter*), co oznacza, że ceny towarów wymiennych (p^T) są średnią ważoną krajowych cen *tradables* kierowanych na rynek krajowy (p_H^T) i cen sektora *tradables* kierowanych przez zagranicę na rynek krajowy (p_F^T), $p^T = \kappa_N p_H^T + (1 - \kappa_N) p_F^T$; analogiczne założenie przyjmuje się dla gospodarki zagranicznej, $p^{*T} = \kappa_N^* p_H^{*T} + (1 - \kappa_N^*) p_F^{*T}$, $0 < \kappa_N, \kappa_N^* < 1$. Możliwa jest wówczas następująca dekompozycja kursu realnego q^T (por. Benigno i Thoenissen, 2003; Lee i Tang, 2003, 2007; synteza w: Égert i in., 2006):

$$q = \kappa_N^* (b - p_H^T + p_H^{*T}) + (1 - \kappa_N^*) (b - p_F^T + p_F^{*T}) + (\kappa_N - \kappa_N^*) (p_F^T - p_H^T) - q^{PBS} \quad (8.21)$$

Pierwsze dwa składniki równania (8.21) pozwalają na powiązanie niestacjonarności kursu realnego q^T z segmentacją rynku *tradables*: jeśli firmy krajowe i zagraniczne stosują strategie cenowe PTM, to pomiędzy cenami krajowymi i zagranicznymi na krajowym i zagranicznym rynku *tradables* będzie istniał klin cenowy, $p_H^T \neq b + p_H^{*T}$ i/lub $p_F^T \neq b + p_F^{*T}$, a kurs realny dla cen *tradables* q^T będzie odchyłał się od poziomu PPP. Trzeci składnik (8.21) kwantyfikuje zależność kursów deflowowanych cenami produkcji sektora wymiennego od zmian preferencji krajowych (hipoteza HBH). Łatwo zauważyć, że w przypadku $\kappa_N, \kappa_N^* > 1/2$ krajowi i zagraniczni konsumenci preferują – odpowiednio – krajowe i zagraniczne dobra *tradables*. Jeśli przyjąć ponadto $\kappa_N > \kappa_N^*$, co odpowiada rozważanemu już wcześniej przypadkowi kraju rozwijającego się, który podnosi jakość krajowych dóbr wymiennych, to łatwo zauważyć wzrost p_H^T ponad poziom p_F^T będzie prowadził do aprecjacji q^T (a przy ustalonym q^{PBS} także do aprecjacji q), ale już w przypadku $p_H^T < p_F^T$ obserwowana będzie deprecjacja kursu urealnianego indeksami cen sektorów wymiennych.

Wyprowadzenie bezpośrednich wniosków o potencjale aprecjacyjnym lub deprecjacyjnym kursu realnego q^T na podstawie równania (8.21) jest kłopotliwe, ale możliwe jest sformułowanie dwóch ogólnych, ale jednocześnie falsyfikowalnych hipotez badawczych. Po pierwsze, zmiany produktywności oddziałują na kurs realny q nie tylko przez kanał relatywnych cen sektora *non-tradables* $q^{NT,T}$, ale również – wpływając na ceny sektora *tradables* – przez kanał kursu realnego definiowanego dla cen sektora wymiennego q^T . Po drugie, istnienie potencjalnej tendencji deprecjacyjnej kursu realnego q^T w warunkach HBH oznacza, że zmiany kursu realnego q na skutek wzrostu TFP w sektorze *trada-*

bles wymiennym stają się nieoczywiste: implikowany przez mechanizm BS wzrost cen relatywnych sektora niewymiennego może być kompensowany (również z nadwyżką) przez osłabienie kursu realnego q^T .

Możliwość wystąpienia deprecjacji q w odpowiedzi na wzrost produktywności w sektorze *tradables* potwierdzają Benigno i Thoenissen (2003). Analiza jest prowadzona w ramach dynamicznego modelu równowagi ogólnej uwzględniającego sztywność cen i płac. W scenariuszu zakładającym wzrost TFP w sektorze *tradables* następuje pogorszenie *terms of trade* i deprecjacja kursu deflowanego cenami sektora wymiennego, która okazuje się na tyle głęboka, że dominuje nad aprecjacyjnym oddziaływaniem na q relatywnych cen sektora niewymiennego. Autorzy badają ponadto różnice między reakcjami kursów realnych q i cen relatywnych sektora niewymiennego $p^{NT} - p^T$ na dodatnie szoki podażowe w obu sektorach. W przypadku kursu realnego dowolny dodatni szok podażowy przekłada się w modelu Benigno i Thoenissena (2003) na deprecjację kursu realnego q . Reakcje cen relatywnych są natomiast zgodne z predykcjami modelu BS: dodatni szok podażowy w sektorze wymiennym prowadzi do wzrostu $p^{NT} - p^T$, podczas gdy skutkiem wzrostu TFP w sektorze *non-tradables* jest spadek kursu wewnętrznego. Struktura i własności modelu rozważanego w pracy MacDonalda i Ricciego (2002) również nawiązują do założeń NOEM, ale wyprowadzane wnioski różnią się od sformułowanych przez Benigno i Thoenissena (2003). I tak, wzrost produktywności w krajowym sektorze wymiennym prowadzi do aprecjacji kursu realnego q poprzez zmiany cen relatywnych. Przy założeniach HBH następuje jednak jednoczesna deprecjacja kursu realnego definiowanego dla cen *tradables*, ale jeśli udział dóbr niewymiennych w koszyku konsumenta nie jest skrajnie mały, to oddziaływanie TFP przez kanał cen $p^{NT} - p^T$ jest silniejsze od efektów transmitowanych przez q^T . Ostatecznie, pozytywny szok podażowy w sektorze wymiennym prowadzi w modelu MacDonalda i Ricciego (2002) do aprecjacji q ale ta ostatnia jest mniejsza od szacowanej w modelach empirycznych pomijających oddziaływanie TFP na kurs realny dla cen dóbr wymiennych.

Przykład empirycznej weryfikacji hipotez bezpośrednio nawiązujących do badań Benigno i Thoenissena (2003) oraz MacDonalda i Ricciego (2002) przedstawiają Lee i Tang (2003, 2007). Celem analizy jest weryfikacja sekwencji hipotez uwzględniających obecność mechanizmu Balassy-Samuelsona i mechanizmów implikowanych przez modele NOEM. Hipotezy są następujące. Jeśli o wahaniach kursów realnych decydują wyłącznie procesy opisywane przez model Balassy-Samuelsona, to zgodnie z mechanizmem transmisji wewnętrznej zmiany łącznej produktywności czynników produkcji w obu sektorach będą prowadzić do zmian kursu wewnętrznego, $p^{NT} - p^T = \varphi_1 a^T - \varphi_2 a^{NT}$. Jeśli jednak

o wahaniami kursu realnego q współdecydują mechanizm HBH, to zmiany produktywności w sektorze wymiennym będą oddziaływać nie tylko na kurs wewnętrzny, ale również na kurs realny definiowany dla cen *tradables*, $q^T = \varphi_3 a^T - \varphi_3 a^{*T}$; ten ostatni nie będzie reagował na zmiany TFP w sektorze niewymiennym. Zgodnie z trzecią hipotezą część wahań kursów realnych q^T wynika z obecności składnika *non-tradables* NTP w deflatorach aproksymujących ceny sektora wymiennego. Skutkiem wzrostu TFP w dowolnym sektorze będzie deprecjacja q^T , gdyż dodatni szok podaży w sektorze wymiennym obniży *terms of trade*, podczas gdy wzrost a^{NT} doprowadzi do obniżenia narzutu NTP na ceny sektora wymiennego przez obniżenie jednostkowych kosztów dystrybucji czego skutkiem jest spadek cen p^T .

Tabela 8.1. Wpływ szoków podaży na realne kursy walutowe (-/+ , aprecjacja/deprecjacja)

| | Wzrost a^T | | | Wzrost a^{NT} | | |
|------|--------------|-------|-----|-----------------|-------|-----|
| | q^{PBS} | q^T | q | q^{PBS} | q^T | q |
| BS | - | . | - | + | . | + |
| HBH | - | + | ? | + | . | + |
| NTPP | - | + | ? | + | + | ? |

Objaśnienie: kropki oznaczają brak reakcji kursów walutowych na zmiany TFP.

Źródło: opracowanie własne na podstawie Lee i Tang (2003).

Hipotezy analizowane w pracy Lee i Tanga (2003) zestawiono w tabeli 8.1. Wnioski są klarowne: rozszerzenie modelu Balassy-Samuelsona o hipotezę zakładającą asymetrię preferencji konsumpcyjnych HBH i uwzględnienie obecności składnika NTP w cenach sektora wymiennego sprawia, że sformułowanie jednoznacznych hipotez badawczych jest możliwe tylko w modelach wiążących zmiany relatywnych cen sektora niewymiennego z wahaniami produktywności (kolumny q^{PBS}) oraz w modelach kursów deflowanych cenami sektora wymiennego, jeśli występuje asymetria preferencji HBH, a ceny p^T zawierają istotny komponent NTP (kolumny q^T). Badania empiryczne reakcji kursów realnych q na zmiany produktywności muszą mieć zatem charakter sekwencyjny i niezbędna okazuje się rozłączna analiza modeli uzależniających q^{PBS} , q^T i q od relatywnych produktywności $a^T - a^{*T}$ i $a^{NT} - a^{*NT}$ lub wydajności pracy $l_p^T - l_p^{*T}$ i $l_p^{NT} - l_p^{*NT}$, a następnie – na podstawie różnic pomiędzy tymi modelami – określenie, które z trzech omawianych wyżej mechanizmów determinują kurs realny definiowany dla ogólnych indeksów cen.

Lee i Tang (2003) analizują relatywne kursy wewnętrzne q oraz kursy deflowane indeksami cen sektora wymiennego q^T i ogólnymi indeksami cen q

w panelu 11 walut rozwiniętych gospodarek OECD, $i=1, \dots, 11$. Walutą odniesienia jest dolar USA, a modele:

$$q_i = \varphi_1 (x_i^T - x_i^{*T}) + \varphi_2 (x_i^{NT} - x_i^{*NT}) + \varphi_3 (w_R^i - w_R^{*i}) \quad (8.22)$$

gdzie: $q_i = \{q^{PBS} \text{ lub } q^T \text{ lub } q\}$, $x_i = \{a \text{ lub } l_p\}$, dopuszczają dodatkowy kanał oddziaływania TFP poprzez zrównywanie płac realnych $w_R^i - w_R^{*i}$.

System trzech modeli kursów realnych (8.22) pozwala na rozróżnienie między trzema rozważanymi wyżej mechanizmami. Przy założeniu, że o wahaniami kursów q_i decyduje w głównej mierze standardowo definiowany mechanizm BS, oceny parametrów w równaniu (8.22) dla $q_i = \{q^T\}$ powinny być bliskie zera, zaś oszacowania parametrów w modelach konstruowanych dla $q_i = \{q^{PBS}\}$ i $q_i = \{q\}$ powinny być bliskie siebie. Hipotezę HBH i obecność komponentów NTP potwierdzają natomiast różne od zera oszacowania parametrów φ_1 i φ_2 w modelu konstruowanym dla $q_i = \{q^T\}$.

5. Kursy realne walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej dla cen sektora *tradables*

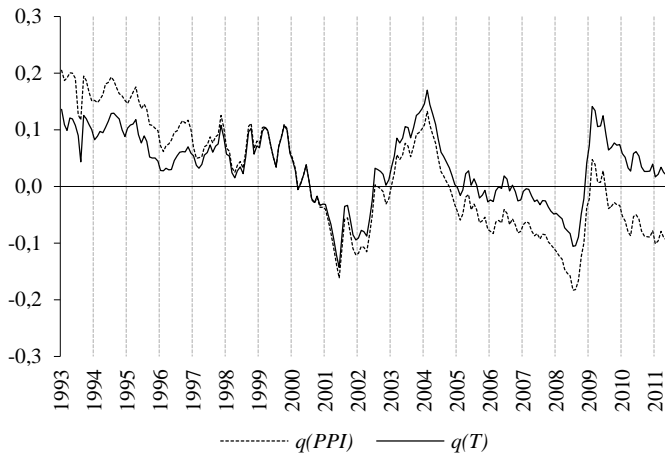
Problem niestacjonarności kursów realnych deflowanych cenami sektora wymiennego jest dostrzegany w badaniach kursów walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej, ale hipotezy badawcze różnią się od formułowanych w ramach podejścia NOEM dla kursów walut krajów rozwiniętych. I tak, badania Benigno i Thoenissen (2003), MacDonalda i Riccio (2002) oraz Lee i Tanga (2003) wskazują na konieczność rozłącznej analiz kursów realnych definiowanych dla różnych deflatorów i niemożność apriorycznego określania kierunku reakcji kursów realnych q na zmiany TFP. W ogólnym przypadku można jednak przyjąć, że niezależnie od deprecyjnego oddziaływania a^T na kurs realny dla cen *tradables* q^T , kurs realny q powinien podlegać umiarkowanej aprecjacji wynikającej z bezpośredniego, silniejszego przełożenia wzrostu a^T na wzrost relatywnych cen sektora wymiennego. Przegląd badań walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej wskazuje, że powyższe założenia są modyfikowane, a hipoteza dopuszczająca deprecyjny wpływ a^T na kurs q^T jest zastępowana hipotezą o aprecjacyjnych skutkach wzrostu TFP w krajowym sektorze wymiennym (np. Égert i Lommatzsch, 2003a, 2003b; Égert i in., 2003; Lommatzsch i Tober, 2004).

Problem potencjalnej aprecjacji kursów walut krajów CEE urealnianych indeksami cen sektora wymiennego jest poruszany przez Halperna i Wyplosza

(1997), którzy zauważają, że parytet siły nabywczej walut dla cen *tradables*, $p^T = \kappa + (p^{*T} + b)$, może być niespełniony ze względu na wzrost jakości produkcji krajowych sektorów wymiennych i dopuszczają w związku z tym obecność trendu aprecyjnego κ (dyskusja wokół równań (8.10)–(8.12)). Égert i Lommatzsch (2003a, 2003b) analizują natomiast elastycznościowy model handlu zagranicznego, w którym zakładają, że eksport i import są współokreślane nie tylko przez dochody i kurs realny, ale również przez krajową łączną produktywność czynników produkcji. Jeśli dodatkowo spełniony jest warunek Marshalla-Lerner, zgodnie z którym deprecjacja kursu walutowego przekłada się na wzrost eksportu netto, to będzie obserwowana aprecjacja kursu deflowanego cenami producenta, jeśli tylko różnica między elastycznościami eksportu i importu względem TFP będzie większa od dochodowej elastyczności importu, $\varepsilon_{TFP}^E - \varepsilon_{TFP}^M > \varepsilon_Y^M$. Égert i Lommatzsch (2003a, 2003b) zakładają, że wzrost TFP może być aproksymowany przez relatywne wydajności pracy, co ostatecznie skłania ich do rozważenia modeli kursów realnych q^{PPI} o specyfikacjach analogicznych do rozważanych w przypadku modelowania kursów urealnianych ogólnymi indeksami cen. W analizie determinant złotego procedu- ra Johansena prowadzi do następującego równania kursu złotego:

$$q^{PPI} = -0,548 \underset{(6,7)}{(I_p^{IND} - I_p^{*IND})} + 0,220 \underset{(6,4)}{U^{CBD}} + 0,152 \underset{(2,7)}{O^P} + \underset{(5,8)}{-0,007(r - r^*)} + \hat{\mu} \quad (8.23)$$

Podobne wyniki są uzyskiwane w badaniach kursów walut pozostałych krajów Europy Środkowo-Wschodniej co zdaniem autorów potwierdza poprawność proponowanego modelu teoretycznego. Akceptacja tej ostatniej tezy jest jednak dyskusyjna z kilku powodów. Po pierwsze, w modelu elastycznościowym rozważanym przez Égerta i Lommatzsch (2003a i 2003b) przyjmowane jest arbitralne i nieoczywiste założenie, zgodnie z którym wzrost TFP prowadzi do spadku importu. Po drugie, nie jest weryfikowana poprawność warunku Marshalla-Lerner i warunek $\varepsilon_{TFP}^E - \varepsilon_{TFP}^M > \varepsilon_Y^M$. Po trzecie, badaniom empirycznym poddawany jest kurs deflowany indeksami PPI. Argumenty przemawiające przeciw wykorzystaniu indeksów cen produkcji przemysłowej ogółem w roli aproksymant cen sektora wymiennego przedstawiono już w rozdziale IV, ale w tym miejscu należy jeszcze raz podkreślić, że zmienność PPI jest w dużej mierze determinowana przez wahania cen regulowanych i administracyjnych. Problem wyboru deflatorów nie jest zatem marginalny: wykorzystanie indeksów cen w przetwórstwie przemysłowym sprawia, że teza o aprecjacji kursu PLN/EUR przestaje być oczywista i to nawet w okresie następującym bezpośrednio po szoku transformacyjnym (rys. 8.1).



Rysunek 8.1. Realny kurs PLN/EUR dla indeksów PPI (q^{PPI}) i PPI w przetwórstwie przemysłowym (q^T), 1993:01–2011:06 (logarytmy naturalne, 2000=0)

W alternatywnych do modelu elastycznościowego wyjaśnieniach aprecjacyjnych trendów kursów deflowanych indeksami PPI podkreśla się znaczenie składnika *non-tradables* NTP (Égert i in., 2003; Oomes, 2005), ale najczęściej akcentowane jest aprecjacyjne oddziaływanie rosnącej relatywnej produktywności krajowego sektora wymiennego a^T . Praca Lommatzsch i Tober (2004) jest jedną z pierwszych, w których zwraca się uwagę na względną stabilizację deficytu handlowego (w proporcji do PKB) w Polsce, Czechach i na Węgrzech i towarzyszącą jej głęboką aprecjację kursów realnych definiowanych dla indeksów PPI. Autorzy twierdzą, że rozbieżności między ścieżkami eksportu netto i kursu realnego q^{PPI} nie można wyjaśnić jedynie postępującym procesem globalizacji i otwieraniem się gospodarek na wymianę międzynarodową i podkreślają, że przyczyn względnej stabilizacji salda handlowego należy upatrywać przede wszystkim we wzrastających możliwościach podażowych sektorów wymiennych trzech analizowanych gospodarek. Efekt podażowy jest wiązany z napływem bezpośrednich inwestycji zagranicznych lokowanych w sektorze *tradables*, dyfuzją nowych technologii, zmieniająca się strukturą podaży dóbr wymiennych, rosnącym udziałem produktów zaawansowanych technologicznie i wzrastającą jakością produkcji. Podobne argumenty przytaczają Égert i in. (2003), którzy dodatkowo wskazują na przesunięcia popytu w kierunku krajowej produkcji sektora wymiennego, co w przeciwieństwie do wniosków formułowanych w pracy Lane'a i Milesi-Ferrettiego (2004) będzie prowadzić do wzrostu cen *tradables* i aprecjacji q^{PPI} , oraz Égert i Lommatzsch (2003a, 2003b)

i Oomes (2005), którzy formułują hipotezę o dominującej roli konkurencyjności pozacenowej (*non-price competitiveness*) w kształtowaniu kursów realnych walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej.

Syntezę podejść opartych na modelach NOEM i założeniach, zgodnie z którymi napływy FDI przekładają się na wzrost pozacenowej konkurencyjności krajowego sektora wymiennego i aprecjację kursów realnych deflowanych indeksami PPI przedstawiają Égert i in. (2007; por. także: Égert i in., 2004). Proponowana procedura nawiązuje bezpośrednio do propozycji Lee i Tanga (2003, 2007). Punktem wyjścia są modele BEER kursów realnych q i q^{PPI} , których specyfikacje zawężono do relatywnych wydajności pracy w przemyśle $l_p^{IND} - l_p^{*IND}$ (lub relacji krajowych i zagranicznych indeksów CPI i PPI h^{PBS}) i aktywów zagranicznych netto a^{NFA} (skumulowanych sald rachunku obrotów bieżących w porporcji do PKB). Model:

$$q^{PPI} = \varphi_1(l_p^{IND} - l_p^{*IND}) + \varphi_2 a^{NFA} \quad (8.24)$$

jest wykorzystywany do empirycznego rozstrzygnięcia, czy w analizowanym systemie dominują mechanizmy obecne w modelach NOEM ($\varphi_1 > 0$), czy też o kształtowaniu się q^{PPI} decyduje wzrost możliwości podażyowych i powiązany z nim wzrost konkurencyjności pozacenowej ($\varphi_1 < 0$). Analiza (8.24) jest prowadzona łącznie z trzema alternatywnymi modelami kursów deflowanych indeksami cen konsumenta. W pierwszym przypadku rozważana jest relacja:

$$q = \varphi_3(l_p^{IND} - l_p^{*IND}) + \varphi_4 a^{NFA} \quad (8.25)$$

Porównanie ocen parametrów φ_1 i φ_3 pozwala na ocenę skali wpływu na kurs q procesów identyfikowanych w modelach NOEM i efektu Balassy-Samuelsa. Ponieważ nie można określić, który z obu powyższych mechanizmów jest silniejszy, znak oszacowania parametru φ_3 nie jest ustalony *a priori*. Równanie:

$$q = \varphi_5 h^{PBS} + \varphi_6 a^{NFA} \quad (8.26)$$

jest uogólnieniem (8.25), gdyż zgodnie ze wcześniejszą dyskusją, relację indeksów CPI i PPI można interpretować jako zagregowaną aproksymantę efektu BS, oddziaływania czynników popytowych, zmian stawek podatków pośrednich i cen regulowanych oraz – zgodnie z interpretacją Égerta i in. (2007) – zmian jakości produktów sektora niewymiennego. Różnica $\varphi_5 - \varphi_3$ kwantyfikuje skalę oddziaływania na kurs realny q czynników innych niż podażyowe. Wreszcie synteza równań (8.25)–(8.26):

$$q = \varphi_7(l_p^{IND} - l_p^{*IND}) + \varphi_8 h^{PBS} + \varphi_9 a^{NFA} \quad (8.27)$$

pozwala na rozstrzygnięcie czy relacja krajowych i zagranicznych indeksów CPI i PPI i relatywne wydajności pracy $l_p^{IND} - l_p^{*IND}$ istotnie niosą różne informacje. Ocena parametru φ_8 może być wówczas interpretowana jako aprecyjny narzut na efekt BS wynikający z oddziaływania na kurs realny m.in. czynników popytowych.

Idea podejścia polegającego na jednoczesnej estymacji parametrów modeli (8.24)–(8.27) jest klarowna, ale wnioski wyprowadzane z porównania oszacowań parametrów związanych z $l_p^{IND} - l_p^{*IND}$ i h^{PBS} mają charakter warunkowy względem oszacowań parametrów kwantyfikujących oddziaływanie aktywów zagranicznych netto ($\varphi_2, \varphi_4, \varphi_6$ i φ_9). W standardowym modelu strumieniowo-zasobowym charakterystyczny dla gospodarek wschodzących spadek aktywów zagranicznych netto powinien prowadzić do deprecjacji waluty krajowej. Taka interpretacja budzi jednak wątpliwości, jeśli tylko porównać rosnące zadłużenie zagraniczne krajów Europy Środkowo-Wschodniej z aprecjacją ich walut. W celu wyjaśnienia tej niespójności Égert i in. (2004, 2007) nawiązują do hipotez sformułowanych w pracy Lommatzsch i Tober (2004), które są z kolei oparte na predykcjach modelu naturalnego kursu walutowego równowagi NATREX. Przypomnijmy zatem, że Stein (1994, 1997) i Allen (1997) rozważają dwa scenariusze ewolucji kursu realnego w długim okresie. W pierwszym z nich zakłada się akcelerację inwestycji, która przy ustalonych oszczędnościach krajowych przekłada się w średnim okresie na wzrost różnicy między krajowymi i zagranicznymi stopami procentowymi, aprecjację waluty krajowej i wzrost deficytu na rachunku obrotów bieżących. W długim okresie następuje wzrost technicznego uzbrojenia pracy i wzrost produkcji potencjalnej. Ten ostatni przekłada się na wzrost dochodów, który w połączeniu ze spadkiem inwestycji wynikającym z malejącej krańcowej produktywności kapitału prowadzi do wzrostu oszczędności i równoważenia bilansu płatniczego. W przypadku dużej efektywności nowych inwestycji i znaczącego przyrostu mocy produkcyjnych może nastąpić odwrócenie wyjściowej relacji pomiędzy inwestycjami i oszczędnościami. Skutkiem jest wówczas stabilizacja zadłużenia zagranicznego na poziomie niższym od obserwowanego przed pojawieniem się początkowego impulsu inwestycyjnego. Ostatecznie, zmiany realnego kursu walutowego w okresie długim wynikają ze złożenia dwóch mechanizmów. Po pierwsze, obniżenie długu zagranicznego, a w skrajnym przypadku – zmiana statusu kredytobiorcy na kredytodawcę, przekłada się na aprecjację waluty krajowej. Po drugie, wzrost majątku związany ze wzrostem produkcji powoduje pojawienie się impulsów popyto-wych obniżających saldo rachunku obrotów bieżących. To, czy waluta lokalna ulegnie aprecjacji, czy też deprecjacji zależy ostatecznie od tego, który z tych dwóch mechanizmów będzie dominował w długim okresie.

W scenariuszu drugim zakłada się wzrost stopy dyskonta, przy której bieżąca konsumpcja jest zastępowana konsumpcją w okresach przyszłych (*time preference*). Na skutek wzrostu dyskonta obserwowane jest rosnące zadłużenie zagraniczne, które nie przekłada się na wzrost technicznego uzbrojenia pracy i wyższą dynamikę produkcji potencjalnej. Efekty popytowe i aprecjacja kursu realnego mają wówczas charakter co najwyżej średniookresowy. W dłuższym okresie wzrost zadłużenia oznacza spadek majątku, co w typowym przypadku prowadzi do ograniczenia konsumpcji, podniesienia oszczędności i zahamowania napływu kapitałów inwestycyjnych. Przy braku istotnych zmian po stronie podażowej zwiększenie długu będzie oznaczać konieczność obsługi wyższych odsetek kapitałowych, co z kolei wymusi deprecjację waluty krajowej zapewniającą przyrost eksportu netto. W długim okresie deprecjacja waluty krajowej jest głębsza od aprecjacji obserwowanej w okresie średnim.

Na podstawie powyższych scenariuszy Égert i in. (2004, 2007) formułują hipotezę, zgodnie z którą w modelach kursów walut krajów rozwijających się znak parametru wiążącego kurs realny z aktywami zagranicznymi netto może ulegać zmianie wraz z wydłużaniem czasowego horyzontu analizy empirycznej. W szczególnym przypadku, gdy analiza ma charakter średniookresowy, spadek aktywów zagranicznych netto może prowadzić do aprecjacji waluty krajowej, jeśli tylko napływ kapitałów zagranicznych przekłada się na wzrost możliwości podażowych gospodarki, w szczególności na wzrost konkurencyjności pozacennej wynikający z importu nowych technologii i/lub podnoszenia jakości kapitału ludzkiego (np. Aglietta i in., 1998). W okresie długim pasywa zagraniczne stabilizują się na pożądanym poziomie i wówczas o wahaniami kursów realnych zaczynają decydować płatności rat kapitałowych i odsetek, których finansowanie umożliwia deprecjacja kursu realnego i odpowiednie nadwyżki w bilansie handlowym. Podobną argumentację przedstawiają Alberola i Navia (2008). Punktem wyjścia analizy jest model strumieniowo-zasobowy, w którym uwzględnia się fakt, że w badaniach empirycznych kursy realne są wyrażane jako funkcje aktywów zagranicznych netto w proporcji do PKB. Uwzględnienie *explicite* wpływu stopy procentowej r^* określającej strumień odsetek przy ustalonym A^C (równanie (7.19)) przy jednoczesnym zróżnicowaniu w czasie tempa wzrostu gospodarczego Δy prowadzi do wariantu modelu strumieniowo-zasobowego:

$$q^T = -\tilde{\theta}_1^{-1} \omega_1 (a^{NFA} - \bar{a}^{NFA}) - \tilde{\theta}_1^{-1} (r^* - \Delta y) a^{NFA} \quad (8.28)$$

w którym ujemne odchylenie poziomu aktywów zagranicznych netto ($a^{NFA} = a^C - y$) od poziomu równowagi $a^{NFA} - \bar{a}^{NFA} < 0$ nadal indukuje depre-

cją, ale już kierunek oddziaływania na kurs realny samej relacji aktywów zagranicznych netto do PKB zależy od relacji pomiędzy stopą procentową r^* i dynamiką dochodu Δy . W ogólnym przypadku przyjmuje się $r^* > \Delta y$, co oznacza, że wzrost a^{NFA} będzie również prowadzić do aprecjacji, a kraj-dłużnik nie będzie mógł powiększać dowolnie swoich pasywów zagranicznych. W przypadkach szczególnych, odnoszących się do szybko rozwijających się krajów Europy Środkowo-Wschodniej, nie można jednak wykluczyć sytuacji odwrotnej, gdy dynamika PKB jest wyraźnie większa od r^* , a kierunek oddziaływania a^{NFA} na kurs realny – odwrotny do wynikającego ze standardowego wariantu modelu strumieniowo-zasobowego i zgodny z średniookresowymi predykcjami modelu NATREX. Co więcej, analizy prezentowane w pracy Alberoli i Navii (2008) pozwalają jednoznacznie wskazać przyczyny, dla których nie jest możliwe aprioryczne określenie znaków oszacowań parametrów φ_4 , φ_6 i φ_9 w modelach (8.25)–(8.27). Otóż, w przypadku przyjmowanego *implicitie* przez Égerta i in. (2007) założenia, że regresory w równaniach (8.25)–(8.27) istotnie zawierają różną informację o wahaniami kursu realnego q , parametry φ_4 , φ_6 i φ_9 są równe $-\tilde{\kappa}_E \tilde{\theta}_1^{-1} (r^* - \Delta y)$, gdzie $\tilde{\kappa}_E = \kappa_E + \kappa_E^* - 1$ (por. dyskusja wokół równania (8.21)). Relacja pomiędzy stopą procentową r^* i stopą wzrostu Δy będzie zatem decydować o znakach ocen parametrów związanych z aktywami zagranicznymi netto.

Wyniki badań Égerta i in. (2007) i Alberoli i Navii (2008) potwierdzają różnice między modelami kursów tych samych walut urealnianych różnymi deflatorami oraz różnice między modelami konstruowanymi dla walut gospodarek o różnych dynamikach wzrostu (por. także: Égert i in., 2004). Égert i in. (2007) analizują efektywne kursy walut 26 krajów, które ujmują w 2 panele złożone z 15 kursów walut małych, otwartych gospodarek uprzemysłowionych i 11 walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej (z wyróżnieniem subpaneli kursów walut 5 najbardziej rozwiniętych gospodarek CEE i walut 3 krajów bałtyckich). W badaniu są wykorzystywane dane kwartalne obejmujące odpowiednio okresy 1970–2004 i 1992/1993–2004. Analiza determinant kursów walut 15 krajów OECD potwierdza hipotezę, zgodnie z którą o wahaniami kursów urealnianych indeksami cen w sektorze *tradables* decydują mechanizmy opisywane przez modele NOEM: ocena parametru φ_1 w równaniu (8.24) jest dodatnia (0,27), podczas gdy ocena parametru φ_5 w modelu (8.26) wskazuje na aprecjacyjne oddziaływanie zagregowanych szoków podaźowych i popytowych na kurs deflowany indeksami CPI q ($-0,23$), zaś wyniki estymacji parametrów modelu (8.27) potwierdzają jednoczesne oddziaływanie wzrostu relatywnych wydajności pracy w kierunku deprecjacji q ($\varphi_7 = 0,24$) i aprecjacyjny wpływ relacji krajowych i zagranicznych indeksów CPI i PPI ($\varphi_8 = -0,70$). Wnioski są

inne dla paneli obejmujących waluty krajów Europy Środkowo-Wschodniej. W szczególności, badania kursów walut 5 krajów CEE (Czechy, Polska, Słowacja, Słowenia, Węgry) potwierdzają aprecjacyjne oddziaływanie relatywnej wydajności pracy na kursy definiowane dla cen sektora wymiennego (równanie (8.24), $\varphi_1 = -0,73$) i kursu deflowanego CPI (równanie (8.27), $\varphi_7 = -0,70$, $\varphi_8 = -1,68$). Jednocześnie problematyczne jest potwierdzenie hipotezy o zależności kursów walut krajów CEE od zmian aktywów zagranicznych netto (wyjątkiem jest deprecjacyjny wpływ wzrostu NFA w panelu walut 3 krajów bałtyckich), która znajduje z kolei jednoznaczne wsparcie empiryczne w modelu panelowym dla 15 kursów walut krajów OECD.

Podsumowując badania Égerta i in. (2007) (por. także wcześniejsze opracowanie: Égert i in., 2004) należy zaakcentować ich pionierski charakter i podkreślić, że są one najwcześniejszą próbą identyfikacji istotnych różnic pomiędzy mechanizmami determinującymi kursy realne walut krajów CEE i kursy walut krajów rozwiniętych. Bliższa analiza pozwala wskazać kierunki potencjalnych uzupełnień i rozszerzeń. Abstrahując od problemu jakim jest wybór deflatorów aproksymujących ceny sektora *tradables*, najpoważniejszą krytykę wniosków przedstawianych przez Égerta i in. (2004, 2007) prowokuje specyfikacja modeli (8.24)–(8.27). Łatwo bowiem zauważyć, że o ile założenie, zgodnie z którym relatywna wydajność pracy $l_p^{IND} - l_p^{*IND}$ jest satysfakcjonującą aproksymantą konkurencyjności pozacenowej (rosnącej na skutek napływu FDI), nie budzi poważniejszych zastrzeżeń, to już jednoczesna obecność w modelach (8.24)–(8.27) aktywów zagranicznych netto obejmujących dług wynikający z napływu bezpośrednich inwestycji zagranicznych prowadzi do wniosku o dublowaniu informacji regresorach. Bezpośrednim skutkiem jest niejednoznaczność interpretacji parametrów modeli (8.24)–(8.27) (por. omawiana wyżej krytyka Lane’a i Milesi-Ferrettiego (2004) opracowań Faruqee’ego (1995) i Clarka i MacDonalda, 1999).

Zależność przyczynowo-skutkowa pomiędzy bezpośrednimi inwestycjami zagranicznymi i wydajnością pracy jest dostrzegana i analizowana *explicite* w pracy Alberoli i Navii (2008), w której badane są determinanty realnych kursów efektywnych czeskiej korony, złotego i forinta (1993:1–2004:4). Procedura kointegracyjna Johansena jest wykorzystywana do estymacji parametrów dwóch dwuwymiarowych modeli VEC wiążących wahania (i) kursów realnych q z aktywami zagranicznymi netto w relacji do PKB, A^{NFA} , oraz (ii) relatywnej wydajności pracy ogółem, $l_p - l_p^*$, ze skumulowanymi bezpośrednimi inwestycjami zagranicznymi w relacji do PKB, $A^{FDI} = FDI/Y$, a następnie modelu VEC obejmującego jednocześnie (iii) kurs realny, relatywną wydajność pracy i aktywa zagraniczne netto. Wnioski są następujące. Po pierwsze, w modelach

uzależniających analizowane kursy walutowe od A^{NFA} oceny parametrów są niezgodne z modelem strumieniowo-zasobowym: spadek aktywów zagranicznych netto prowadzi do aprecjacji kursów realnych; dla kursu złotego identyfikowana jest relacja: $q = 1,31A^{NFA} + \hat{\mu}$ ($ECT(\Delta q) = -0,37$). Po drugie, procedura Johansena pozwala potwierdzić skointegrowanie relatywnej wydajności pracy z udziałem FDI w PKB, ale w przypadku Polski ($l_p - l_p^* = 0,91A^{FDI} + \hat{\mu}$) i Węgier ($l_p - l_p^* = 0,19A^{FDI} + \hat{\mu}$) wnioski nie są przekonywujące ze względu na małe oszacowania parametrów korekty błędem (odpowiednio: $ECT(\Delta q) = -0,01$ i $-0,04$). Po trzecie, łączne rozważenie $l_p - l_p^*$ i A^{NFA} jako determinant kursów realnych prowadzi do potwierdzenia aprecjacyjnego wpływu relatywnych wydajności pracy na trzy analizowane waluty, a w przypadku Polski i Węgier – aprecjacyjnych skutków wzrostu zadłużenia ($q = -2,4(l_p - l_p^*) - 2,9A^{NFA} + \hat{\mu}$ i $ECT(\Delta q) = -0,21$ dla kursu złotego oraz $q = -3,2(l_p - l_p^*) - 0,4A^{NFA} + \hat{\mu}$, $ECT(\Delta q) = -0,28$ dla forinta). Jedynie w modelu kursu korony Alberola i Navia (2008) identyfikują relację kointegrującą, zgodnie z którą aprecjacji kursu realnego towarzyszy wzrost długu ($q = -1,7(l_p - l_p^*) + 0,4A^{NFA} + \hat{\mu}$).

Powyższy przegląd empirycznych modeli BEER, w których oddziaływanie na kursy realne mechanizmów identyfikowanych w ramach teoretycznych modeli NOEM jest traktowane jako falsyfikowalna hipoteza badawcza, pozwala sformułować kilka istotnych wniosków.

1. Porównanie wczesnych modeli BEER (np. modelu (8.2) MacDonalda, 1998; (8.13) Halperna i Wyplosza, 1997 i (8.16) De Broecka i Słoka, 2006) z modelami omawianymi m.in. w pracach Lane'a i Milesi-Ferrettiego (2004), Lee i Tanga (2003, 2007) oraz Égerta i in. (2007, 2004) wskazuje na znaczne uproszczenie specyfikacji. Przyczyn należy upatrywać w niejednoznaczności wyników uzyskiwanych na podstawie modeli BEER o szerokich specyfikacjach oraz problemach związanych z interpretacją wyników estymacji, które niejednokrotnie okazywały się sprzeczne z hipotezami wyprowadzonymi na podstawie cząstkowych modeli teoretycznych. Analizy Lane'a i Milesi-Ferrettiego (2004) i Christopoulou i in. (2011) dają podstawy do twierdzenia, że modelem BEER można nadać interpretację modeli strukturalnych, jeśli tylko wybór potencjalnych determinant kursów nie jest dokonywany *ad hoc*.

2. Bezpośrednie powiązanie specyfikacji modeli BEER z modelami teoretycznymi pozwala na identyfikację sekwencji hipotez zagnieżdżonych, których weryfikacja pozwala w usystematyzowany sposób zidentyfikować najważniejsze determinanty kursów realnych. Lane i Milesi-Ferretti (2004) przedstawiają przykład procedury umożliwiającej potwierdzenie lub odrzucenie oddziaływania na kursy realne efektów majątkowych, podczas gdy Lee i Tang (2003), (2007) oraz Égert i in. (2007) przedstawiają rozwiązania pozwalające na identyfikację

przyczyn aprecjacji lub deprecjacji kursów realnych definiowanych za pomocą różnych indeksów cen.

3. Istotnym ograniczeniem modeli BEER uwzględniających predykcje modeli NOEM jest to, że są one konstruowane w celu weryfikacji dość wąsko definiowanych hipotez badawczych, a to oznacza, że obecne są w nich tzw. zmienne kontrolne aproksymujące oddziaływanie tych czynników, które nie są poddawane szczegółowej analizie empirycznej, np. PKB *per capita* w badaniach Lane'a i Milesi-Ferrettiego (2004), relatywne płace w modelach Lee i Tanga (2003, 2007), aktywa zagraniczne netto w pracy Égerta i in. (2007). Takie rozwiązanie budzi wątpliwości, gdyż założenie o możliwości wyekstrahowania z kursów realnych części ich zmienności, której przyczyny nie są analizowane *explicite*, jest skrajnie problematyczne. Naturalnym rozwiązaniem jest natomiast konstrukcja modeli zawierających więcej niż jeden warunek równowagi i pełna analiza powiązań przyczynowo-skutkowych nie tylko pomiędzy kursem realnym i jego determinantami, ale również analiza zależności między samymi determinantami. Zastosowanie w badaniach tego ostatniego podejścia jednoznacznie uzasadniają wyniki Alberoli i Navii (2008).

6. Badania modeli BEER kursu złotego w Polsce

Badania średniookresowych determinant kursu złotego w Polsce nawiązują bezpośrednio do podejść wykorzystywanych w analizach kursów walut krajów rozwiniętych i są prowadzone równoległe do zaprezentowanych wyżej badań kursów walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej.

Efekt Balassy-Samuelsona we wczesnym okresie transformacji gospodarczej (1995:1–2002:2) analizował Chmielewski (2003). Analizie kointegracyjnej poddano zależności implikowane przez mechanizmy transmisji wewnętrznej (7.33) dla cen relatywnych $p^{NT} - p^T$ i mechanizm transmisji zewnętrznej (7.38) decydujący o wahaniach kursu PLN/EUR deflowanego indeksami CPI. Zmiany TFP aproksymowano zmianami wydajności pracy, a weryfikacja empiryczna efektu BS była prowadzona dla alternatywnie definiowanych sektorów *tradables* i *non-tradables*, co nadaje badaniu charakter analizy wrażliwości oszacowań efektu Balassy-Samuelsona na sposób definiowania sektora wymiennego i niewymiennego. Szacunki inflacji relatywnej w sektorze niewymiennym indukowanej przez czynniki podażowe mieszczą się według Chmielewskiego (2003) w przedziale 1,5–2,9 punktu procentowego w skali roku, zaś wywoływana przez

efekt Balassy-Samuelsona aprecjacja kursu realnego zawiera się w przedziale 1,8–2,2 punktu procentowego.

Aktualne badania roli mechanizmów podażowych w kształtowaniu cen relatywnych i kursu realnego przedstawiają Konopczak i Torój (2010) (także Wincenciak, 2008). Badanie obejmuje próbę roczną 1995–2008. Analizowane są modele panelowe, w których sektor wymienny jest reprezentowany przez przetwórstwo przemysłowe, a w skład sektora niewymiennego wchodzi pozostałe sekcje (z wyjątkiem rolnictwa, łowiectwa i leśnictwa, rybołówstwa oraz mniej znaczących sekcji P i Q; klasyfikacja NACE). W szczególności, weryfikowane są hipotezy o skointegrowaniu cen relatywnych z relatywnymi wydajnościami pracy (i wyróżnia sekcje zaliczone do sektora *non-tradables*):

$$p_i^{NT} - p^T = \varphi_1(l_p^T - l_p^{NT,i}) + \hat{\mu}_1 \quad (8.29)$$

krajowych i zagranicznych relatywnych cen z relatywnymi wydajnościami pracy, $h_i^{LBS} = (l_p^T - l_p^{NT,i}) - (l_p^{*T} - l_p^{*NT,i})$:

$$(p_i^{NT} - p^T) - (p_i^{*NT} - p^{*T}) = \varphi_2 h_i^{LBS} + \hat{\mu}_2 \quad (8.30)$$

oraz kursu PLN/EUR urealnianego deflatorami wartości dodanej brutto (q_i) z kursem definiowanym dla cen sektora wymiennego i relatywnymi wydajnościami pracy:

$$q_i = \varphi_3 h_i^{LBS} + \varphi_4 q^T + \hat{\mu}_3 \quad (8.31)$$

Zgodnie z rekomendacjami zawartymi m.in. w pracach Wagnera i Hlouskovej (2004) oraz Wagnera (2005) alternatywne warianty powyższych modeli zawierają dodatkowo relacje płac $w_p^i - w_p^T$ lub $(w_p^i - w_p^T) - (w_p^{*i} - w_p^{*T})$, co ma kluczowe znaczenie w przypadku niespełnienia założenia modelu BS o zrównaniu płac w sektorach wymiennych i niewymiennych. Panelowa analiza kointegracyjna jest prowadzona równolegle w modelach zawierających poziomy i przyrosty zmiennych, co pozwala na jednoczesne oszacowanie długo- i krótkookresowego efektu BS. Konopczak i Torój (2010) formułują następujące wnioski. Po pierwsze, podobnie jak w większości omawianych wyżej badań, wyniki testów kointegracji potwierdzają istnienie mechanizmu transmisji wewnętrznej oraz skointegrowanie relacji relatywnych cen z relacją relatywnych wydajności pracy (model (8.29)–(8.30)). Po drugie, testy kointegracji okazują się niejednoznaczne w modelach kursu realnego q_i . Wyniki uzyskiwane na podstawie testów stacjonarności reszt w modelach jednorównaniowych (Pedroni, 2004) lub na podstawie testów istotności parametrów korekty błędem (Westerlund, 2007) nie dają podstaw do odrzucenia hipotezy o braku kointegracji, ale test Maddali

i Wu (1999) uwzględniający wyniki testów Johannesa *Trace* i *Max* dla poszczególnych przekrojów, potwierdza obecność co najmniej jednego wektora kointegrującego. Po trzecie, wyniki estymacji wektorów kointegrujących wspierają tezę o oddziaływaniu efektu Balassy-Samuelsona na relatywne ceny sektora niewymiennego (modele (8.29)–(8.30)) i realny kurs walutowy (8.31) niezależnie od wykorzystania przyrostów lub poziomów zmiennych. Po czwarte, zgodnie z oczekiwaniami szacunki skali efektu BS uzyskiwane w modelach krótkookresowych są mniejsze od ocen wielkości efektu BS otrzymywanych na podstawie modeli dla poziomów zmiennych. W tym drugim przypadku udział efektu BS w średniorocznej aprecjacji kursów realnych q_i wynosił w latach 1995–2008 od 1,8 do 2,8 punktu procentowego, zaś w okresie reżimu kursów płynnych 1999–2008 mieścił się w przedziale 1,4–2,3 punktu procentowego i są to wyniki zbieżne z prezentowanymi przez Chmielewskiego (2003).

Pierwszy model kursu złotego w początkowym okresie transformacji gospodarczej (1992:1–1998:4) o strukturze zbliżonej do modeli BEER zawierają prace Kelma (2001, 2002) oraz Brzeszczyńskiego i Kelma (2002, rozdz. 6). Analizowany jest model VEC wiążący wahania nominalnego kursu złotego względem koszyka walut złożonego z dolara USA i czterech najważniejszych walut europejskich (por. tab. 4.1) z krajowym indeksem PPI, deflatorem eksportu krajów uprzemysłowionych (nomenklatura MFW), indeksem krajowych cen konsumenta CPI i oficjalnymi rezerwami walutowymi aproksymującymi nierównowagę w sektorze zagranicznym. Testy kointegracji prowadzą do identyfikacji trzech wektorów kointegrujących, które definiują kolejno warunki równowagi cen produkcji przemysłowej, nominalnych stóp procentowych i kursu nominalnego. W tym ostatnim przypadku relacja kointegrująca:

$$b = 1,010(p^{PPI} - p^{EIC}) - 0,6(i - i^*) - 0,169R^{SV} + \hat{\mu} \quad (8.32)$$

wiąże nominalną aprecjację złotego ze spadkiem relacji krajowego indeksu PPI i cen eksportu krajów uprzemysłowionych $p^{PPI} - p^{EIC}$, wzrostem dysparytetu $i - i^*$ pomiędzy oprocentowaniem depozytów w Polsce i za granicą (USA i Niemcy) oraz wzrostem oficjalnych rezerw walutowych R^{SV} , które w warunkach egzogenicznej podaży pieniądza w reżimie *crawling band* pełnią rolę aproksymanty popytu zagranicy na złotego³.

³ Podobną specyfikację równań kursów nominalnych sześciu walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej analizuje nieco później Sideris (2008), przy czym dołączenie rezerw walutowych jako determinanty b ma na celu analizę powiązań wahań kursów nominalnych z interwencjami walutowymi.

Omawiane już w rozdziale VI prace Przystupy (2002), Kelma i Bęzy-Bojanowskiej (2005), Kelma i Karpa (2005), Kelma (2010a) (patrz także: Milo i Wrzesiński, 2005; Milo i Rutkowska, 2005, 2006; Wdowiński, 2005b) zawierają modele, które można zaliczyć do szeroko definiowanej rodziny modeli BEER. Podobnie można sklasyfikować modele Rubaszka (2003a, 2003b) o specyfikacjach wynikających bezpośrednio ze znormalizowanego względem kursu realnego równania bilansu płatniczego (7.16). Rubaszek (2003a) analizuje model wektorowej korekty błędem $y_{(m)} = [q^T, y, y^*, A^{NFA}, r - r^*, B^{DX}]'$ wiążący wahania efektywnego kursu złotego deflowanego indeksami cen w przetwórstwie przemysłowym z krajowym i zagranicznym PKB y i y^* , aktywami zagranicznymi netto w proporcji do PKB A^{NFA} , dysparytetem krótkoterminowych realnych stóp procentowych $r - r^*$ i udziałem deficytu budżetowego w PKB B^{DX} , któremu nadawana jest interpretacja aproksymanty premii za ryzyko (próba kwartalna 1994:4–2002:4). Aktywa zagraniczne netto są szacowane zgodnie z formułą $A_t^C = A_0^C + \sum_{i=1}^t (C_i^A + FDI_i)$, co jest uzasadniane faktem, iż zadłużenie z tytułu bezpośrednich inwestycji zagranicznych nie generuje płatności odsetek. W próbie liczącej 31 obserwacji kwartalnych kointegracyjny test *Trace* Johansena z małopróbkową korektą Reimersa potwierdza obecność dwóch relacji kointegrujących, ale estymowany jest tylko jeden wektor kointegrujący, co autor uzasadnia brakiem „ekonomicznych podstaw do przyjęcia hipotezy o występowaniu kilku relacji kointegrujących”. Własności systemu VEC okazują się niesatysfakcjonujące z dwóch powodów. Po pierwsze, kurs realny okazuje się zmienną słabo egzogeniczną. Po drugie, ocena parametru równowagi przy dysparytecie realnych stóp procentowych ma zły znak. Ten ostatni ulega wprawdzie zmianie, gdy parametry równowagi są szacowane w ramach dwustopniowej procedury Engle’a-Grangera, jednak problemy interpretacyjne pozostają, a przyczyną są powszechnie znane wady procedury EG (m.in. przypadkowość ocen parametrów, gdy w analizowanym systemie występuje więcej wektorów kointegrujących, i mała moc kointegracyjnego testu ADF). Podobnych zastrzeżeń nie budzą wyniki prezentowane przez Rubaszka (2003b). Analizowany jest model VEC bez premii za ryzyko (próba: 1995:1–2002:4). I w tym przypadku testy kointegracji wskazują na obecność 1 lub 2 wektorów kointegrujących, ale decyzja o ograniczeniu wymiaru przestrzeni kointegrującej do tylko jednego warunku równowagi nie budzi poważniejszych wątpliwości. Kurs realny dostosowuje się zidentyfikowanej relacji kointegrującej. Ostatecznie Rubaszek (2003b) estymuje parametry równowagi za pomocą metody Phillipsa i Hansena (1990) (*fully modified OLS*, FM-OLS), a wyniki potwierdzają aprecjacyjne oddziaływanie na kurs realny dysparytetu realnych stóp procentowych

i aktywów zagranicznych netto oraz aprecjacyjne wpływ eksportu netto (*via y* oraz y^*).

Modele kursu złotego o specyfikacjach bezpośrednio odpowiadających standardowym modelom BEER przedstawiają Rawdanowicz (2002), Bęza-Bojanowska (2008, 2009) oraz Bęza-Bojanowska i MacDonald (2009)⁴. W pierwszej pracy badane są determinanty kursu złotego względem koszyka złożonego z euro i dolara urealnionego indeksami CPI w okresie 1995:1–2002:2. Rawdanowicz (2002) identyfikuje jedną relację kointegrującą:

$$q = \underset{(10,9)}{-2,221}(r - r^*) - \underset{(5,6)}{1,322}(l_p - l_p^*) - \underset{(3,3)}{1,029}p^{TOT} + \hat{\mu} \quad (8.33)$$

która potwierdza powiązanie q z dysparytetem trzymiesięcznych realnych stóp procentowych, relatywnymi wydajnościami pracy i krajowym wskaźnikiem *terms of trade*. Punktem wyjścia badań Bęzy-Bojanowskiej (2008) są modele VEC wiążące wahania kursów urealnianych indeksami cen konsumenta q lub deflatorami w przetwórstwie przemysłowym q^T z aproksymującymi efekt BS relacją krajowych i zagranicznych indeksów CPI i PPI w przetwórstwie przemysłowym h^{PBS} lub relatywnymi wydajnościami pracy w przetwórstwie $l_p^T - l_p^{*T}$ (model q^T). Pozostałe determinanty kursów realnych to aktywa zagraniczne netto A^{NFA} relatywne wskaźni *terms of trade* r^{TOT} , dysparytet długookresowych realnych stóp procentowych $r - r^*$ oraz dwie miary ryzyka walutowego (B^{DX} , D^{XT} – udziały deficytu budżetowego i długu rządowego w produkcji przetwórstwa przemysłowego). Badania są prowadzone przy wykorzystaniu procedury Johansena, która we wszystkich modelach identyfikuje jeden wektor kointegrujący, wzdłuż którego przebiegają dostosowania kursów realnych. W analizie kursów q i q^T Bęza-Bojanowska (2008) wykorzystuje próbę miesięczną 1998:03–2006:12. Wnioski są następujące. Po pierwsze, niezależnie od wyboru miary ryzyka walutowego estymacja potwierdza zależność kursów realnych q i q^T od szoków podaźowych (w modelu q także szoków popytowych), *terms of trade* i dysparytetów stóp procentowych, a kierunki oddziaływania tych zmiennych są zgodne z cząstkowymi modelami teoretycznymi (rozdz. VII, pkt. 2–5). Po drugie, parametry kwantyfikujące wpływ aktywów zagranicznych netto na oba kursy realne są istotnie różne od zera, ale znaki ich ocen wskazują na aprecjacyjne skutki wzrostu zadłużenia zagranicznego. Interpretacja zaproponowana przez Bęzę-Bojanowską (2008) jest zbieżna z omawianymi wyżej interpretacjami Égerta i Lommatzsch (2003a, 2003b), Lommatzsch i Tober (2004) i Oomes (2005). Po trzecie, wpływ szoków podažo-

⁴ Wyniki badań szerszych specyfikacji modeli BEER kursu realnego PLN/EUR prezentują także Milo i Wrzesiński (2005) oraz Milo i Rutkowska (2005, 2006).

wych na kurs deflowany cenami sektora wymiennego q^T jest umiarkowany – oceny parametrów przy relatywnych wydajnościach pracy wynoszą 0,20 i 0,37 w modelach zawierających, odpowiednio, zmienne B^{DX} i D^{XT} . W modelach kursów deflowanych indeksami CPI oddziaływanie relacji krajowych i zagranicznych indeksów CPI i cen w przetwórstwie przemysłowym jest zdecydowanie silniejsze (oceny parametrów równe 1,35 i 1,51), co potwierdza oddziaływanie na q szoków podaźowych (via relatywne ceny sektora niewymiennego) i szoków popytowych.

Bęza-Bojanowska (2009) oraz Bęza-Bojanowska i MacDonald (2009) koncentrują się na analizie PLN/EUR urealnianego indeksami cen sektora wymiennego w okresie 1998:03-2007:12. Wnioski są zbliżone do sformułowanych przez Bęzę-Bojanowską (2008), ale nieco bliższa analiza wyników pozwala sformułować dwie dość istotne uwagi. Po pierwsze, wydłużenie próby o obserwacje z roku 2007 prowadzi do spadku oszacowania i spadku precyzji estymacji parametru dostosowań Δq w modelu, w którym ryzyko aproksymuje deficyt budżetowy B^{DX} , $ECT(\Delta q) = -0,085$, $t = 2,3$. Odwrotna tendencja jest obecna w modelu z długiem sektora rządowego D^{TX} ($ECT(\Delta q) = -0,167$, $t = 3,5$), co pośrednio wspiera założenia przyjęte przy wyborze aproksymanty ryzyka w modelu CHEER (rozdział VI): wykorzystanie deficytu budżetowego jako aproksymanty ryzyka walutowego na rynku złotego jest problematyczne. Po drugie, wydłużenie szeregów czasowych nie zwiększa precyzji ocen parametrów kwantyfikujących oddziaływanie relatywnych *terms of trade* i realnych stóp procentowych na kurs realny, ale jednocześnie znacząco podnosi precyzję estymacji elastyczności q^T względem relatywnych wydajności pracy. Ostatecznie Bęza-Bojanowska (2009) i Bęza-Bojanowska i MacDonald (2009) identyfikują następujące równanie równowagi:

$$q^T = \underset{(2,1)}{-0,545(r - r^*)} - \underset{(10,4)}{0,321(l_p^T - l_p^{*T})} - \underset{(2,0)}{0,471r^{TOT}} + \underset{(3,2)}{0,471A^{NFA}} + \underset{(4,7)}{0,696D^{TX}} + \hat{\mu} \quad (8.34)$$

Oddziaływanie dysparytetu stóp procentowych i relatywnych *terms of trade* na kurs realny q^T budzi uzasadnione wątpliwości. Co więcej, aprecjacyjny wpływ szoków podaźowych jest reprezentowany w modelu (8.34) przez dwie zmienne, tj. relatywną wydajność pracy oraz aktywa zagraniczne netto obejmujące FDI. Niejasna jest również zależność pomiędzy aktywami zagranicznymi netto i długiem sektora rządowego. Wątpliwości są uzasadnione, gdyż spadek A^{NFA} (wzrost długu zagranicznego) przekłada się w modelu (8.34) na aprecjację

złotego, podczas gdy wzrost D^{TX} prowadzi do osłabienia złotego i nie jest jasne do jakiego stopnia obecność jednej z tych zmiennych (uzasadniana dużą wartością ilorazu t) wynika z obecności w modelu drugiej zmiennej.

Podsumowanie

Najważniejszym powodem krytyki badań średniookresowych determinant kursów walut krajów rozwiniętych, a w jeszcze większym stopniu walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej jest eklektyzm modeli empirycznych, który przejawia się w daleko posuniętej dowolności specyfikacji i interpretacji wyników estymacji. Cechą wspólną badań prowadzonych dla obu grup krajów jest jednak coraz szersze uwzględnianie wskazań modeli teoretycznych nawiązujących bezpośrednio do nurtu NOEM oraz coraz częstsze ujednocianie i do pewnego stopnia upraszczanie specyfikacji modeli BEER. Ewolucja poglądów na temat najważniejszych średniookresowych determinant realnych kursów walutowych nie zmienia jednak faktu, że w najnowszej literaturze nadal obecne są implementacje modeli BEER, którym można zarzucić nadmierny eklektyzm specyfikacji lub arbitralny dobór potencjalnych determinant kursów realnych. Ta ostatnia uwaga odnosi się przede wszystkim do prac, których najważniejszym celem są szacunki kursów równowagi, ale ponieważ te są coraz częściej prowadzone dla walut krajów słabiej rozwiniętych (np. Loko i Tuladhar, 2005; Iimi, 2006; Zalduendo, 2006; Chudik i Mongardini, 2007; Roudet i in., 2007; Al-Shehabi i Ding, 2008), krytykę może łagodzić niedostępność odpowiednich szeregów czasowych lub też niska jakość danych.

Przegląd najnowszych badań wskazuje, że w najbliższych latach empiryczne badania średniookresowych determinant kursów walutowych mogą ewoluować w dwóch kierunkach. Po pierwsze, skutkiem utrzymującego się zainteresowania wykorzystaniem nieliniowych modeli STAR w analizach kursów walutowych mogą być próby ich syntezy z behawioralnymi modelami kursów walutowych równowagi (np. Sager, 2006 oraz Béreau i in., 2010). Po drugie, coraz szerszą akceptacją cieszą się hipotezy formułowane na podstawie modeli teoretycznych lokujących się w nurcie nowej makroekonomii gospodarki otwartej. Dlatego też można oczekiwać, iż próby ustalenia listy „wszystkich” średniookresowych determinant kursów walutowych w ramach jednorodniowych modeli zredukowanych zostaną zastąpione badaniami mającymi na celu weryfikację precyzyjnie formułowanych hipotez.

W przedstawionych w następnym rozdziale badaniach średniookresowych determinant kursu PLN/EUR empirycznych przyjęto jeszcze inną perspektywę. Celem kointegracyjnej analizy modelu VEC, obejmującego jednocześnie zmienne obecne w krótkookresowym modelu CHEER oraz zmienne wskazywane w modelach teoretycznych jako średniookresowe determinanty kursu walutowego, jest konstrukcja szerszego systemu, w którym dostosowania kursu przebiegałyby jednocześnie wzdłuż ścieżek równowagi w różnych horyzontach czasowych. Potwierdzenie tak zdefiniowanej, szerokiej hipotezy badawczej byłoby pośrednim potwierdzeniem hipotezy gospodarki niedoskonałej wiedzy Frydmana i Goldberga (2007).

Rozdział IX

HYBRYDOWY MODEL KURSU ZŁOTY/EURO W OKRESIE 1999:01–2011:06

Wprowadzenie

Modele CHEER i BEER są alternatywnymi transformacjami równania nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych. Dlatego też w badaniach empirycznych naturalnym rozwiązaniem wydaje się – przynajmniej w pierwszym przybliżeniu – próba empirycznego rozstrzygnięcia, która z nich identyfikuje ścieżkę równowagi kursu walutowego. Sprowadzenie problemu modelowania kursu walutowego do dyskryminacji między modelami CHEER i BEER jest jednak nadmiernym uproszczeniem.

Przyjmując za punkt wyjścia modele CHEER i BEER z długoterminowymi stopami procentowymi i stałą premią za ryzyko:

$$q^T = -\varphi_1((i - \Delta p^T) - (i^* - \Delta p^{*T})) + \varphi'_{2(k)} z_{(k)} \quad (9.1)$$

gdzie z jest wektorem średniookresowych determinant kursu realnego, łatwo zauważyć, że model CHEER jest szczególnym przypadkiem modelu (9.1) ze stałymi (lub stacjonarnymi) oczekiwaniami kursowymi. Interpretacja jest jednak inna, gdy analizowana jest zależność kursu realnego od stóp krótkoterminowych, a o kształtowaniu kursu walutowego współdecyduje premia za ryzyko. W standardowym modelu UIP ryzyko walutowe jest postrzegane jako autonomiczna przyczyna wahań kursów walutowych w krótkim okresie, ale nie można wykluczyć jednocześnie sytuacji, w której wahania ryzyka kształtują oczekiwania kursowe i właśnie ta druga interpretacja leży u podstaw empirycznego modelu kursu PLN/EUR, który pozytywnie zweryfikowano w rozdziale VI. Model CHEER identyfikuje wówczas krótkoterminowe determinanty kursu realnego utożsamiane z przepływami krótkoterminowych kapitałów spekulacyjnych i strategiami *carry trade*:

$$q^T = -\varphi_3((i - \Delta p^T) - (i^* - \Delta p^{*T})) + \varphi_4 \lambda \quad (9.2)$$

Podstawowy problem napotykaną przy dyskryminacji między modelami CHEER i BEER wynika stąd, że nie definiują one sekwencji hipotez zagnieżdżonych, gdyż średniokresowe determinanty $z_{(k)}$ zawierają inną informację niż krótkookresowa premia za ryzyko.

Niezagnieżdżenie modelu CHEER w modelu BEER przestaje być problemem empirycznym, gdy obu modelom nadamy interpretację równań identyfikujących odchylenia kursu realnego od poziomu PPP, które wynikają z oczekiwań kursowych formułowanych przez różne podmioty gospodarcze w różnych horyzontach czasowych. Takie przeformułowanie problemu identyfikacji nawiązuje bezpośrednio do założeń hipotezy gospodarki niedoskonałej wiedzy IKE, zgodnie z którą nie jest możliwe aprioryczne określenie mechanizmów determinujących oczekiwania. Jeśli zatem w krótkim okresie o wahaniami kursów realnych decydują różnice stóp procentowych i wahania ryzyka, zaś oczekiwania średniokresowe są powiązane z takimi zmiennymi fundamentalnymi jak relatywne produktywności czynników produkcji czy aktywa zagraniczne netto, to naturalnym podejściem w modelowaniu kursu realnego jest analiza hybrydowego modelu VEC obejmującego zmienne obecne w równaniach (9.1)–(9.2), w którym dopuszcza się istnienie więcej niż jednego wektora kointegrującego definiującego trajektorię równowagi kursu realnego. Takie podejście oznacza przyjęcie założenia, zgodnie z którym kursy realne mogą być opisywane przez różne równania równowagi w różnych horyzontach czasowych, a dostosowania realnych kursów walutowych mogą przebiegać jednocześnie wzdłuż różnych ścieżek równowagi.

Powyższa propozycja konstrukcji modelu hybrydowego, łączącego różne schematy formułowania oczekiwań prowadzi do pytania o to czy badania krótko- i średniokresowych determinant nie powinny być prowadzone w dwóch różnych modelach empirycznych. W praktyce możliwe są dwa rozwiązania (por. Juselius, 2006, rozdz. 19). W prostszym przypadku analiza może polegać na rozłącznej analizie systemów cząstkowych (tutaj: modelu CHEER i modelu BEER) a następnie skonstruowaniu modelu zawierającego wszystkie zmienne obecne w modelach cząstkowych, a następnie na kwantyfikacji dostosowań tych zmiennych do zidentyfikowanych uprzednio wektorów kointegrujących (np. Juselius, 1992). Drugie rozwiązanie polega z kolei na stopniowym poszerzaniu informacji wykorzystywanej w analizie związków równowagi i jest określane przez Juselius (2006, s. 349–352) mianem strategii *od-szczegółu-do-ogółu* (*from-specific-to-general*, FSTG). W strategii FSGT wykorzystywana jest cecha inwariantności wektorów kointegrujących, która przejawia się tym, że wektor kointegrujący zidentyfikowany w mniejszym systemie VEC będzie także definiował ścieżkę równowagi w systemie VEC zawierającym poszerzoną listę

zmiennych. Odnosząc tę własność do wyników analizy kointegracyjnej modelu CHEER należy zatem oczekiwać, że w rozszerzonym modelu VEC $y_{(m)} = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}, i, i^*, U^{DST}, h^{BS}, A^{NFA}, \dots]^T$ będą obecne relacje kointegrujące zidentyfikowane w rozdziale VI.

Podstawowa korzyść wynikająca z zastosowania procedury Juselius FSTG wynika stąd, że sekwencyjne poszerzanie zbioru informacji pozwala rozstrzygać czy dodatkowe zmienne (dokładniej: generujące je trendy stochastyczne) wnoszą dodatkową informację o zidentyfikowanych wcześniej zależnościach równowagi. W szczególnym przypadku, gdy w rozszerzonym systemie VEC nie zwiększa się liczba wektorów kointegrujących, dodatkowe zmienne nie tylko nie kointegrują się ze zmiennymi wyjściowego modelu VEC, ale również nie są skointegrowane wzajemnie. W takim przypadku ich uwzględnienie w systemie VEC nie wiąże się ze zwiększeniem informacji o relacjach kointegrujących. Jeśli ponadto standardowe testy wykluczenia (*exclusion test*, Dennis, 2006, s. 72–72) dają podstawy do ich usunięcia z modelu VEC, to jest to istotna informacja o potencjalnych determinantach zmiennych, których ścieżki długookresowe opisują poszczególne wektory kointegrujące. Tę ostatnią uwagę można odnieść bezpośrednio do omawianych w poprzednim rozdziale empirycznych modeli BEER o bogatych specyfikacjach (np. model (8.34)), ale które są jednocześnie budowane wokół tylko jednego wektora kointegrującego, co oznacza brak jakichkolwiek zależności równowagowych pomiędzy regresorami w równaniach kursu realnego. Wątpliwości związane z potencjalnym „przeparametryzowaniem” równań równowagi w modelach BEER pojawiają się także wtedy, gdy przy niezmienionej liczbie wektorów kointegrujących uwzględnienie dodatkowych zmiennych pozwala na zmniejszenie odchyień od trajektorii równowagi (w modelu VEC- $I(1)$: reszty $\beta_{v(m)} y_{(m)t}$ i $\beta_{v(m)} R_{it}$) i nie jest jednocześnie możliwe nałożenie restrykcji zerowych na związane z nimi parametry równowagi. Juselius (2006, s. 351) podkreśla, że takie wyniki są typowe dla badań prowadzonych w mało liczebnych próbach lub modelach VEC z błędami specyfikacji.

Wnioski są inne, gdy oparte na modelach teoretycznych rozszerzenia systemu VEC prowadzą do wzrostu liczby zidentyfikowanych relacji równowagi: dodatkowe zmienne są generowane przez trendy stochastyczne obecne w kursie realnym lub jego determinantach, a to z kolei oznacza możliwość identyfikacji dodatkowych relacji równowagi, w tym alternatywnych relacji kointegrujących dla kursu realnego. Pojawia się wówczas problem strukturalizacji dodatkowych wektorów kointegrujących, który jest stosunkowo łagodny przy niewielkim wzroście wymiaru przestrzeni kointegracyjnej. Juselius (2006) wskazuje, że w przypadku pojawienia się tylko jednego dodatkowego wektora kointegrującego najłatwiejszym sposobem strukturalizacji rozszerzonego systemu VEC jest

nałożenie restrykcji obecnych w wyjściowym modelu VEC, a następnie analiza ocen parametrów równowagi (dodatkowa kolumna macierzy β) i parametrów dostosowań (dodatkowy wiersz macierzy α), i próba nałożenia restrykcji strukturalizujących spójnych z modelami teoretycznymi. Trudności związane ze strukturalizacją ulegają jednak zwielokrotnieniu, gdy wzrost liczby wektorów kointegrujących jest znaczny, a struktura restrykcji niejasna.

Wnioski formułowane na podstawie empirycznych modeli BEER, a w szczególności wyniki analiz zależności kursów realnych od efektów majątkowych i mechanizmów identyfikowanych w modelach NOEM, uzasadniają zawężenie listy determinant kursów realnych definiowanych dla cen sektora *tradables* do aproksymanty efektu Balassy-Samuelsona, aktywów zagranicznych netto i wskaźników *terms of trade*. Prezentowane w dalszej części rozdziału badania empiryczne kursu walutowego PLN/EUR uwzględniają ten fakt, a sekwencja rozszerzeń modelu CHEER przedstawionego w rozdziale VI polega w pierwszym kroku na dołączeniu aproksymanty efektu Balassy-Samuelsona, w drugim zaś na rozszerzeniu specyfikacji o aktywa zagraniczne netto i relatywne wskaźniki *terms of trade*.

1. Premia za ryzyko, efekt Balassy-Samuelsona i modele NOEM

Przegląd badań empirycznych kursów walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej (Égert i in., 2004, 2007) i krajowych badań kursu złotego (Bęza-Bojanowska, 2008, 2009, Bęza-Bojanowska i MacDonald, 2009) wskazuje na rozbieżność między wskazaniem modeli NOEM, zgodnie z którymi wzrost TFP indukuje deprecjację q^T , i własnościami kursów urealnianych cenami sektora *tradables*, które w okresie następującym po szoku transformacyjnym i poprzedzającym kryzys *subprime* charakteryzowały się trendami aprecjacyjnymi o różnej skali. Wyjaśnienia przyczyn aprecjacji są standardowe. Akcentowane jest przede wszystkim znaczenie wzrostu konkurencyjności pozacenowej (związanej z transferami technologii, aproksymowanej przez relatywne wydajności pracy) oraz pośredni, następujący przez komponent *non-tradables* w deflatorach sektora wymiennego, wpływ efektu Balassy-Samuelsona. Zakwestionowanie wniosku o „immanentnym” trendzie aprecjacyjnym kursów realnych walut krajów CEE jest stosunkowo proste w przypadku badań Égerta i in. (2004) i (2007), gdyż autorzy koncentrują się na analizie kursu deflowanego indeksami cen produkcji przemysłowej ogółem, a wadą tych ostatnich jest to, że zależą one w znacznej mierze od (istotnego w badanym okresie, np.) wzrostu cen regulowa-

nych. Sformułowanie analogicznych zastrzeżeń w odniesieniu wniosków Bęzy-Bojanowskiej (2008, 2009) i Bęzy-Bojanowskiej i MacDonalda (2009) nie jest już możliwe, gdyż ceny sektora wymiennego aproksymuje deflator produkcji w przemyśle przetwórczym, a to oznacza, że hipotezę o wpływie dodatnich szoków podaźowych na realny kurs złotego względem euro q^T należy traktować jako pełnoprawną alternatywę wobec postawionej w rozdziale VI hipotezy o powiązaniach kursu realnego z wahaniami ryzyka walutowego.

Analizę potencjalnej zależności kursu realnego q^T od mechanizmów podaźowych przeprowadzono w ramach systemów VEC konstruowanych na podstawie danych obejmujących różne okresy. Podobnie jak w modelu CHEER rozważono próbę 1999:01–2009:09, w której nie występują poważniejsze symptomy zmian strukturalnych w relacjach równowagi, i próbę wydłużoną 1999:01–2011:06. Analizą objęto system $y_{(m)} = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}, i^S, i^{*S}, h^{BS}, U^{DST}; t]'$; gdzie: $h^{BS} = (l_P^T - l_P^{NT}) - (l_P^{*T} - l_P^{*NT})$, l_P^T , l_P^{*T} , l_P^{NT} , l_P^{*NT} – wydajności pracy w krajowym i zagranicznym sektorze *tradables* i *non-tradables*; wydajność pracy w sektorze *tradables* jest aproksymowana przez relację wartości dodanej brutto w przemyśle ogółem i liczby pracujących w przemyśle; wydajność pracy w sektorze *non-tradables* reprezentuje iloraz wartości dodanej brutto i liczby pracujących poza przemysłem.

Wstępny etap badań polegał na ustaleniu optymalnego opóźnienia ($S = 3$) oraz identyfikacji możliwie krótkiej listy zmiennych sztucznych zapewniających satysfakcjonujące własności stochastyczne modelu.

Tabela 9.1. Testy słabej egzogeniczności h^{BS} i U^{DST}

| V | 1999:01–2009:09 | | | | 1999:01–2011:06 | | | |
|---|-------------------------------------|-----------|--------------------------------------|-----------|-------------------------------------|-----------|--------------------------------------|-----------|
| | Model ze zmiennymi zero-jedynkowymi | | Model bez zmiennych zero-jedynkowych | | Model ze zmiennymi zero-jedynkowymi | | Model bez zmiennych zero-jedynkowych | |
| | h^{BS} | U^{DST} | h^{BS} | U^{DST} | h^{BS} | U^{DST} | h^{BS} | U^{DST} |
| 1 | 0,490 | 0,905 | 0,387 | 0,771 | 0,271 | 0,664 | 0,519 | 0,973 |
| 2 | 0,779** | 0,386** | 0,643** | 0,677** | 0,464** | 0,857** | 0,517** | 0,996** |
| 3 | 0,778* | 0,133* | 0,806* | 0,252* | 0,650* | 0,428* | 0,720* | 0,866* |
| 4 | 0,884 | 0,211 | 0,909 | 0,256 | 0,195 | 0,318 | 0,223 | 0,405 |
| 5 | 0,302 | 0,301 | 0,955 | 0,371 | 0,018 | 0,409 | 0,138 | 0,545 |
| 6 | 0,358 | 0,037 | 0,956 | 0,215 | 0,006 | 0,023 | 0,169 | 0,259 |

Objanienia: w tabeli podano graniczne poziomy istotności. Gwiazdkami wyróżniono graniczne poziomy istotności w modelach VEC o liczbie wektorów kointegrujących wskazywanej przez test *Trace* (*) i test *Trace* z korektą Bartletta (**). W modelu opartym na próbie 1999:01–2011:06 założono obecność zmiany strukturalnej od kwietnia 2009.

W drugim kroku przeprowadzono testy słabej egzogeniczności premii za ryzyko U^{DST} i efektu Balassy-Samuelsona h^{BS} . Wyniki zestawione w tabeli 9.1 prowadzą do jednoznacznego wniosku o słabej egzogeniczności obu zmiennych, jeśli tylko liczba wektorów kointegrujących nie jest większa niż 4. Ponieważ we wszystkich rozważanych modelach VEC testy kointegracji *Trace* i *Trace* z korektą Bartletta wskazują na obecność odpowiednio 3 lub 2 warunków równowagi, w następnym etapie rozważono warunkowy system VEC-I(1) w okresie 1999:01–2011:06 ze słabo egzogeniczną premią za ryzyko i aproksymantą mechanizmu Balassy-Samuelsona:

$$y_{(n)}^E = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}, i^S, i^{*S}; t, c0904]' \quad (9.3a)$$

$$y_{(h)}^X = [U^{DST}, h^{BS}]' \quad (9.3b)$$

Tabela 9.2. Test kointegracji *Trace* i pierwiastki charakterystyczne macierzy stowarzyszonej w modelu VEC-I(1) (9.3), 1999:01–2011:06

| v | <i>Trace</i> | <i>Trace</i> (B) | p -value | p -value (B) | λ_m^{MAX} |
|-----|--------------|------------------|------------|----------------|-------------------|
| 0 | 213,60 | 191,96 | 0,000 | 0,000 | 0,9699 |
| 1 | 115,28 | 102,07 | 0,004 | 0,004 | 0,9135 |
| 2 | 60,88 | 51,63 | 0,066 | 0,278 | 0,9135 |
| 3 | 28,05 | 24,27 | 0,453 | 0,674 | 0,6952 |
| 4 | 7,45 | 6,98 | 0,839 | 0,871 | 0,6952 |

Objaśnienia: (B) wyróżnia wariant testu *Trace* z małopróbkową korektą Bartletta.

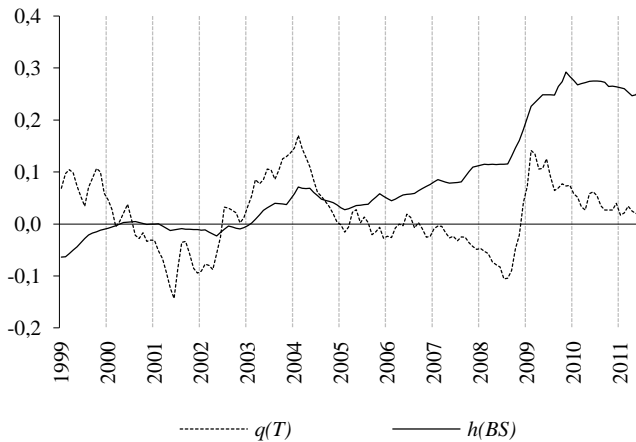
Wskazania testów kointegracji w systemie warunkowym nie ulegają zmianie: test *Trace* z małopróbkową korektą Bartletta potwierdza obecność dwóch warunków równowagi (i taki wynik odpowiada trzem bliskim jedności modułom pierwiastków macierzy towarzyszącej), podczas gdy wynik testu *Trace* daje podstawy do rozważenia trzech wektorów kointegrujących (tab. 9.2). Wyniki estymacji parametrów równowagi i parametrów dostosowań w modelach VEC z dwoma wektorami kointegrującymi zawarto w tabeli 9.3. Wnioski są następujące. Po pierwsze, skala wpływu relatywnych wydajności pracy na realny kurs walutowy q^T okazuje się empirycznie nieodróżnialna od zera. Wprawdzie znak oszacowania parametru równowagi przy zmiennej h^{BS} w pierwszym wariancie modelu (tab. 9.3, górny panel) wskazuje na aprecjacyjne oddziaływanie efektu Balassy-Samuelsona, a ocena jest zbliżona do uzyskanej przez Bęzę-Bojanowską (2009) i Bęzę-Bojanowską i MacDonalda (2009) (równanie (8.34)), to zarówno małe ilorazy t , jak i wyniki testów wykluczenia zmiennych sugerują

Tabela 9.3. Estymacja parametrów modelu VEC- $I(1)$ (9.3), 1999:01–2011:06

| | q^T | Δp^T | i^S | Δp^{*T} | i^{*S} | U^{DST} | h^{BS} | $c0904$ | t |
|--|------------------------|------------------------|----------------|-----------------|---|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|
| β'_1 | -0,023 (3,7) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | -0,026 (1,3) | 0,0037 (1,3) | 0,00005 (1,9) |
| β'_2 | 1 | -7,646 (6,5) | 7,646 (6,5) | 7,646 (6,5) | -7,646 (6,5) | -0,145 (5,6) | 0,262 (1,6) | -0,146 (4,3) | 0 |
| α'_1 | -1,007 (3,0) | -0,777 (8,4) | 0,023 (5,6) | -0,338 (5,0) | 0,004 (2,7) | 0 | 0 | - | - |
| α'_2 | -0,215 (6,4) | . | 0,002 (5,2) | . | . | 0 | 0 | - | - |
| LR = 0,442 | | | | | | | | | |
| AR(1) = 0,118 AR(2) = 0,221 AR(3) = 0,290 AR(4) = 0,553 | | | | | DH = 0,000 ARCH(1) = 0,016 ARCH(2) = 0,062 | | | | |
| | q^T | Δp^T | i^S | Δp^{*T} | i^{*S} | U^{DST} | h^{BS} | $c0904$ | t |
| β'_1 | -0,0206 (3,4) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,00002 (2,8) |
| β'_2 | 1 | -7,070 (5,9) | 7,070 (5,9) | 7,070 (5,9) | -7,070 (5,9) | -0,154 (5,8) | 0,190 (1,1) | -0,146 (4,3) | 0 |
| α'_1 | -0,868 (2,7) | -0,740 (8,4) | 0,021 (5,5) | -0,319 (4,9) | 0,004 (2,4) | 0 | 0 | - | - |
| α'_2 | -0,209 (6,4) | . | 0,002 (5,0) | 0,013 (1,9) | . | 0 | 0 | - | - |
| LR = 0,526 | | | | | | | | | |
| AR(1) = 0,100 AR(2) = 0,242 AR(3) = 0,293 AR(4) = 0,558 | | | | | DH = 0,000 ARCH(1) = 0,014 ARCH(2) = 0,054 | | | | |

Objaśnienia: w nawiasach podano moduły ilorazów t . Kropka oznacza, że moduł ilorazu t jest mniejszy od 2. LR – test ilorazu wiarygodności restrikcji preidentyfikujących, AR(s) – test LM autokorelacji rzędu s , ARCH(s) – test LM efektu ARCH rzędu s , DH – test Doornika-Hansena łącznej normalności składnika losowego. Dla testów LR, AR(s), ARCH(s) i DH podano graniczne poziomy istotności. Odrzucenie hipotezy zakładającej normalność składnika losowego wynika z leptokurtyczności reszt w równaniach stóp procentowych.

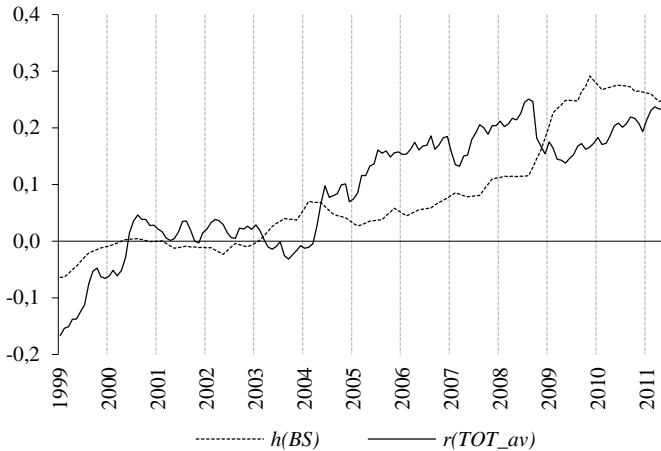
jednoznacznie usunięcie relatywnych wydajności pracy z systemu VEC. Taki wynik jest spójny z formułowaną wyżej tezą o anomalii aprecyjnej w okresie bezpośrednio poprzedzającym kryzys *subprime* i stawia jednocześnie pod znakiem zapytania tezę, zgodnie z którą w średnim horyzoncie czasowym należy oczekiwać nie tylko aprecjacji kursu PLN/EUR deflowanego indeksami CPI, ale również aprecjacji kursu realnego definiowanego dla cen *tradables*. Po drugie, zastrzeżenia budzi precyzja oszacowań parametru wskazującego na obecność w analizowanej próbie procesów deflacyjnych. Wykluczenie z modelu trendu deterministycznego nie prowadzi jednak do rewizji wniosku o nieistotnym oddziaływaniu h^{BS} na realny kurs walutowy q^T i inflację krajową Δp^T .



Rysunek 9.1. Realny kurs walutowy PLN/EUR q^T i relatywne sektorowe wydajności pracy h^{BS} , 1999:01–2011:06

Wstępnego wyjaśnienia przyczyn niemożności empirycznego potwierdzenia zależności kursu realnego q^T od aproksymanty efektu Balassy-Samuelsona h^{BS} dostarcza analiza graficzna wahań obu zmiennych. Rysunek 9.1 przedstawia kształtowanie się q^T i h^{BS} w okresie 1999:01–2011:06. Wnioski są klarowne: realny kurs walutowy charakteryzuje się oscylacjami wokół poziomu przeciętnego, zaś miara efektu BS wskazuje stałą tendencję wzrostową z nieco większymi wahaniami w okresie przystępowania Polski do Unii Europejskiej i w okresie kryzysu *subprime*. Wstępna analiza wskazuje zatem, że warunkiem identyfikacji relacji równowagi między h^{BS} a kursem realnym q^T jest uwzględnienie w modelu VAR dodatkowej zmiennej, która, podobnie jak aproksymanta

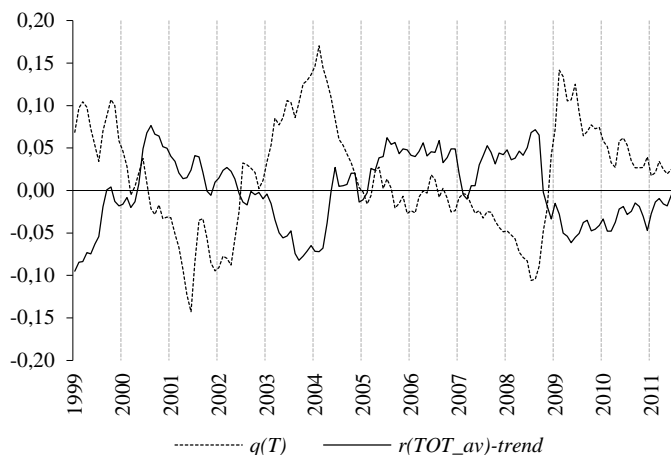
efektu BS, charakteryzowałyby się trwałym trendem i oscylacjami podobnymi do obserwowanych w przypadku relatywnej krajowej i zagranicznej wydajności pracy w sektorze wymiennym.



Rysunek 9.2. Relatywne sektorowe wydajności pracy h^{BS} i wskaźniki *terms of trade* r^{TOT} , 1999:01–2011:06

Objaśnienie: dla relatywnych wskaźników *terms of trade* podano średnie trzymiesięczne.

Przyczyn niemożności potwierdzenia efektu Balassy-Samuelsona w waha- niach kursu złotego deflowanego cenami sektora wymiennego można poszuki- wać w modelach NOEM. Przypomnijmy zatem, że zgodnie z wynikami analiz Benigno i Thoenissen (2003) wzrost TFP w sektorze *tradables* prowadzi do spadku *terms of trade* i deprecjacji kursu deflowanego cenami sektora wymien- nego q^T , która ostatecznie okazuje się większa od aprecjacji kursu urealnianego ogólnym indeksem cen q wynikającej ze wzrostu cen w sektorze wymiennym. Wstępna analiza szeregów czasowych h^{BS} i relatywnych *terms of trade* r^{TOT} (gdzie: $r^{TOT} = (p^E - p^M) - (p^{*E} - p^{*M})$, p^E , p^M , p^{*E} , p^{*M} – krajowe i zagra- niczne deflatory eksportu i importu) uzasadnia rozważenie takiego mechanizmu w modelach kursu realnego złotego q^T . Na rysunku 9.2 przedstawiono trajektorie relatywnych wydajności pracy h^{BS} i trzymiesięcznej średniej ruchomej wskaźników *terms of trade* r^{TOT} . I w tym przypadku wnioski są jednoznaczne. Po pierwsze, obie zmienne charakteryzują się trendami wzrostowymi. Po drugie, w okresach, w których występuje dodatnie odchylenie h^{BS} od trendu obser- wowane jest jednocześnie ujemne odchylenie r^{TOT} .



Rysunek 9.3. Realny kurs walutowy PLN/EUR q^T i relatywne wskaźniki *terms of trade* r^{TOT} (odchylenia do trendu), 1999:01–2011:06

Powyższe własności szeregów czasowych prowadzą do zdefiniowania strategii modelowania kursu realnego PLN/EUR. Wstępny i niesprzeczny ze wskazaniami modeli NOEM wniosek o deprecjacyjnych skutkach ujemnego odchylenia r^{TOT} od trendu (rys. 9.3) nie budzi poważniejszych zastrzeżeń i może być w związku z tym traktowany jako hipoteza robocza w alternatywnym wariantcie modelu kursu realnego. Warunkiem koniecznym potwierdzenia zależności przyczynowo-skutkowych wiążących kurs realny z relatywnymi wskaźnikami *terms of trade* jest jednak wyjaśnienie przyczyn systematycznego wzrostu r^{TOT} .

2. Realny kurs PLN/EUR i zmienne fundamentalne – uogólnienie problemu i hipotezy badawcze

Identyfikacja przyczyn trwałej tendencji wzrostowej relatywnych wydajności pracy i relatywnych wskaźników *terms of trade* nie jest kłopotliwa. Przegląd literatury jednoznacznie wskazuje, że wzrost produktywności czynników produkcji należy wiązać przede wszystkim z napływem bezpośrednich inwestycji zagranicznych oraz skutkami ich dyfuzji (*spillovers*) w krajach, do których te inwestycje są kierowane. Omówienie modeli teoretycznych i wyników badań

zależności między FDI i h^{BS} wykracza daleko poza ramy tej monografii (opracowania przeglądowe: Fan, 2003, Welfe (red.), 2007; także: Lim, 2001). Ograniczając dyskusję do najważniejszych prac poświęconych powiązaniom TFP i FDI należy wskazać przede wszystkim przełomową pracę Hymera (1960) (także: Dunning i Rugman, 1985), w której po raz pierwszy przedstawiono krytykę neoklasycznych modeli portfelowych, w których – przy braku frykcji rynkowych – przepływy kapitałów są indukowane wyłącznie przez różnice stóp procentowych. Hymer (1960) zaproponował przesunięcie akcentu z analizy portfelowej na analizę strategii przedsiębiorstw międzynarodowych (*multinational enterprise*) i międzynarodowe transfery aktywów niefinansowych (m.in. wiedzy i technologii), czego celem jest zwiększenie udziału przedsiębiorstwa na rynkach międzynarodowych. Caves (1974) zaproponował rozszerzenie analizy Hymera (1960) wskazując, że czynnikiem decydującym o pojawieniu się strumienia bezpośrednich inwestycji zagranicznych jest przewaga konkurencyjna nad firmami krajowymi. Badanie ma charakter empiryczny, a testowana jest hipoteza, zgodnie z którą stopa zysku firm krajowych jest malejąca funkcją presji konkurencyjnej wywieranej przez przedsiębiorstwo międzynarodowe. Wyniki empiryczne potwierdzają istnienie takiej zależności w gospodarkach Kanady i Australii. Analiza skutków przepływów i dyfuzji FDI jest podejmowana szerzej przez Findlaya (1978), który bada hipotezę, iż pozytywne efekty napływu FDI są tym większe, im większa jest luka technologiczna, a skala dyfuzji FDI jest tym większa, im większa jest otwartość kraju na napływ inwestycji zagranicznych. O dodatnim oddziaływaniu napływu FDI na stopę wzrostu decyduje „zarazanie” gospodarek słabiej rozwiniętych nowoczesnymi technologiami, które dokonuje się poprzez dostosowania firm bezpośrednio kooperujących z przedsiębiorstwami międzynarodowymi.

Modele dyfuzji bezpośrednich inwestycji zagranicznych analizowane przez Cavesa (1974) i Findlaya (1978) mieszczą się w szeroko definiowanym nurcie teorii organizacji przemysłowych (*industrial organization theory*, por. Fan, 2003). Alternatywne podejście w analizach napływu FDI polega na stosowaniu rozszerzeniach modeli endogenicznego wzrostu i uwzględnieniu FDI w sposób analogiczny do przyjmowanego m.in. w pracach Romera (1990) oraz Mankiwa i in. (1992) w badaniach wpływu na wzrost gospodarczy takich zmiennych jak kapitał ludzki czy nakłady na badania i rozwój, B+R (por. Wang, 1990, szersza dyskusja w: Welfe (red.), 2007). Dostrzegane są również powiązania intensywnych napływów FDI ze zmianami struktury inwestycji finansowanych ze źródeł krajowych, tj. jednoczesne zanikanie (*crowding-in*) i akceleracja inwestycji krajowych w różnych gałęziach (Borensztein i in., 1998) i analizowane są związki FDI ze specjalizacją krajów w produkcji wybranych dóbr wymiennych

(Walz, 1997). Ważnym nurtem w badaniach jest ponadto ocena zdolności absorpcyjnych krajów, do których kierowane są bezpośrednie inwestycje zagraniczne, a teza Findlaya (1978), zgodnie z którą dyfuzja FDI jest silniejsza w przypadku większej luki technologicznej, jest konfrontowana z konkurencyjną hipotezą z pracy Glass i Saggi (2002), iż większa luka technologiczna ogranicza możliwości absorpcyjne i ogranicza tym samym skalę dyfuzji bezpośrednich inwestycji zagranicznych (por. Bijsterbosch i Kolasa, 2010).

Choć modele teoretyczne uzasadniają weryfikację zależności tempa wzrostu gospodarczego od nasycenia gospodarki bezpośrednimi inwestycjami zagranicznymi, to w ogólnym przypadku wyników badań empirycznych nie można uznać za jednoznaczne. Lim (2001) wskazuje, że o ile badania prowadzone dla krajów rozwiniętych potwierdzają pozytywny wpływ FDI na wzrost, to już w przypadku krajów Ameryki Łacińskiej wyniki są mieszane i przykładom analiz potwierdzających istotną rolę FDI można przeciwstawić prace, w których podobnych zależności już nie zidentyfikowano. Obserwowane są jednocześnie dość duże różnice ocen parametrów mierzących skalę w jakiej napływy bezpośrednich inwestycji zagranicznych przekładają się przyspieszenie tempa wzrostu gospodarczego, co w ogólnym przypadku można wiązać ze zróżnicowaniem kapitału ludzkiego i zdolności absorpcyjnych w różnych krajach. Badania empiryczne prowadzone dla gospodarek krajów Europy Środkowo-Wschodniej nie budzą podobnych zastrzeżeń. Pozytywny wpływ FDI na wzrost gospodarczy potwierdzają m.in. Barrell i Holland (2000) oraz Damijan i Rojec (2007). Podobne wnioski formułują Bijsterbosch i Kolasa (2010), którzy nie tylko potwierdzają istnienie zależności między napływem FDI i wzrostem TFP, ale również zwracają uwagę na rolę kapitału ludzkiego w absorpcji FDI w przetwórstwie przemysłowym oraz na heterogeniczny charakter dyfuzji FDI w poszczególnych sekcjach gospodarki.

Specyfikacje modeli empirycznych nawiązujących bezpośrednio do modeli wzrostu endogenicznego są stosunkowo proste i wiążą zmiany TFP ze strumieniem FDI oraz dodatkowymi zmiennymi kontrolnymi. Bijsterbosch i Kolasa (2010) analizują model $\Delta l_p = \varphi_1 \Delta A^{FDI} + \varphi_2 (l_p - l_p^*) + \varphi'_{3(k)} z_{(k)}$, gdzie A^{FDI} oznacza udział skumulowanych napływów FDI w wartości dodanej brutto, zaś $z_{(k)}$ jest wektorem dodatkowych zmiennych takich jak aproksymanta kapitału ludzkiego, stopa inwestycji, importochłonność i aproksymanta nakładów na badania i rozwój. Łatwo zatem zauważyć, że omawiany w poprzednim rozdziale model kursu realnego Alberoli i Navii (2008), w którym dodatkowo weryfikowana jest hipoteza o zależności relatywnej wydajności pracy od napływu FDI (dla Polski: $l_p - l_p^* = 0,91A^{FDI} + \hat{\mu}$) może być postrzegany jako jedna z pierwszych prób pośredniego powiązania wahań kursów realnych dyfuzją bezpo-

dnich inwestycji zagranicznych, w której wykorzystywane są predykcje modeli endogenicznego wzrostu.

Sformalizowany model powiązań kursów realnych z FDI prezentują Buliř i Šmidkova (2005). Punktem wyjścia jest standardowy model IS-LM rozszerzony o równanie nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych oraz funkcję produkcji uwzględniającą *explicite* napływ FDI. Analizowana jest mała, otwarta gospodarka o suboptymalnym poziomie zakumulowanego kapitału. Napływ bezpośrednich inwestycji zagranicznych jest przyczyną wzrostu zadłużenia zagranicznego, ale jednocześnie funkcja produkcji charakteryzuje się rosnącymi efektami skali. W modelu zakłada się zbieżność długu zagranicznego do poziomu pożądanego. Buliř i Šmidkova (2005) analizują skutki alternatywnych scenariuszy obejmujących nieoczekiwany wzrost popytu zagranicznego, wzrost początkowego poziomu zadłużenia oraz nieoczekiwany, podtrzymany wzrost FDI. W tym ostatnim przypadku wskazania modelu są jednoznaczne: skutkiem trwałego dodatniego szoku podażowego jest przyrost majątku trwałego, wzrost produkcji oraz aprecjacja waluty kraju, do którego kierowane są bezpośrednio inwestycje zagraniczne.

Powiązanie wzrostu wskaźników *terms of trade* z napływem bezpośrednich inwestycji zagranicznych nie jest kłopotliwe. Istnienie takiej zależności potwierdzają niektóre badania empiryczne. Aitken i in. (1997) znajdują empiryczne potwierdzenie tezy, zgodnie z którą napływy FDI do sektora wymiennego prowadzą do pojawienia się (lub wzmocnienia) efektów podażowych i wzrostu eksportu. Walz (1997) kładzie akcent na znaczenie specjalizacji w produkcji towarów wymiennych. Analogiczne kierunki badań można proponować odwołując się do omawianych już wyżej wniosków Choudhriego i Khana (2005): jeśli specjalizacja umożliwia szersze stosowanie strategii PTM, ta ostatnia może decydować o wzroście r^{TOT} pod warunkiem odpowiedniego wzrostu technologicznego zaawansowania i jakości produkcji sektora wymiennego. Uzasadniona jest zatem teza, iż indukowany przez napływ FDI wzrost konkurencyjności pozacenowej (Aglietta i in. (1998)) może prowadzić do sytuacji, gdy trendy wzrostowe relatywnych wydajności pracy i wskaźników *terms of trade* mają wspólne źródła lub sytuacji, gdy wzrost r^{TOT} nie wynika z deprecjacji kursu realnego a podtrzymanie odpowiedniego strumienia eksportu netto następuje także przy wzroście cen zbytu krajowych *tradables* w walutach zagranicznych importerów.

Powyższa dyskusja pozwala sformułować następujące wnioski:

– empiryczne badania kursów walutowych powinny obejmować weryfikację hipotezy o potencjalnej relacji równowagi pomiędzy stopniem nasycenia

gospodarki krajowej bezpośrednimi inwestycjami zagranicznymi i wzrostem relatywnych wydajności pracy;

– należy rozważyć alternatywny kanał oddziaływania FDI na kursy realne, tj. potencjalne powiązania wydajności pracy ze wskaźnikami *terms of trade*;

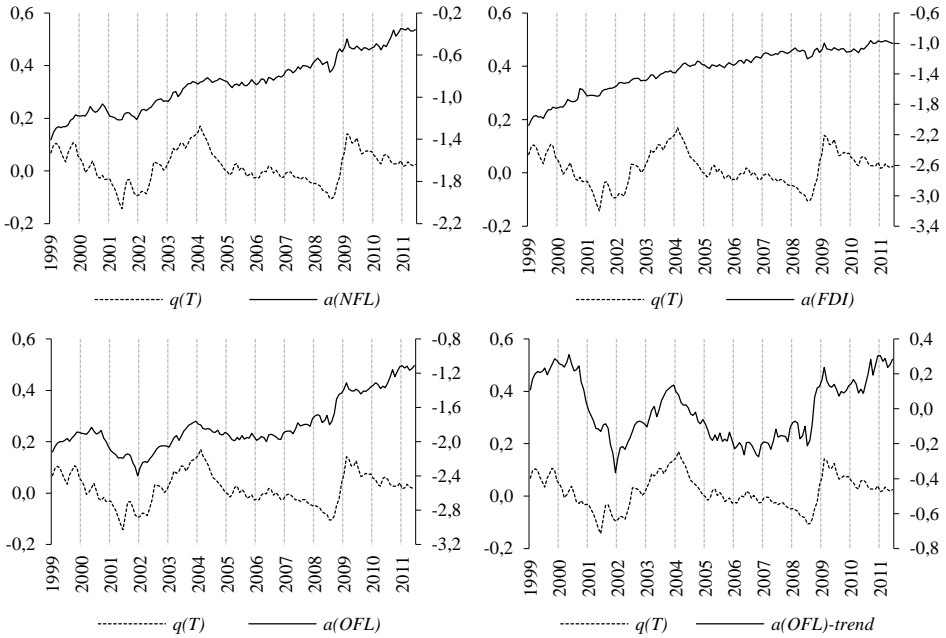
– konstrukcja średniookresowego modelu kursu realnego PLN/EUR wymaga identyfikacji mechanizmu przeciwdziałającego aprecjacji q^T implikowanej przez wzrost r^{TOT} ;

– potwierdzenie wpływu FDI na relatywne wydajności pracy lub relatywne wskaźniki *terms of trade* oznaczałoby, że w standardowych specyfikacjach modeli BEER nie tylko nie uwzględnia się potencjalnej endogeniczności determinant kursów realnych, ale również ignoruje się problem heterogeniczności aktywów zagranicznych netto.

W najbardziej ogólnym przypadku aktywa zagraniczne netto można zdekomponować na dług wynikający z bezpośrednich inwestycji zagranicznych oraz pozostałe pasywa finansowe (dalej: NFL): $A^{NFL} = A^{FDI} + A^{OFL}$, gdzie $A^{NFL} = -A^{NFA}$. W pierwszym przybliżeniu wyróżnienie długu powstałego na skutek napływu FDI wydaje się wątpliwe, gdyż oba rodzaje zadłużenia powodują pojawienie się strumieni płatności z tytułu dywidend, rat kapitałowych i odsetek. Jeśli jednak napływ bezpośrednich inwestycji zagranicznych przekłada się na wzrost potencjału produkcyjnego, to wystąpi presja aprecjacyjna. Pozostałe pasywa finansowe już w krótkim okresie generują strumienie płatności, co zgodnie z modelem strumieniowo-zasobowym prowadzi do realnej deprecjacji waluty krajowej. W średnim okresie ostateczny skutek wzrostu A^{NFL} zależy od tego, który z powyższych mechanizmów przeważa. Jeśli cechą gospodarek krajów CEE jest konwergencja realna do poziomu rozwiniętych krajów Unii Europejskiej, to należy ponadto oczekiwać, że proces „nasycania” nowoczesnymi technologiami ulegnie spowolnieniu, aprecjacyjne oddziaływanie FDI osłabnie i większą rolę będzie odgrywała presja deprecjacyjna ze strony pozostałych pasywów netto. Niejednorodność NFL sprawia zatem, że interpretacja standardowych modeli BEER i ich użyteczność w szacunkach kursów równowagi stają się problematyczne. Powód jest oczywisty: oceny parametrów przy pasywach zagranicznych netto A^{NFL} będą ulegały zmianom wraz z wydłużaniem próby lub zmianami okresów poddawanych analizom empirycznym.

Przegląd badań kursów realnych krajów CEE wskazuje, że bezpośrednio inwestycje zagraniczne są wprawdzie uznawane za przyczynę kumulowania się dodatnich szoków podaży (m.in. Lommatzsch i Tober, 2004; Égert i in., 2007), jednak niemal wszystkie analizy mają charakter uproszczony: hipotezy o oddziaływaniu FDI na h^{BS} nie są poddawane weryfikacji empirycznej, a kursy deflowane indeksami cen sektora wymiennego są bezpośrednio uzależniane od

relatywnych wydajności pracy. Ignorowana jest jednocześnie niejednorodność NFL. Przykłady badań, w których uwzględniono *explicite* wpływ FDI na kursy walut krajów Europy Środkowo-Wschodniej są nieliczne (Darvas, 2002; Kelm, 2010c; pośrednio: Rubaszek, 2003a, 2003b; Alberola i Navia, 2008). Dekompozycja pasywów zagranicznych netto A^{NFL} na zobowiązania z tytułu FDI A^{FDI} i pozostałe zadłużenie A^{OFL} może być jednak warunkiem koniecznym identyfikacji średniokresowych trajektorii równowagi kursów realnych definiowanych dla cen sektora wymiennego. W szczególnym przypadku realnego kursu złotego q^T już tylko pobieżna analiza graficzna pozwala sformułować dwa istotne wnioski (por. rys. 9.4).



Rysunek 9.4. Realny kurs walutowy PLN/EUR q^T i pasywa zagraniczne netto a^{NFL} , a^{OFL} i a^{FDI} ; 1999:01–2011:06

Objaśnienie: wartości zmiennych $a(NFL)$, $a(FDI)$ i $a(OFL)$ odłożono na prawych osiach.

1. Udział skumulowanych inwestycji zagranicznych w PKB a^{FDI} charakteryzuje wzrostem o nieliniowym charakterze, co może wskazywać na postępujące „nasywanie” gospodarki nowoczesnymi technologiami. Kwestią empiryczną

pozostaje rozstrzygnięcie, czy wzrost a^{FDI} może być postrzegany jako aproksymanta czynników podażowych decydujących o systematycznym wzroście relatywnej wydajności pracy h^{BS} i poprawie konkurencyjności r^{TOT} . Do weryfikacji hipotez o kierunku zależności przyczynowo-skutkowych zachodzących między a^{FDI} , h^{BS} i r^{TOT} można wykorzystać testy słabej egzogeniczności. Istnienie podstaw do konstrukcji modelu VEC warunkowego względem a^{FDI} i obecność dostosowań dwóch pozostałych zmiennych do trajektorii równowagi identyfikowanych w tym modelu może być wówczas pośrednim potwierdzeniem hipotezy, zgodnie z którą wzrost relatywnych wydajności pracy i wzrost *terms of trade* wynikają z napływu nowoczesnych technologii i ich dyfuzji.

2. Udział pozostałych pasywów zagranicznych w PKB a^{OFL} także wykazuje tendencję wzrostową, ale w odróżnieniu od a^{FDI} zauważalna jest wyraźna tendencja do akceleracji zobowiązań zagranicznych. Za ten ostatni efekt odpowiada w dużej mierze deprecjacja złotego w okresie kryzysu finansowego *subprime*, ale analiza pozwala stwierdzić, że nie jest to czynnik jedyny, gdyż wzrost a^{OFL} był także obserwowany w okresach aprecjacji q^T . Porównanie historycznych ścieżek pozostałego zadłużenia zagranicznego i realnego kursu PLN/EUR daje ponadto mocne podstawy do postawienia hipotezy o podobieństwie wahań q^T wokół stałej i oscylacji a^{OFL} wzdłuż trendu liniowego.

Uwzględniając powyższe regularności w szeregach czasowych rozważono następujący model hybrydowy CHEER-BEER:

$$y_{(m)} = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}, i^S, i^{*S}, a^{OFL}, a^{FDI}, r^{TOT}, h^{BS}, U^{DST}; t]' \quad (9.4)$$

Hipotezy badawcze są następujące. Po pierwsze, cecha niezmienniczości wektorów kointegrujących uzasadnia założenie, iż w rozszerzonym systemie VEC możliwe będzie potwierdzenie zależności q^T od strategii inwestycyjnych *carry trade* oraz identyfikacja „symptomatycznej” relacji kointegrującej dla cen krajowego sektora wymiennego:

$$q^T = -\varphi_1((i - \Delta p^T) - (i^* - \Delta p^{*T})) + \varphi_2 U^{DST} + \dots \quad (9.5)$$

$$\Delta p^T = \varphi_3 q^T + \dots \quad (9.6)$$

Ze względu na duży wymiar modelu (9.4) nie można wykluczyć *a priori* różnic między ocenami parametrów równowagi w modelach CHEER (6.35) i (6.41) i ocenami parametrów hybrydowego modelu VEC-I(1) (efekt małej próby).

Po drugie, analiza modelu VEC-I(1) (9.4) jest prowadzona przy roboczym założeniu, że wahania kursu realnego q^T są wypadkową presji deprecjacyjnej wynikającej ze wzrostu długu a^{OFL} i presji aprecjacyjnej indukowanej przez wzrost konkurencyjności pozacenowej. Wzrost konkurencyjności pozacenowej

może być reprezentowany bezpośrednio przez wzrost relatywnych *terms of trade* r^{TOT} lub pośrednio (i zgodnie z omawianymi wyżej modelami Égerta i in., 2007) przez relatywne wydajności pracy h^{BS} . Jeśli ponadto o wzroście h^{BS} i r^{TOT} decyduje napływ inwestycji zagranicznych a^{FDI} , to w modelu hybrydowym możliwe będzie zidentyfikowanie dwóch dodatkowych relacji kointegrujących:

$$q^T = \varphi_4 a^{OFL} - \varphi_5 r^{TOT} + \dots \quad (9.7)$$

$$r^{TOT} = \varphi_6 a^{FDI} + \dots \quad (9.8)$$

lub

$$q^T = \varphi_4 a^{OFL} - \varphi_5 h^{BS} + \dots \quad (9.9)$$

$$h^{BS} = \varphi_6 a^{FDI} + \dots \quad (9.10)$$

Nie można jednocześnie wykluczyć (i) skointegrowania relatywnych wydajności pracy ze wskaźnikami *terms of trade* i bezpośrednimi inwestycjami zagranicznymi a^{FDI} aproksymującymi trendy wzrostowe w h^{BS} i r^{TOT} , (ii) redukcji relacji (9.7)–(9.8) i (9.9)–(9.10) do wektora kointegrującego:

$$q^T = \varphi_7 a^{OFL} - \varphi_8 a^{FDI} + \dots \quad (9.11)$$

oraz (iii) jednoczesnej obecności h^{BS} i r^{TOT} w równaniu równowagi kursu realnego q^T :

$$q^T = \varphi_8 a^{OFL} - \varphi_9 r^{TOT} - \varphi_{10} h^{BS} + \dots, \quad (9.12)$$

jeśli tylko parametrowi φ_9 będzie można nadać interpretację spójną z predykcjami modeli NOEM, zaś parametr φ_{10} będzie kwantyfikował obecność komponentu *non-tradables* w cenach produkcji przetwórstwa przemysłowego. W tym ostatnim przypadku należy oczekiwać, iż ocena φ_9 będzie zdecydowanie większa od oszacowania φ_{10} .

3. Bezwarunkowe i warunkowe modele CHEER-BEER

W estymacji parametrów modelu VEC-I(1) (9.4) wykorzystano rekomendacje Greenslade i in. (2002) (także: Welfe, 2009, s. 391–297), którzy wykazują na podstawie eksperymentów Monte Carlo, że wstępny etap konstrukcji modeli VEC opartych na krótkich szeregach czasowych powinien polegać na nałożeniu restrykcji słabej egzogeniczności jeszcze przed ustaleniem wymiaru przestrzeni

kointegrującej. Selekcji zmiennych słabo egzogenicznych należy dokonać na podstawie modeli teoretycznych. Greenslade i in. (2002) wykazują, że takie rozwiązanie istotnie zwiększa moc testów kointegracji i testów restrykcyjnych strukturalizujących. Aprioryczne wskazanie zmiennych słabo egzogenicznych w modelu (9.4) jest jednak obciążone ryzykiem. Stosunkowo mało kontrowersyjnie budzi założenie słabej egzogeniczności krótkoterminowego długu rządowego U^{DST} , która znalazła potwierdzenie w modelu CHEER. Mało kontrowersyjne jest również założenie o egzogeniczności zagranicznych cen Δp^{*T} i stóp procentowych i^{*S} . Dyskusja o wpływie bezpośrednich inwestycji zagranicznych a^{FDI} na relatywne wydajności pracy h^{BS} i relatywne wskaźniki *terms of trade* r^{TOT} daje z kolei pewne podstawy do konstrukcji systemu warunkowego względem FDI. Takie rozwiązanie może budzić jednak zastrzeżenia z co najmniej dwóch powodów. Po pierwsze, powiązania pomiędzy napływem FDI i wzrostem TFP nie budzą zastrzeżeń, ale kierunek zależności przyczynowo-skutkowych wiążących obie zmienne nie jest już oczywisty. Praca Rodriki (1999) jest przykładem, w którym formułowana jest teza, iż bezpośrednio inwestycje zagraniczne są kierowane do tych sekcji gospodarki, w których jest obserwowana wyższa wydajność pracy. Po drugie, nie można wykluczyć powiązań między przepływami bezpośrednich inwestycji zagranicznych a oczekiwaniami kursowymi. Badania Grossmanna i in. (2009) wskazują, że aprecjacja kursu realnego może być czynnikiem indukującym napływ FDI. Te wątpliwości sprawiły, że testy kointegracji i strukturalizację relacji równowagi w modelu VEC- $I(1)$ (9.4) poprzedzono testami słabej egzogeniczności i testami wykluczenia zmiennych przy założeniu różnej liczby wektorów kointegrujących.

Wstępna ocena modelu hybrydowego miała charakter standardowy i polegała na ustaleniu optymalnej długości opóźnienia w wyjściowym modelu VAR i listy zmiennych zero-jedynkowych eliminujących obserwacje nietypowe. Analiza reszt wskazała na konieczność dołączenia zmiennych sztucznych obecnych w modelu CHEER (tab. 6.1) i dwóch dodatkowych zmiennych sztucznych wyróżniających sierpień 1998 i październik 2000, które poprawiły własności stochastyczne równania pozostałych pasywów zagranicznych netto Δa^{OFL} . Testy słabej egzogeniczności i testy wykluczeń zmiennych z przestrzeni kointegracyjnej przeprowadzono dla skróconej próby 1999:01–2009:09 oraz próby 1999:01–2011:06, w której zgodnie z wynikami uzyskanymi w modelu CHEER założono wystąpienie zmiany strukturalnej w kwietniu 2009 roku:

$$y_{(m)} = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}, i^S, i^{*S}, a^{OFL}, a^{FDI}, r^{TOT}, h^{BS}, U^{DST}; t, c0904]' \quad (9.13)$$

Tabela 9.4. Testy słabej egzogeniczności i testy wykluczenia zmiennych, modele VEC-I(1) (9.4) i (9.13)

| v | q^T | Δp^T | i^S | Δp^* | i^{*S} | a^{OFL} | a^{FDI} | r^{TOT} | h^{BS} | U^{DST} |
|---------------------------------------|-------|--------------|-------|--------------|----------|-----------|-----------|-----------|----------|-----------|
| Model VEC-I(1) (9.4) 1999:01–2009:09 | | | | | | | | | | |
| Testy słabej egzogeniczności | | | | | | | | | | |
| 1 | 0,54* | 0,00 | 0,05* | 0,03 | 0,01 | 0,04 | 0,11* | 0,39* | 0,23* | 0,28* |
| 2 | 0,02 | 0,00 | 0,02 | 0,08* | 0,00 | 0,00 | 0,18* | 0,67* | 0,03 | 0,34* |
| 3 | 0,01 | 0,00 | 0,00 | 0,16* | 0,00 | 0,01 | 0,24* | 0,66* | 0,01 | 0,33* |
| 4 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,14* | 0,00 | 0,03 | 0,28* | 0,21* | 0,00 | 0,45* |
| 5 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,22* | 0,00 | 0,02 | 0,32* | 0,01 | 0,00 | 0,04 |
| 6 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,03 | 0,00 | 0,00 | 0,02 | 0,01 | 0,00 | 0,03 |
| Testy wykluczenia zmiennych | | | | | | | | | | |
| 1 | 0,10* | 0,02 | 0,62* | 0,02 | 0,02 | 0,13* | 0,01 | 0,79* | 0,50* | 0,00 |
| 2 | 0,01 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,03 | 0,00 | 0,01 | 0,96* | 0,06* | 0,00 |
| 3 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,02 | 0,00 | 0,00 | 0,99* | 0,05* | 0,01 |
| 4 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,02 | 0,00 | 0,00 | 0,53* | 0,03 | 0,01 |
| 5 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,02 | 0,01 | 0,02 |
| 6 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Model VEC-I(1) (9.13) 1999:01–2011:06 | | | | | | | | | | |
| Testy słabej egzogeniczności | | | | | | | | | | |
| 1 | 0,10* | 0,08* | 0,61* | 0,01 | 0,04 | 0,01 | 0,07* | 0,61* | 0,01 | 0,99* |
| 2 | 0,01 | 0,00 | 0,71* | 0,00 | 0,00 | 0,01 | 0,11* | 0,03 | 0,00 | 0,59* |
| 3 | 0,00 | 0,00 | 0,63* | 0,01 | 0,00 | 0,03 | 0,14* | 0,04 | 0,00 | 0,78* |
| 4 | 0,00 | 0,00 | 0,76* | 0,01 | 0,00 | 0,05* | 0,24* | 0,00 | 0,00 | 0,08* |
| 5 | 0,00 | 0,00 | 0,04 | 0,03 | 0,00 | 0,07* | 0,36* | 0,00 | 0,00 | 0,03 |
| 6 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,25* | 0,00 | 0,00 | 0,01 |
| Testy wykluczenia zmiennych | | | | | | | | | | |
| 1 | 0,88* | 0,31* | 0,07* | 0,09* | 0,03 | 0,16* | 0,03 | 0,68* | 0,70* | 0,02 |
| 2 | 0,07* | 0,00 | 0,18* | 0,00 | 0,00 | 0,04 | 0,00 | 0,15* | 0,50* | 0,05* |
| 3 | 0,00 | 0,00 | 0,02 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,20* | 0,30* | 0,10* |
| 4 | 0,00 | 0,00 | 0,01 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,42* | 0,14* |
| 5 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,09* | 0,18* |
| 6 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,03 | 0,00 |

Objaśnienia: w tabeli podano graniczne poziomy istotności. Gwiazdkami oznaczono graniczne poziomy istotności większe od 0,05. Pominięto wyniki testów dla $v = 7, 8$ i 9 , gdyż we wszystkich przypadkach hipotezy zerowe zakładające słabą egzogeniczność i usunięcie zmiennych z przestrzeni kointegracyjnej są odrzucane przy poziomie istotności mniejszym od 0,001.

Wyniki zestawiono w tabeli 9.4. Wnioski są następujące. Po pierwsze, uzasadniona jest konstrukcja modeli warunkowych względem bezpośrednich inwestycji zagranicznych i ryzyka walutowego; słaba egzogeniczność U^{DST} nie budzi wątpliwości, jeśli tylko liczba wektorów kointegrujących nie jest większa od 4. Po drugie, wyniki testów słabej egzogeniczności zależą od okresu, który

obejmuje analiza empiryczna. W modelu opartym na próbie skróconej 1999:09–2009:09 potwierdzenie znajduje słaba egzogeniczność relatywnych *terms of trade* i zagranicznych cen, ale już w modelu dla okresu 1999:09–2011:06 hipoteza o egzogeniczności tych zmiennych jest odrzucana. Po trzecie, testy wykluczeń sugerują wyłączenie z przestrzeni kointegracyjnej relatywnych *terms of trade* i relatywnych wydajności pracy, jeśli liczba wektorów kointegrujących w modelu VEC dla próby skróconej 1999:01–2009:09 nie jest większa niż 4 i 3.

Wyniki są inne, gdy rozważymy całą próbę 1999:01–2011:06 i model ze zmianą strukturalną w kwietniu 2009 r. W tym przypadku istnieją mocne podstawy do wykluczenia z przestrzeni kointegracyjnej relatywnych wydajności pracy w systemach zawierających mniej niż 6 wektorów kointegrujących oraz wykluczenia *terms of trade*, jeśli system VEC zawiera mniej niż 4 relacje kointegrujące. Podsumowując, wstępne wyniki analizy bezwarunkowych modeli VEC- $I(1)$ (9.4) i (9.13) sugerują przeprowadzenie łącznych testów słabej egzogeniczności bezpośrednich inwestycji zagranicznych a^{FDI} i premii za ryzyko U^{DST} i wskazują jednocześnie na możliwość usunięcia z systemu relatywnych wydajności pracy h^{BS} i relatywnych wskaźników *terms of trade* r^{TOT} . Ostateczna decyzja o konstrukcji modelu warunkowego względem większej liczby zmiennych jest uzależniona od liczby relacji kointegrujących.

Tabela 9.5. Test kointegracji *Trace* i pierwiastki charakterystyczne macierzy stowarzyszonej w modelu VEC- $I(1)$ (9.13), 1999:01–2011:06

| v | <i>Trace</i> | <i>Trace</i> (B) | p -value | p -value (B) | λ_m^{MAX} |
|-----|--------------|------------------|------------|----------------|-------------------|
| 0 | 446,25 | 378,53 | 0,000 | 0,000 | 0,9813 |
| 1 | 346,89 | 296,08 | 0,000 | 0,000 | 0,9813 |
| 2 | 254,48 | 218,15 | 0,000 | 0,002 | 0,9532 |
| 3 | 184,92 | 158,85 | 0,001 | 0,062 | 0,9344 |
| 4 | 126,35 | 108,51 | 0,051 | 0,379 | 0,8686 |
| 5 | 79,58 | 63,49 | 0,450 | 0,923 | 0,8686 |
| 6 | 42,68 | 33,98 | 0,926 | 0,996 | 0,8641 |
| 7 | 19,72 | 13,50 | 0,995 | 0,999 | 0,5703 |
| 8 | 7,00 | 5,52 | 0,999 | 0,999 | 0,5703 |
| 9 | 1,97 | 1,76 | 0,992 | 0,995 | 0,5625 |

Objaśnienia: jak do tab. 9.2.

Testy kointegracji w modelu VEC- $I(1)$ (9.13) podsumowano w tabeli 9.5. Wyniki są niejednoznaczne, gdyż dają podstawy do rozważenia od 4 lub 5 wektorów kointegrujących, podczas gdy analiza wartości własnych macierzy towarzyszącej pozwala na identyfikację 7 pierwiastków charakterystycznych,

których moduły leżą blisko krawędzi koła jednostkowego, co wskazywałoby z kolei na występowanie tylko trzech relacji kointegrujących. Tego ostatniego nie wyklucza również test *Trace* (B), jeśli tylko decyzję oprzeć na wartościach krytycznych dla standardowego poziomu istotności 0,05. Obecność trzech wektorów kointegrujących nie budzi poważniejszych zastrzeżeń, gdyż nie można wykluczyć, iż ścieżki równowagi w modelach VEC- $I(1)$ (9.4) i (9.13) opisują trajektorie (9.5)–(9.6) zidentyfikowane już w modelu CHEER oraz dodatkowy wektor kointegrujący o strukturze zgodnej z równaniem (9.11) lub (9.12). Strukturalizacja modelu z pięcioma wektorami kointegrującymi może natomiast polegać na jednoczesnym rozważeniu równań (9.5)–(9.6) oraz (9.8), (9.10) i (9.12), jednak w tym przypadku należałoby zignorować wyniki testów wykluczeń, które w modelu konstruowanym dla rozszerzonej próby 1999:01–2011:06 sugerują usunięcie z przestrzeni kointegrującej relatywnych wydajności pracy. Jeszcze inna interpretacja pojawia się, gdy rozważymy trendostacjonarność zagranicznych realnych stóp procentowych. W tym przypadku możliwe byłoby usunięcie z przestrzeni kointegrującej relatywnych wydajności pracy h^{BS} i rozważenie modelu z wektorami kointegrującymi (9.5)–(9.8) i równaniem $i^{*S} - \Delta p^{*T} = \delta_{11}t + \dots$

Ostatecznie analizę modeli VEC- $I(1)$ (9.4) i (9.13) przeprowadzono przy założeniu, że liczba wektorów kointegrujących wynosi 3 lub 4. Graniczne poziomy istotności w łącznych testach słabej egzogeniczności a^{FDI} i U^{DST} wynoszą 0,261 i 0,271 w modelu VEC- $I(1)$ (9.4) w próbie 1999:01–2009:09 dla $V = 3$ i $V = 4$, zaś w modelu VEC- $I(1)$ (9.13) w próbie 1999:01–2011:06 są równe odpowiednio 0,322 i 0,083.

Procedura Greenslade'a i in. (2002) budowy modeli VEC w próbach o małej liczebności polega na konstrukcji systemu warunkowego i ponownym testowaniu rzędu kointegracji. Dlatego też w następnym kroku przeprowadzono testy kointegracji w modelu warunkowym (próba 1999:01–2009:09):

$$y_{(n)}^E = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}, i^S, i^{*S}, a^{OFL}, r^{TOT}, h^{BS}; t]' \quad (9.14a)$$

$$y_{(h)}^X = [a^{FDI}, U^{DST}]' \quad (9.14b)$$

i ponownie dopuszczono wystąpienie zmiany strukturalnej w kwietniu 2009 roku w modelu opartym na próbie rozszerzonej 1999:01–2011:06:

$$y_{(n)}^E = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}, i^S, i^{*S}, a^{OFL}, r^{TOT}, h^{BS}; t, c0904]' \quad (9.15a)$$

$$y_{(h)}^X = [a^{FDI}, U^{DST}]' \quad (9.15b)$$

Tabela 9.6. Test kointegracji *Trace* i pierwiastki charakterystyczne macierzy stowarzyszonej w modelu VEC-*I*(1) (9.15), 1999:01–2011:06

| v | <i>Trace</i> | <i>Trace</i> (B) | p -value | p -value (B) | λ_m^{MAX} |
|-----|--------------|------------------|------------|----------------|-------------------|
| 0 | 398,20 | 344,53 | 0,000 | 0,000 | 0,9602 |
| 1 | 302,26 | 264,18 | 0,000 | 0,000 | 0,9602 |
| 2 | 212,28 | 186,35 | 0,000 | 0,000 | 0,8783 |
| 3 | 143,87 | 126,17 | 0,001 | 0,015 | 0,8728 |
| 4 | 92,67 | 82,15 | 0,026 | 0,138 | 0,8728 |
| 5 | 50,89 | 34,65 | 0,331 | 0,932 | 0,8105 |
| 6 | 20,74 | 14,28 | 0,842 | 0,988 | 0,5576 |
| 7 | 8,42 | 6,63 | 0,763 | 0,896 | 0,5576 |

Objaśnienia: jak do tab. 9.2.

Wyniki są zbieżne z uzyskanymi w modelach bezwarunkowych i dają podstawy do rozważenia systemów VEC-*I*(1) z czterema lub pięcioma wektorami kointegrującymi, choć analiza wartości własnych macierzy towarzyszącej sugeruje obecność tylko dwóch lub trzech relacji równowagi (tab. 9.6); wskazania testów kointegracji w modelu VEC-*I*(1) (9.14) są identyczne.

W warunkowych modelach VEC-*I*(1) (9.14)–(9.15) ponownie przeprowadzono testy słabej egzogeniczności i testy wykluczenia zmiennych z przestrzeni kointegracyjnej (tab. 9.7). Wyniki testów w modelu (9.14) nie prowadzą do zasadniczej rewizji wcześniejszych wniosków: ograniczenie wymiaru przestrzeni kointegracyjnej do $V = 3$ uzasadnia wykluczenie z modelu relatywnych *terms of trade* i aproksymanty efektu Balassy-Samuelsona. Należy również zauważyć, że w przypadku rozważenia tylko jednego wektora kointegrującego realny kurs walutowy q^T jest zmienną słabo egzogeniczną (p -value = 0,969). Jeśli uwzględnić fakt, że dla dwóch wektorów kointegrujących wskazania testu słabej egzogeniczności są niejednoznaczne (0,054), uzasadniona staje się podejrzliwość, iż dostosowania realnego kursu walutowego mogą przebiegać wzdłuż drugiej relacji kointegracyjnej. Podobnym rozumowaniem można wesprzeć tezę, zgodnie z którą również trzeci wektor kointegrujący definiuje trajektorię równowagi kursu walutowego, a to oznaczałoby, że model VEC-*I*(1) (9.14) może okazać się systemem, w którym możliwe będzie rozważenie dwóch wektorów kointegrujących o specyfikacjach zbliżonych do równań (9.5) oraz (9.7) lub (9.9) lub (9.11) lub (9.12), choć możliwość wykluczenia z przestrzeni kointegracyjnej r^{TOT} i h^{BS} dla $V = 3$ wskazuje, że najbardziej prawdopodobna wydaje się identyfikacja relacji kointegracyjnej (9.11). Równie interesujące są wnioski, które można sformułować w odniesieniu do potencjalnych zależności pomiędzy r^{TOT} , h^{BS} i a^{FDI} . Otóż, żadna z tych zmiennych nie może być usunięta z przestrzeni kointegracyjnej dla $V = 4$, zaś w modelu, gdzie $V = 3$ istnieją podstawy do

usunięcia z przestrzeni kointegrującej r^{TOT} i h^{BS} . Taki wynik uzasadnia hipotezę, iż czwarty wektor kointegrujący może opisywać zależności między zmiennymi standardowo aproksymującymi w modelach BEER wpływ mechanizmów podażyowych na kurs walutowy (np. zależność r^{TOT} od a^{FDI}).

Wyniki testów słabej egzogeniczności i wykluczenia zmiennych w modelu VEC- $I(1)$ (9.15) konstruowanym dla rozszerzonej próby 1999:01–2011:06 prowadzą do częściowej rewizji powyższych wniosków. Zmienną słabo egzogeniczną okazują się krajowe stopy procentowe, a w przypadku wyboru standardowego poziomu istotności 0,05 – także pozostałe pasywa zagraniczne a^{OFL} . Zaskakujące są natomiast wyniki testów wykluczenia zmiennych, które sugerują usunięcie z przestrzeni kointegrującej aproksymanty ryzyka U^{DST} .

Tabela 9.7. Testy słabej egzogeniczności i testy wykluczenia zmiennych, modele VEC- $I(1)$ (9.14) i (9.15)

| v | q^T | Δp^T | i^S | Δp^* | i^{*S} | a^{OFL} | a^{FDI} | r^{TOT} | h^{BS} | U^{DST} |
|--|-------|--------------|-------|--------------|----------|-----------|-----------|-----------|----------|-----------|
| Model VEC- $I(1)$ (9.4) 1999:01–2009:09 | | | | | | | | | | |
| Testy słabej egzogeniczności | | | | | | | | | | |
| 1 | 0,97* | 0,00 | 0,04 | 0,01 | 0,00 | 0,12* | – | 0,57* | 0,30* | – |
| 2 | 0,05* | 0,00 | 0,00 | 0,04 | 0,00 | 0,02 | – | 0,71* | 0,00 | – |
| 3 | 0,01 | 0,00 | 0,00 | 0,08* | 0,00 | 0,04 | – | 0,86* | 0,00 | – |
| 4 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,02 | 0,00 | 0,08* | – | 0,01 | 0,00 | – |
| 5 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,03 | 0,00 | 0,09* | – | 0,02 | 0,00 | – |
| Testy wykluczenia zmiennych | | | | | | | | | | |
| 1 | 0,09* | 0,01 | 0,39* | 0,02 | 0,05 | 0,17* | 0,03 | 0,84* | 0,21* | 0,01 |
| 2 | 0,01 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,05* | 0,00 | 0,01 | 0,98* | 0,08* | 0,01 |
| 3 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,03 | 0,00 | 0,00 | 0,98* | 0,13* | 0,02 |
| 4 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,01 | 0,00 | 0,00 | 0,02 | 0,02 | 0,04 |
| 6 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,01 | 0,07* |
| Model VEC- $I(1)$ (9.13) 1999:01–2011:06 | | | | | | | | | | |
| Testy słabej egzogeniczności | | | | | | | | | | |
| 1 | 0,05* | 0,05 | 0,60* | 0,02 | 0,13* | 0,05* | – | 0,87* | 0,06* | – |
| 2 | 0,01 | 0,00 | 0,84* | 0,00 | 0,00 | 0,08* | – | 0,01 | 0,00 | – |
| 3 | 0,00 | 0,00 | 0,72* | 0,00 | 0,00 | 0,08* | – | 0,01 | 0,00 | – |
| 4 | 0,00 | 0,00 | 0,25* | 0,01 | 0,00 | 0,14* | – | 0,00 | 0,00 | – |
| 6 | 0,00 | 0,00 | 0,01 | 0,01 | 0,00 | 0,04 | – | 0,00 | 0,00 | – |
| Testy wykluczenia zmiennych | | | | | | | | | | |
| 1 | 0,55* | 0,11* | 0,06* | 0,32* | 0,15* | 0,03 | 0,18* | 0,91* | 0,94* | 0,13* |
| 2 | 0,08* | 0,00 | 0,15* | 0,00 | 0,00 | 0,02 | 0,02 | 0,03 | 0,42* | 0,09* |
| 3 | 0,00 | 0,00 | 0,02 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,05 | 0,19* | 0,17* |
| 4 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,01 | 0,24* |
| 6 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,01 | 0,34* |

Objaśnienia: jak do tab. 9.4.

Ponieważ dyskusja zaprezentowana w rozdziale VI wskazuje jednoznacznie, iż uwzględnienie premii za ryzyko jest warunkiem skonstruowania stabilnego równania UIP, zmiennej U^{DST} nie usunięto z modelu (9.15).

Podobnie jak w przypadku modelu CHEER, estymacji parametrów modelu hybrydowego dokonano w dwóch etapach. W pierwszym rozważono model w próbie skróconej 1999:01–2009:09, w której nie zaznaczyły się jeszcze symptomy zmian strukturalnych wywołanych kryzysem *subprime*. Wyniki estymacji okazują się nieakceptowalne z dwóch powodów (tab. 9.8).

Po pierwsze, w systemie VEC- $I(1)$ (9.14) precyzja oszacowań parametrów równowagi przy relatywnych wydajnościach pracy jest tak mała, że uzasadnione jest nałożenie restrykcji zerowych we wszystkich wektorach kointegrujących, co jest wynikiem niespójnym ze wskazaniem testów wykluczeń (tab. 9.7).

Po drugie, niemożliwe okazuje się nałożenie restrykcji odtwarzających strukturę wektorów kointegrujących z modelu CHEER i prowadzących jednocześnie do identyfikacji warunków równowagi o specyfikacjach zbliżonych do równań (9.7)–(9.12). W żadnym alternatywnym wariacie modelu VEC- $I(1)$ (9.14) graniczny poziom istotności nie był większy niż 0,012 (tab. 9.8, środkowy panel), co z formalnego punktu widzenia jest wynikiem dyskwalifikującym model. Bliższa analiza wyników zawartych w tabeli 9.8 pozwala jednak na sformułowanie wniosków, które dają podstawy do respecyfikacji modelu VEC (9.14) i ponownego rozważenia wektorów kointegrujących o strukturach zbliżonych do równań (9.7)–(9.12). Otóż, oszacowania parametrów w czwartym wektorze kointegrującym wskazują, że zależności między kursem walutowym q^T i zmiennymi a^{OFL} , a^{FDI} i r^{TOT} są zgodne z formułowanymi hipotezami badawczymi. Jednocześnie trzeci wektor kointegrujący wyznacza ścieżkę, wzdłuż której zachodzą dostosowania relatywnych wydajności prac h^{BS} , krajowych stóp procentowych i^S oraz zagranicznych stóp procentowych i^{*S} i inflacji Δp^{*T} . Ponieważ wyniki testów restrykcji wykluczenia zmiennych i mała precyzja oszacowań parametrów równowagi przy h^{BS} dają jednoznaczne podstawy do usunięcia tej zmiennej z przestrzeni kointegracyjnej, można przyjąć, że trzeci wektor kointegrujący wyznacza w istocie ścieżkę równowagi dla nominalnych stóp procentowych i inflacji w strefie euro. Co więcej, w modelu zakładającym stacjonarność realnych stóp procentowych w strefie euro (trzeci panel tab. 9.8) trzeci wektor kointegrujący wyznacza trajektorię, do której dostosowują się zagraniczne nominalne stopy procentowe i inflacja w strefie euro i jednocześnie można przyjąć, że obie zmienne dotyczące zagranicy nie dostosowują się do pozostałych trzech wektorów kointegrujących. Taki wynik – zbieżny z uzyskanym w modelu CHEER – świadczy o modularności systemu VEC (9.14).

Tabela 9.8. Estymacja parametrów modelu VEC-I(1) (9.14), 1999:01–2009:09

| | q^T | Δp^T | i^S | Δp^{*T} | i^{*S} | a^{OFL} | a^{FDI} | r^{TOT} | h^{BS} | U^{DST} | t |
|-----------------------------|------------------------|------------------------|-----------------|---------------------------------|------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|----------------|
| β'_1 | -0,015 (2,6) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,016 (1,1) | 0 | -1e-5 (0,3) |
| β'_2 | 1 | -7,125 (6,1) | 7,125 (6,1) | 7,125 (6,1) | -7,125 (6,1) | 0 | 0 | 0 | -0,173 (1,1) | -0,203 (5,8) | 0 |
| β'_3 | 0,135 (9,7) | 0 | 0 | -1 | 1 | 0 | -0,034 (5,2) | 0,091 (4,7) | -0,010 (0,5) | -0,013 (3,2) | 0 |
| β'_4 | 1 | -12,58 (17,5) | 12,58 (17,5) | 0 | 0 | -0,232 (5,2) | 0,094 (2,1) | 0,616 (7,1) | -0,290 (1,2) | 0 | 0 |
| α'_1 | -3,271 (5,4) | -0,994 (6,0) | -0,015 (2,0) | -0,303 (2,4) | 0,007 (2,1) | -3,691 (2,7) | 0 | -3,356 (2,4) | -0,742 (4,9) | 0 | - |
| α'_2 | -0,107 (3,6) | . | . | . | 0,001 (3,7) | -0,155 (2,3) | 0 | 0,172 (2,5) | . | 0 | - |
| α'_3 | . | . | 0,009 (2,6) | 0,180 (3,1) | -0,006 (3,7) | . | 0 | . | 0,255 (3,7) | 0 | - |
| α'_4 | -0,206 (4,3) | -0,030 (2,2) | -0,002 (3,7) | . | . | -0,305 (2,8) | 0 | -0,397 (3,6) | -0,056 (4,7) | 0 | - |
| LR = 0,004 | | | | | | | | | | | |
| AR(1) = 0,144 AR(2) = 0,590 | | | | DH = 0,437 | | | | | | | |
| AR(3) = 0,516 AR(4) = 0,330 | | | | ARCH(1) = 0,204 ARCH(2) = 0,199 | | | | | | | |

Tabela 9.8. (cd.)

| | q^T | Δp^T | i^S | Δp^{*T} | i^{*S} | a^{OFL} | a^{FDI} | r^{TOT} | h^{BS} | U^{DST} | t |
|---------------|------------------------|------------------------|-----------------|-----------------|------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|---------------|
| β'_1 | -0,014 (2,6) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2e-5 (1,5) |
| β'_2 | 1 | -9,084 (7,4) | 9,084 (7,4) | 9,084 (7,4) | -9,084 (7,4) | 0 | 0 | 0 | 0 | -0,184 (6,0) | 0 |
| β'_3 | 0,130 (9,7) | 0 | 0 | -1 | 1 | 0 | -0,036 (5,8) | 0,096 (4,8) | 0 | -0,011 (2,9) | 0 |
| β'_4 | 1 | -13,03 (18,9) | 13,03 (18,9) | 0 | 0 | -0,232 (5,4) | 0,081 (2,1) | 0,576 (6,8) | -0,290 (1,2) | 0 | 0 |
| α'_1 | -3,591 (5,6) | -1,004 (5,6) | -0,017 (2,1) | -0,308 (2,3) | 0,007 (2,1) | -4,069 (2,8) | 0 | -3,509 (2,3) | -0,782 (4,8) | 0 | - |
| α'_2 | -0,096 (3,6) | . | . | . | 0,001 (3,5) | -0,137 (2,3) | 0 | 0,151 (2,4) | . | 0 | - |
| α'_3 | . | . | 0,010 (3,0) | 0,169 (3,1) | -0,005 (3,5) | . | 0 | . | 0,247 (3,7) | 0 | - |
| α'_4 | -0,213 (4,3) | -0,030 (2,1) | -0,002 (3,9) | . | . | -0,313 (2,8) | 0 | -0,403 (3,5) | -0,057 (4,6) | 0 | - |
| LR = 0,012 | | | | | | | | | | | |
| AR(1) = 0,119 | | | AR(2) = 0,596 | | | DH = 0,457 | | | | | |
| AR(3) = 0,507 | | | AR(4) = 0,296 | | | ARCH(1) = 0,229 | | | ARCH(2) = 0,178 | | |

| | q^T | Δp^T | i^S | Δp^{*T} | i^{*S} | a^{OFL} | a^{FDI} | r^{TOT} | h^{BS} | U^{DST} | t | | | | |
|---------------|------------------------|------------------------|-----------------|-----------------|------------------------|-----------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|---------------|-----------------|--|--|--|
| β'_1 | -0,009 (1,8) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2e-5 (1,6) | | | | |
| β'_2 | 1 | -6,853 (5,3) | 6,853 (5,3) | 6,853 (5,3) | -6,853 (5,3) | 0 | 0 | 0 | 0 | -0,163 (6,1) | 0 | | | | |
| β'_3 | 0 | 0 | 0 | -1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | | | | |
| β'_4 | 1 | -17,87 (20,5) | 17,87 (20,5) | 0 | 0 | -0,295 (5,4) | 0,194 (4,1) | 0,477 (4,7) | -0,177 (0,8) | 0 | 0 | | | | |
| α'_1 | -4,165 (5,4) | -1,070 (5,6) | . | . | . | -4,867 (3,1) | - | -4,537 (2,7) | -0,672 (3,8) | - | - | | | | |
| α'_2 | -0,135 (5,2) | . | 0,0013 (4,0) | 0,011 (2,0) | . | -0,162 (2,8) | - | . | . | - | - | | | | |
| α'_3 | . | . | . | 0,333 (3,2) | -0,013 (4,6) | . | - | . | 0,348 (2,8) | - | - | | | | |
| α'_4 | -0,184 (4,7) | -0,024 (2,2) | -0,002 (3,8) | . | . | -0,273 (3,1) | - | -0,301 (3,2) | -0,044 (4,4) | - | - | | | | |
| LR = 0,001 | | | | | | | | | | | | | | | |
| AR(1) = 0,192 | | | | AR(2) = 0,596 | | | | DH = 0,451 | | | | | | | |
| AR(3) = 0,721 | | | | AR(4) = 0,156 | | | | ARCH(1) = 0,457 | | | | ARCH(2) = 0,214 | | | |

Objaśnienia: jak do tab. 9.3.

Analogiczną analizę przeprowadzono dla modelu VEC-I(1) (9.15) w próbie 1999:01–2011:06. Wnioski nie ulegają zmianie, gdyż i w tym przypadku istnieją wystarczające przesłanki do dekompozycji systemu VEC na dwa bloki równań. Pierwszy opisuje inflację krajową i realny kurs walutowy, a drugi – realne stopy procentowe w strefie euro. Wnioski są zatem klarowne: wyniki estymacji parametrów modeli hybrydowych (9.14)–(9.15) uzasadniają pominięcie w badaniach relatywnych wydajności pracy h^{BS} oraz konstrukcję systemów warunkowych nie tylko względem FDI i premii za ryzyko, ale również względem nominalnych stóp procentowych i inflacji w strefie euro.

4. Średniookresowe determinanty kursu PLN/EUR. Kryzys *subprime*

W kolejnym etapie konstrukcji modelu hybrydowego CHEER-BEER dokonano estymacji parametrów warunkowego systemu VEC-I(1):

$$y_{(n)}^E = [q^T, \Delta p^T, i^S, a^{OFL}, r^{TOT}; t]' \quad (9.16a)$$

$$y_{(h)}^X = [a^{FDI}, U^{DST}, \Delta p^{*T}, i^{*S}]' \quad (9.16b)$$

w skróconej próbie 1999:01–2009:09.

Tabela 9.9 zawiera wyniki testów kointegracji, które wskazują na obecność trzech lub czterech wektorów kointegrujących. Ponieważ wynik testu *Trace* z małopróbkową korektą Bartletta potwierdza obecność tylko trzech relacji kointegrujących i jest zgodny z wnioskami płynącymi z analizy wartości własnych macierzy towarzyszącej (dwa pierwiastki jednostkowe), estymacji parametrów dokonano przyjmując $V = 3$.

Wyniki estymacji dwóch wariantów modelu VEC-I(1) (9.16) zestawiono w tabeli 9.10. Wnioski są następujące.

Tabela 9.9. Test kointegracji *Trace* i pierwiastki charakterystyczne macierzy stowarzyszonej w modelu VEC-I(1) (9.16), 1999:01–2009:09

| v | <i>Trace</i> | <i>Trace</i> (B) | <i>p</i> -value | <i>p</i> -value (B) | λ_m^{MAX} |
|-----|--------------|------------------|-----------------|---------------------|-------------------|
| 0 | 190,91 | 171,10 | 0,000 | 0,000 | 0,9761 |
| 1 | 128,64 | 113,19 | 0,000 | 0,003 | 0,9761 |
| 2 | 79,77 | 68,70 | 0,006 | 0,052 | 0,7241 |
| 3 | 45,81 | 38,08 | 0,035 | 0,166 | 0,7241 |
| 4 | 17,08 | 14,81 | 0,228 | 0,367 | 0,6631 |

Objaśnienia: jak do tab. 9.2.

Po pierwsze, testy restrykcji przeidentyfikowujących w warunkowym modelu VEC $I(1)$ (9.16) potwierdzają możliwość nałożenia restrykcji strukturalizujących (9.5)–(9.12).

Po drugie, porównanie oszacowań parametrów równowagi w modelu VEC (9.14) (tab. 9.8, środkowy panel) z oszacowaniami parametrów warunkowego modelu VEC- $I(1)$ (9.16) (tab. 9.10, górny panel) wskazuje na małą wrażliwość wyników estymacji na zmiany specyfikacji. Usunięcie h^{BS} z przestrzeni kointegracyjnej oraz poszerzenie zbioru zmiennych słabo egzogenicznych o i^{*S} oraz Δp^{*T} nie prowadzi do poważniejszych zmian oszacowań wektorów kointegrujących; zbliżone są również oceny parametrów dostosowań. Podobieństwo wyników można zinterpretować jako przesłankę przemawiającą za zastąpieniem modelu VEC- $I(1)$ (9.14) systemem warunkowym VEC- $I(1)$ (9.16).

Po trzecie, w systemie zawierającym trzy wektory kointegrujące możliwa jest identyfikacja dwóch warunków równowagi, wzdłuż których następują dostosowania kursu walutowego (tab. 9.10, górny panel). W pierwszym przypadku struktura wektora kointegrującego odpowiada równaniu kursu walutowego zidentyfikowanemu w ramach modelu CHEER, a różnice prowadzą się do nieco większych oszacowań parametrów równowagi, co, zgodnie z sugestiami Juselius (2006), może wynikać z oparcia badań na stosunkowo krótkich szeregach czasowych. Wnioski płynące z analizy drugiego równania kursu walutowego bezpośrednio korespondują z wnioskami formułowanymi w szerszym systemie VEC- $I(1)$ (9.14). Uwagę zwraca jednak wyraźnie większa i bardziej precyzyjna ocena parametru wiążącego kurs realny q^T z bezpośrednimi inwestycjami zagranicznymi a^{FDI} . Pewne wątpliwości pojawiają się jednak w przypadku oszacowań wektora kointegrującego, definiującego inflację krajową, gdyż parametr kwantyfikujący zbieżność cen krajowych do ścieżki PPP jest nieodróżnialny od zera i trajektorię inflacji definiuje wyłącznie „symptomatyczny” trend dezinflacyjny. Ten ostatni wynik skłania do respecyfikacji drugiego wektora kointegrującego, która w najprostszym przypadku może polegać na uwzględnieniu kosztów płacowych w kształtowaniu cen. Rozbudowa modelu hybrydowego o dodatkowe zmienne nie jest możliwa za względu na małą liczebność szeregów czasowych, a to oznacza, że problem modelowania cen należy podjąć w ramach modelu VEC zawierającego inną listę zmiennych (przykład w: Kelm, 2010b). Zauważmy jednak, iż model VEC- $I(1)$ (9.16) pozwala na rozważenie „zredukowanej” i spójnej z predykcjami modeli NOEM formuły kosztowej, jeśli tylko przyjąć założenie, zgodnie z którym napływ FDI można powiązać ze wzrostem wydajności pracy i spadkowym trendem kosztów płacowych. Weryfikacja tak sformułowanej hipotezy roboczej polega na zmianie

Tabela 9.10. Estymacja parametrów modelu VEC-I(1) (9.16), 1999:01–2009:09

| | q^T | Δp^T | i^S | Δp^{*T} | i^{*S} | a^{OFL} | a^{FDI} | r^{TOT} | U^{DST} | t |
|-------------|------------------------|------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|----------------|-----------------|-----------------|------------------|
| β'_1 | 1 | -10,70 (6,0) | 10,70 (6,0) | 10,70 (6,0) | -10,70 (6,0) | 0 | 0 | 0 | -0,172 (5,1) | 0 |
| β'_2 | -0,0061 (1,1) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,00004 (3,2) |
| β'_3 | 1 | -16,64 (17,2) | 16,64 (17,2) | 0 | 0 | -0,351 (11,0) | 0,133 (3,1) | 0,471 (4,5) | 0 | 0 |
| α'_1 | -0,130 (5,4) | . | 0,001 (2,7) | 0 | 0 | -0,185 (2,7) | 0 | . | 0 | - |
| α'_2 | -5,162 (6,5) | -1,042 (5,7) | . | 0 | 0 | -6,768 (3,5) | 0 | . | 0 | - |
| α'_3 | -0,237 (5,8) | -0,041 (4,3) | -0,002 (3,4) | 0 | 0 | -0,334 (3,4) | 0 | -0,259 (2,7) | 0 | - |

LR = 0,531

| | |
|--------------------------------|------------------------------------|
| AR(1) = 0,102 AR(2) = 0,427 | DH = 0,900 |
| AR(3) = 0,574 AR(4) = 0,147 | ARCH(1) = 0,659 ARCH(2) = 0,609 |

| | q^T | Δp^T | i^S | Δp^{*T} | i^{*S} | a^{OFL} | a^{FDI} | r^{TOT} | U^{DST} | t |
|-------------|------------------------|------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----|
| β'_1 | 1 | -12,17 (7,1) | 12,1 (7,1) | 12,17 (7,1) | -12,17 (7,1) | 0 | 0 | 0 | -0,166 (5,2) | 0 |
| β'_2 | -0,0086 (1,5) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,0061 (4,5) | 0 | 0 | 0 |
| β'_3 | 1 | -13,17 (16,5) | 13,17 (16,5) | 0 | 0 | -0,289 (10,2) | 0 | 0,657 (10,6) | 0 | 0 |
| α'_1 | -0,121 (5,0) | . | 0,001 (3,3) | 0 | 0 | -0,190 (3,2) | 0 | . | 0 | - |
| α'_2 | -4,308 (6,2) | -0,890 (5,7) | . | 0 | 0 | -5,757 (3,5) | 0 | . | 0 | - |
| α'_3 | -0,236 (5,4) | -0,044 (4,3) | -0,002 (3,3) | 0 | 0 | -0,311 (3,0) | 0 | -0,341 (3,4) | 0 | - |

LR = 0,504

AR(1) = 0,102 AR(2) = 0,470
AR(3) = 0,612 AR(4) = 0,101

DH = 0,911
ARCH(1) = 0,820 ARCH(2) = 0,743

Objaśnienia: jak do tab. 9.3.

Tabela 9.11. Estymacja parametrów modelu VEC- $I(1)$ (9.17), $V = 3$, 1999:01–2009:09

| | q^T | Δp^T | i^S | Δp^{*T} | i^{*S} | a^{OFL} | a^{FDI} | r^{TOT} | U^{DST} | μ |
|-------------|------------------------|------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|----------------|-----------------|-----------------|------------------|
| β'_1 | 1 | -6,816 (4,3) | 6,816 (4,3) | 6,816 (4,3) | -6,816 (4,3) | 0 | 0 | 0 | -0,181 (6,3) | 0,109 (4,5) |
| β'_2 | -0,0144 (2,4) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -0,0024 (4,1) |
| β'_3 | 1 | -15,81 (15,8) | 15,81 (15,8) | 0 | 0 | -0,329 (10,4) | 0,179 (4,6) | 0,454 (4,3) | 0 | -0,654 (11,4) |
| α'_1 | -0,161 (6,1) | . | 0,001 (2,3) | 0 | 0 | -0,174 (2,7) | 0 | . | 0 | - |
| α'_2 | -4,366 (6,3) | -0,873 (5,4) | . | 0 | 0 | -5,959 (3,5) | 0 | . | 0 | - |
| α'_3 | -0,231 (5,9) | -0,033 (3,6) | -0,002 (4,2) | 0 | 0 | -0,314 (3,3) | 0 | -0,211 (2,3) | 0 | - |

LR = 0,279

| | |
|--------------------------------|------------------------------------|
| AR(1) = 0,201 AR(2) = 0,590 | DH = 0,934 |
| AR(3) = 0,744 AR(4) = 0,158 | ARCH(1) = 0,811 ARCH(2) = 0,279 |

| | q^T | Δp^T | i^S | Δp^{*T} | i^{*S} | a^{OFL} | a^{FDI} | r^{TOT} | U^{DST} | μ |
|-------------|------------------------|------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|
| β'_1 | 1 | -11,88 (7,2) | 11,88 (7,2) | 11,88 (7,2) | -11,88 (7,2) | 0 | 0 | 0 | -0,155 (5,0) | 0,078 (3,0) |
| β'_2 | -0,0108 (1,9) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,0064 (4,7) | 0 | 0 | 0,0058 (3,0) |
| β'_3 | 1 | -13,02 (16,6) | 13,02 (16,6) | 0 | 0 | -0,285 (10,1) | 0 | 0,636 (10,5) | 0 | -0,654 (11,4) |
| α'_1 | -0,131 (5,3) | . | 0,001 (3,2) | 0 | 0 | -0,177 (3,0) | 0 | 0,123 (2,1) | 0 | - |
| α'_2 | -4,294 (6,1) | -0,897 (5,6) | . | 0 | 0 | -6,040 (3,6) | 0 | . | 0 | - |
| α'_3 | -0,242 (5,5) | -0,046 (4,5) | -0,002 (3,4) | 0 | 0 | -0,304 (2,8) | 0 | -0,326 (3,2) | 0 | - |

LR = 0,788

AR(1) = 0,091 AR(2) = 0,654
AR(3) = 0,728 AR(4) = 0,078

DH = 0,915
ARCH(1) = 0,966 ARCH(2) = 0,700

Objaśnienia: jak do tab. 9.3.

specyfikacji równania inflacji i zastąpieniu trendu deterministycznego t bezpośrednimi inwestycjami zagranicznymi a^{FDI} (tab. 9.10, dolny panel).

Po czwarte, powiązanie trendu dezinflacyjnego z napływem FDI pozwala na usunięcie trendu deterministycznego z przestrzeni kointegracyjnej. Jednoczesne uwzględnienie t i a^{FDI} w drugim wektorze kointegrującym (równanie cen) sprawia, że oceny parametrów równowagi przy obu zmiennych stają się statystycznie nieodróżnialne od zera. Nie jest możliwe także empiryczne potwierdzenie jednoczesnego wpływu a^{FDI} na inflację krajową (drugi wektor kointegrujący) i na realny kurs walutowy (trzeci wektor kointegrujący), gdyż w tym drugim przypadku elastyczność kursu realnego q^T względem a^{FDI} jest nieodróżnialna od zera. Nałożenie odpowiednich restrykcji prowadzi do parametryzacji modelu (tab. 9.10, dolny panel), której interpretacja jest zbieżna z predykcjami modeli NOEM: wzrost TFP i wynikające zeń spadki kosztów jednostkowych i cen przekładają się na deprecjację kursu realnego. Wyniki estymacji modelu bez trendu deterministycznego w przestrzeni kointegrującej:

$$y_{(n)}^E = [q^T, \Delta p^T, i^S, a^{OFL}, r^{TOT}]' \quad (9.17a)$$

$$y_{(h)}^X = [a^{FDI}, U^{DST}, \Delta p^{*T}, i^{*S}]' \quad (9.17b)$$

zawarto w tabeli 9.11. Oceny parametrów równowagi są zbliżone. Uwagę zwraca jednak wzrost oszacowania elastyczności inflacji Δp^T względem kursu realnego $q q^T$.

Po piąte, porównanie oszacowań parametrów równowagi uzyskanych w trzecich wektorach kointegrujących obu parametryzacji modelu (tabele 9.10 i 9.11, wektory $\beta_{3(m)}$, górne i dolne panele) wskazuje, że usunięcie z nich a^{FDI} prowadzi do umiarkowanych zmian ocen parametrów przy realnych stopach procentowych (spadek o ok. 20%) oraz pozostałych pasywach zagranicznych netto a^{OFL} (spadek o 13–17%) i jednocześnie znacznego wzrostu oszacowania elastyczności wiążącej kurs realny z relatywnymi wskaźnikami *terms of trade* (wzrost o ok. 40%). Uzyskane wyniki są oczywistą konsekwencją nałożenia dodatkowych restrykcji, ale fakt, że największym, kompensacyjnym zmianom podlegają oceny parametru przy relatywnych *terms of trade* można zinterpretować jako pośrednie potwierdzenie tezy, zgodnie z którą część informacji zawartej w bezpośrednich inwestycjach zagranicznych a^{FDI} jest obecna w relatywnych *terms of trade* r^{TOT} .

To ostatnie spostrzeżenie oraz wcześniejsza dyskusja o roli konkurencyjności pozacenowej uzasadniają weryfikację hipotezy o skointegrowaniu relatywnych *terms of trade* z bezpośrednimi inwestycjami brutto (równania (9.7)–(9.8)). W tym celu rozważono system VEC-I(1) (9.17) z czterema wektorami kointe-

grującymi. Zwiększenie liczby wektorów kointegrujących znajduje pewne wsparcie w wynikach testów kointegracji, ale można jednocześnie wskazać merytoryczne przesłanki przemawiające za rozważeniem wariantu modelu dla $V = 4$. Otóż w pierwszej strukturalizacji modelu VEC- $I(1)$ (9.16)–(9.17) (tab. 9.10 i 9.11, górne panele) trzecie wektory kointegrujące wiążą wahania realnego kursu walutowego q^T z pozostałym zadłużeniem zagranicznym a^{OFL} i jednocześnie z bezpośrednimi inwestycjami brutto a^{FDI} i relatywnymi wskaźnikami *terms of trade* r^{TOT} . Łatwo zatem zauważyć, że podobnie jak wielu empirycznych modeli BEER omówionych w poprzednim rozdziale, modele hybrydowe CHEER-BEER (9.16)–(9.17) podlegają krytyce akcentującej przeparametryzowanie równań kursu realnego, gdyż aprecjacja q^T wynika w nich z oddziaływania dwóch powiązanych ze sobą mechanizmów. Z jednej strony trend FDI aproksymuje wzrost TFP i poprzez mechanizmy podażowe prowadzi do aprecjacji q^T , ale jednocześnie wzrost TFP i „nasycanie” gospodarki nowoczesnymi technologiami jest czynnikiem sprzyjającym specjalizacji w sektorze *tradables* i wzrostowi *terms of trade* i również przekłada się na aprecjację kursu realnego. Naturalnym rozwiązaniem jest zatem próba identyfikacji dwóch wektorów kointegrujących, z których pierwszy opisywałby realny kurs walutowy jako funkcję długu zagranicznego a^{OFL} i relatywnych *terms of trade* lub udziału FDI w PKB, drugi zaś kwantyfikowałby *explicite* zależność między r^{TOT} i a^{FDI} .

Wyniki estymacji parametrów modelu VEC- $I(1)$ (9.17) z czterema warunkami równowagi zawarto w tabeli 9.12.

Interpretacja dwóch pierwszych wektorów kointegrujących jest zbliżona do zaprezentowanej w modelu CHEER (rozdział VI). Równanie krótkookresowej równowagi rynku walutowego:

$$q^T = -10,08 \underset{(6,5)}{((i^S - \Delta p^T) - (i^{*S} - \Delta p^{*T}))} + 0,189 \underset{(6,6)}{U^{DST}} + \hat{\mu}_1 \quad (9.18)$$

wiąże wahania q^T z mechanizmami charakterystycznymi dla strategii *carry trade*. Równanie inflacji krajowej:

$$\Delta p^T = 0,0084 \underset{(1,5)}{q^T} - 0,0047 \underset{(3,5)}{a^{FDI}} + \hat{\mu}_2 \quad (9.19)$$

ma charakter symptomatyczny. Hipoteza, zgodnie z którą wyjaśnienie spadku inflacji za pomocą udziału FDI w PKB ma charakter przybliżenia, a leżące u jej podstaw założenie o możliwości aproksymacji malejącego tempa wzrostu jednostkowych kosztów pracy za pomocą a^{FDI} wymaga weryfikacji w inaczej definiowanych systemach VEC. Przykład modelu uzależniającego inflację w sektorze wymiennym od (i) dynamiki płac, (ii) relacji cen i jednostkowych

Tabela 9.12. Estymacja parametrów modelu VEC-I(1) (9.17), $V = 4$, 1999:01–2009:09

| | q^T | Δp^T | i^S | Δp^{*T} | i^{*S} | a^{OFL} | a^{FDI} | r^{TOT} | U^{DST} | μ |
|-----------------------------|------------------------|------------------------|-----------------|-----------------|---------------------------------|------------------|------------------|------------------------|-----------------|------------------|
| β'_1 | 1 | -10,08 (6,5) | 10,08 (6,5) | 10,08 (6,5) | -10,08 (6,5) | 0 | 0 | 0 | -0,189 (6,6) | 0,086 (3,5) |
| β'_2 | -0,0084 (1,5) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,0047 (3,5) | 0 | 0 | 0,0044 (2,3) |
| β'_3 | 1 | -12,67 (17,5) | 12,67 (17,5) | 0 | 0 | -0,268 (10,6) | 0 | 0,691 (12,0) | 0 | -0,639 (12,2) |
| β'_4 | 0,720 (5,8) | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -0,293 (10,4) | 1 | 0 | -0,519 (13,2) |
| α'_1 | -0,147 (5,4) | . | 0,001 (2,2) | 0 | 0 | -0,213 (3,3) | 0 | 0,167 (2,7) | 0 | - |
| α'_2 | -4,832 (6,4) | -0,930 (5,4) | . | 0 | 0 | -6,716 (3,7) | 0 | . | 0 | - |
| α'_3 | -0,290 (6,0) | -0,046 (4,2) | -0,002 (3,6) | 0 | 0 | -0,382 (3,3) | 0 | -0,290 (2,7) | 0 | - |
| α'_4 | 0,107 (2,8) | . | 0,001 (2,4) | 0 | 0 | . | 0 | -0,275 (3,3) | 0 | - |
| LR = 0,124 | | | | | | | | | | |
| AR(1) = 0,231 AR(2) = 0,681 | | | | | DH = 0,823 | | | | | |
| AR(3) = 0,762 AR(4) = 0,107 | | | | | ARCH(1) = 0,786 ARCH(2) = 0,750 | | | | | |

Objaśnienia: jak do tab. 9.3.

kosztów produkcji w sektorze *tradables*, (iii) relacji deflatora importu i jednostkowych kosztów pracy w sektorze wymiennym, (iv) kursu realnego q^T oraz (v) stopy bezrobocia przedstawia Kelm (2010b).

Trzeci wektor kointegrujący identyfikuje trajektorię kursu realnego:

$$q^T = -12,67 \underset{(17,5)}{(i^S - \Delta p^T)} + 0,268 \underset{(10,6)}{a^{OFL}} - 0,691 \underset{(12,0)}{r^{TOT}} + \hat{\mu}_3 \quad (9.20)$$

której można nadać interpretację średniookresową. Jednoprocentowy jednoczesny wzrost zadłużenia zagranicznego a^{OFL} i spadek relatywnych *terms of trade* r^{TOT} prowadzi do prawie wprost proporcjonalnej (0,96%) deprecjacji kursu realnego q^T i jest to wynik potwierdzający jednocześnie predykcje modeli strumieniowo-zasobowych i modeli NOEM. Powyższa interpretacja ma jednak charakter warunkowy, gdyż równanie (9.20) zawiera krajowe realne stopy procentowe i nie jest jednocześnie możliwe rozszerzenie go o stopy zagraniczne (niemożność nałożenia restrykcji symetrii na parametry przy stopach realnych $i^S - \Delta p^T$ i $i^{*S} - \Delta p^{*T}$ oraz nieistotność $i^{*S} - \Delta p^{*T}$ w modelu bez restrykcji). Problemy interpretacyjne wynikają stąd, że semielastyczność kursu realnego q^T względem $i^S - \Delta p^T$ jest zbliżona do uzyskanej w równaniu (9.18), zaś ocena parametru korekty błędem w równaniu Δq^T przy trzecim wektorze kointegrującym (-0,290, tab. 9.12, dolny panel) jest ponad dwukrotnie większa od oszacowania parametru kwantyfikującego tempo dostosowań kursu realnego wzdłuż pierwszego wektora kointegrującego (-0,147). Oznacza to, że skutki zmian krajowych nominalnych stóp procentowych (np. ich wzrost o 1 punkt proc.) na Δq^T będą ponad trzykrotnie większe od skutków analogicznej zmiany stóp zagranicznych. Ponieważ skala transmisji krajowych impulsów monetarnych jest duża, nadanie stopom realnym $i^S - \Delta p^T$ interpretacji tzw. zmiennej kontrolnej, aproksymującej oddziaływanie pominiętych zmiennych, jest problematyczne. Możliwa jest jednak interpretacja alternatywna, jeśli obecność realnych stóp procentowych w równaniu (9.20) powiązać z celami polityki monetarnej. Przyjęcie takiej perspektywy pozwala sformułować tezę, zgodnie z którą równanie (9.20) kwantyfikuje średniookresową zależność między kursem realnym q^T i zmiennymi fundamentalnymi a^{OFL} i r^{TOT} po uwzględnieniu tej części wahań q^T , która bezpośrednio zależy od krótkookresowych korekt stóp procentowych banku centralnego.

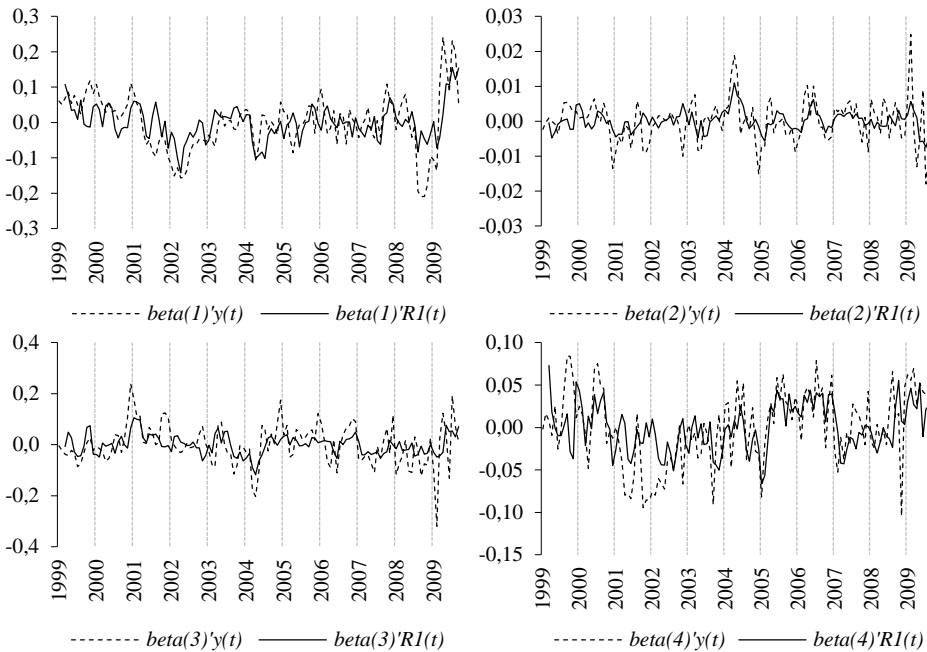
Czwartą relację kointegrującą znormalizowano względem wskaźników *terms of trade*:

$$r^{TOT} = 0,293 \underset{(10,4)}{a^{FDI}} - 0,720 \underset{(5,8)}{q^T} + \hat{\mu}_4 \quad (9.21)$$

O takim rozwiązaniu zdecydowała analiza parametrów dostosowań, z której jednoznacznie wynikało, że dodatkowy wektor kointegrujący definiuje ścieżkę, wzdłuż której zachodzą dostosowania r^{TOT} . Na podstawie równania (9.21) można wyprowadzić dwa wnioski. Po pierwsze, empiryczne potwierdzenie znajduje pośrednie oddziaływanie FDI na wskaźniki *terms of trade*, co można również zinterpretować jako potwierdzenie znaczącej roli konkurencyjności pozacenowej w kształtowaniu bilansu handlowego Polski. Po drugie, ujemne oszacowanie parametru przy kursie realnym q^T jest zgodne z wnioskami formułowanymi w modelach NOEM, w których wzrost *terms of trade* przekłada się na deprecjację waluty krajowej. Możliwa jest także interpretacja uwzględniająca obecność strategii cenowych PTM. Zakładając, że ceny eksportu i importu są współkształtowane przez ceny krajowego sektora wymiennego oraz ceny zagranicznego sektora *tradables* w przeliczeniu na walutę krajową, tj. $p^E = v_E p^T + (1 - v_E)(p^{*T} + b)$ i $p^M = v_M p^T + (1 - v_M)(p^{*T} + b)$, łatwo wykazać, że znak parametru wiążącego krajowy wskaźnik *terms of trade* i kurs realny q^T zależy od relacji wag v_E i v_M , $p^E - p^M = (v_M - v_E)q^T$. Ten ostatni wniosek jest ważny z tego względu, że równanie (9.21) można przekształcić do postaci $r^{TOT} = -\theta_1(v_M - v_E)^{-1}(p^E - p^M) + \theta_1 a^{FDI}$ (θ_1, θ_2 – parametry), co prowadzi do równoważnego z (9.21) równania $p^E - p^M = \tilde{\theta}_1(p^{*E} - p^{*M}) + \tilde{\theta}_2 a^{FDI}$, w którym $\tilde{\theta}_2 > 0$ jeśli tylko zachodzi $v_M - v_E > 0$. Badania prezentowane w pracy Rubaszka (2009) wskazują, że udział cen krajowych w kształtowaniu cen importu i eksportu wynosi odpowiednio 0,84 i 0,74, a to oznacza, że implikowany przez równanie (9.21) wniosek od dodatnim znaku parametru kwantyfikującego oddziaływanie kursu realnego na krajowy wskaźnik *terms of trade* znajduje w przypadku Polski potwierdzenie empiryczne.

Zamykając dyskusję poświęconą estymacji parametrów równowagi i parametrów dostosowań modelu hybrydowego (9.17) w skróconej próbie 1999:01–2009:09, uwagę należy zwrócić na dwa fakty. Po pierwsze, interpretacji relacji kointegrujących (9.18)–(9.21) dokonano normalizując pierwszy i trzeci wektor kointegrujący względem kursu realnego, zaś wektor drugi i czwarty – względem inflacji krajowej i relatywnych wskaźników *terms of trade*. Warto jednak zauważyć, że oceny parametrów dostosowań kursu realnego wskazują na dostosowania Δq^T wzdłuż ścieżek wyznaczanych przez wszystkie wektory kointegrujące, co oznacza zbieżność realnego kursu PLN/EUR do trajektorii spójnych z alternatywnymi teoretycznymi modelami kursów walutowych. Równanie (9.18) można interpretować jako model nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych z premią za ryzyko, podczas gdy dostosowania q^T do ścieżki (9.19) można zinterpretować jako potwierdzenie hipotezy parytetu siły nabywczej walut skorygowanej o efekty reprezentowane przez inflację i napływy FDI.

Specyfikacja równania (9.20) nawiązuje do standardowych modeli BEER wiążących średniookresowe wahania kursów realnych z zadłużeniem zagranicznym i skumulowanymi szokami podaźowymi, zaś równanie (9.21) potwierdza istotną rolę strategii cenowych PTM w kształtowaniu kursu realnego. Interpretacja takich wyników jest kłopotliwa, jeśli punktem odniesienia jest standardowo interpretowana hipoteza racjonalnych oczekiwań implikująca istnienie jednego, zobiektywizowanego modelu kursu realnego, ale jest w pełni akceptowalna, jeśli tylko przyjąć konkurencyjną hipotezę niedoskonałej wiedzy IKE.

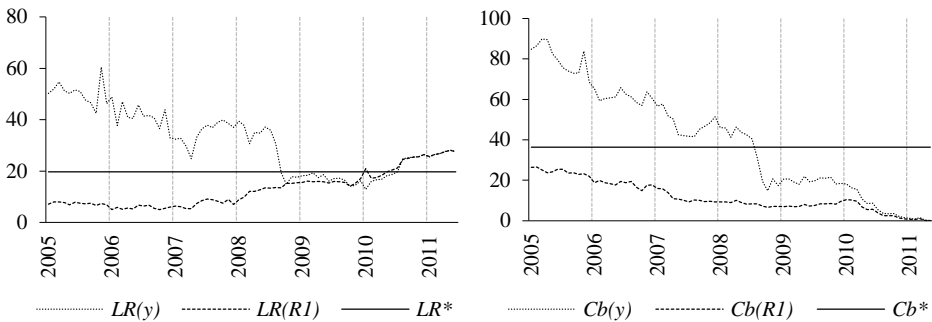


Rysunek 9.5. Relacje $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{v(m)}R_t$ w modelu VEC- $I(1)$ (9.17) z wektorami kointegrującymi (9.18)–(9.21), 1999:01–2009:09

Po drugie, strukturalizacja czterech wektorów kointegrujących okazuje się znacznie bardziej kłopotliwa niż identyfikacja równań równowagi w modelu z trzema relacjami równowagi. Świadczy o tym relatywnie mały graniczny poziom istotności (0,124) w teście restrikcji strukturalizujących. Taki wynik prowadzi do pytania o stabilność parametrów modelu VEC definiowanego przez wektory kointegrujące (9.18)–(9.21), a wątpliwości narastają, jeśli uwzględnić fakt, że wnioski sformułowano na podstawie wyników estymacji w skróconej

próbie, nieobejmującej późniejszej fazy kryzysu *subprime*. Na potencjalne zagrożenia wynikające z pominięcia w badaniach kryzysu *subprime* wskazuje analiza relacji $\beta_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta_{v(m)}R_{1t}$, które w obu równaniach kursu realnego (9.18) i (9.20) i równaniu cen (9.19) wykazują duże wahania od drugiego półrocza 2008 (rys. 9.5).

Estymacja parametrów modelu VEC-I(1) (9.17) w próbie rozszerzonej 1999:01–2011:06 potwierdza powyższe wątpliwości. Po pierwsze, rekursywne testy restrykcji strukturalizujących wskazują, że wraz z wydłużaniem próby równania (9.18)–(9.21) stają się niespójne z własnościami procesu generującego zmienne modelu VEC-I(1) (9.17) – oszacowania parametrów równowagi różnią się od uzyskiwanych w krótszej próbie 1999:01–2009:09, a testy LR dają podstawy do odrzucenia restrykcji strukturalizujących (rys. 9.6).

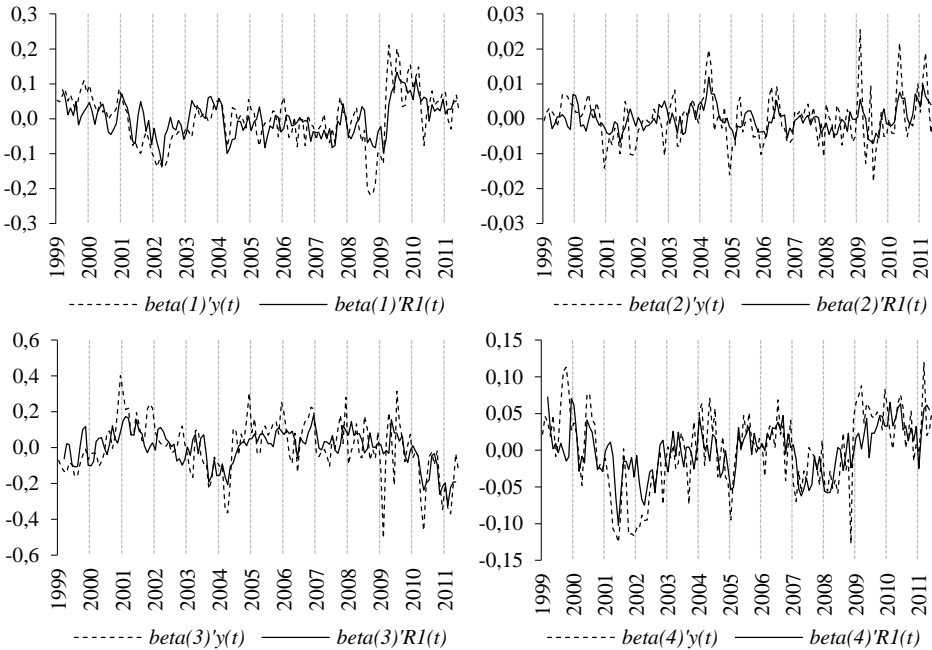


Rysunek 9.6. Rekursywne testy restrykcji strukturalizujących LR i rekursywne testy Cb stałości parametrów równowagi $\beta = \bar{\beta}$ w modelu VEC-I(1) (9.17) z wektorami kointegrującymi (9.18)–(9.21), 1999:01–2005:01/2011:06

Objaśnienia: LR*, Cb* – wartości krytyczne przy poziomie istotności 0,05; LR(R1), Cb(R1) – testy restrykcji w modelu skoncentrowanym (por. rozdział IV, punkt 5.2)

Po drugie, analiza reszt $\beta_{v(m)}R_{1t}$ prowadzi do wniosku niesprzecznego ze sformułowanym już na podstawie analizy modelu CHEER, zgodnie z którym przełom pierwszego i drugiego kwartału 2009 wyznacza początek okresu trwałego niedowartościowanie kursu realnego jeśli jego poziom odnosić do trajektorii wyznaczonej przez równanie UIP (rys. 9.7, lewy górny panel). Łatwo jednocześnie zauważyć, że skala niedowartościowania złotego jest wyraźnie większa od drugiego kwartału 2009 do pierwszego kwartału 2010 i nieco mniejsza w dalszej części badanego okresu. Analiza reszt $\beta_{v(m)}R_{1t}$ w równaniu inflacji (rys. 9.7, prawy górny panel) pozwala na częściowe wyjaśnienie przyczyn zróżnicowania

odchylenia q^T od ścieżki (9.18). I tak, wzrost inflacji ponad poziom zgodny z równaniem (9.19) następuje od drugiego kwartału 2010 r., a przesunięcie w czasie można wiązać z opóźnieniami w standardowym mechanizmie transmisji kursu walutowego (*pass through*). W tym samym okresie obserwowane jest wzmocnienie złotego względem trajektorii (9.18), a to oznacza, że można je wiązać z dostosowaniem cenowym – wzrost cen krajowego sektora wymiennego przekłada się na aprecjację kursu realnego. Ostatecznie sekwencja obejmująca kolejno skokowy wzrost ryzyka walutowego, deprecjację nominalną i realną, a następnie wzrost dynamiki cen krajowych i umocnienie złotego, nie prowadzi w analizowanym okresie do powrotu q^T i q^T na ścieżki równowagi sprzed kryzysu *subprime*. Inne jest wyjaśnienie ujemnych, wskazujących na przewartościowanie, odchylen kursu realnego od ścieżki równowagi wyznaczanej przez równanie (9.20). Otóż, wywołany kryzysem *subprime* wzrost kursu nominalnego jest czynnikiem skokowo zwiększającym udział pozostałego zadłużenia zagranicznego w PKB. Od przełomu lat 2008–2009 następuje wyraźny wzrost dynamiki a^{OFL} (rys. 9.4, dolne panele) i to właśnie ten proces decyduje o ujemnym, wskazującym na przewartościowanie, odchyleniu q^T od trajektorii (9.20).



Rysunek 9.7. Relacje $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{v(m)}R_{1t}$ w modelu VEC-I(1) (9.17) z wektorami kointegracyjnymi (9.18)–(9.21), 1999:01–2011:06

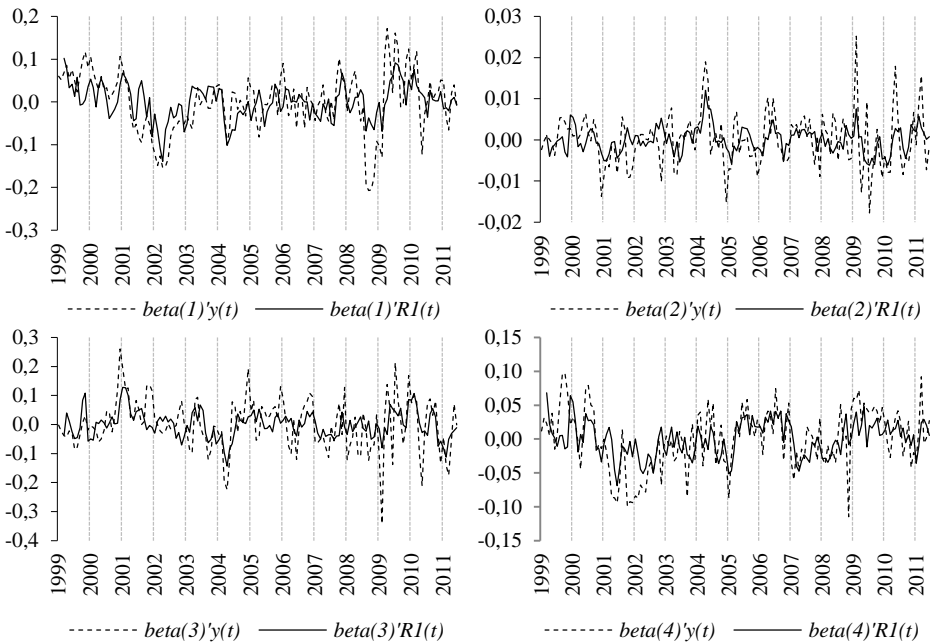
Podobnie jak w przypadku modelu CHEER respecyfikacja modelu (9.17) w próbie 1999:01–2011:06 polegała na rozszerzeniu go o zmienne sztuczne uwzględniające omówione wyżej zmiany strukturalne. Rozważono system VEC:

$$y_{(m)}^E = [q^T, \Delta p^T, i^S, a^{OFL}, r^{TOT}; t, c0904, c0912]' \quad (9.22a)$$

$$y_{(h)}^X = [a^{FDI}, U^{DST}, \Delta p^{*T}, i^{*S}]' \quad (9.22b)$$

w którym obecność zmiennej $c0904$ należy wiązać ze wzrostem ryzyka globalnego, zaś zmienna $c0912$ wyróżnia okres, w którym następuje wzrost inflacji i jest jednocześnie obserwowane szybsze narastanie długu a^{OFL} .

Wyniki testów kointegracji okazują się zbieżne do uzyskanych we wcześniejszych wariantach modelu: test *Trace* wskazuje na obecność 4 wektorów kointegrujących (p -value = 0,472), a uwzględnienie korekty Bartletta prowadzi do identyfikacji 3 relacji równowagi (0,138). W tabeli 9.13 zestawiono wyniki estymacji dla $V=3$ i $V=4$, a na rysunku 9.8 są przedstawione relacje $\beta_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta_{v(m)}R_{1t}$ w modelu z czterema warunkami równowagi.



Rysunek 9.8. Relacje $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{v(m)}R_{1t}$ w modelu VEC- $I(1)$ (9.22) z wektorami kointegrującymi (9.23)–(9.26), 1999:01–2011:06

Tabela 9.13. Estymacja parametrów modelu VEC-I(1) (9.22), 1999:01–2011:06

| | q^T | Δp^T | i^S | Δp^{*T} | i^{*S} | a^{OFL} | a^{FDI} | r^{TOT} | U^{DST} | $c0904$ | $c0912$ | μ | |
|---------------|------------------------|------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|------------------|--|
| β'_1 | 1 | -11,68 (7,6) | 11,68 (7,6) | 11,68 (7,6) | -11,68 (7,6) | 0 | 0 | 0 | -0,178 (6,1) | -0,073 (3,3) | 0 | 0,085 (3,6) | |
| β'_2 | -0,0036 (0,7) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,0069 (4,9) | 0 | 0 | 0 | -0,0048 (3,6) | 0,0065 (3,3) | |
| β'_3 | 1 | -15,44 (17,1) | 15,44 (17,1) | 0 | 0 | -0,309 (10,1) | 0 | 0,688 (8,5) | 0 | 0 | 0,172 (5,8) | -0,711 (11,3) | |
| α'_1 | -0,135 (5,4) | . | 0,001 (3,3) | 0 | 0 | -0,169 (2,8) | 0 | . | 0 | - | - | - | |
| α'_2 | -4,469 (6,8) | -1,085 (6,3) | . | 0 | 0 | -5,768 (3,6) | 0 | . | 0 | - | - | - | |
| α'_3 | -0,216 (6,0) | -0,047 (5,1) | -0,001 (2,8) | 0 | 0 | -0,246 (2,8) | 0 | -0,264 (3,0) | 0 | - | - | - | |
| LR = 0,400 | | | | | | | | | | | | | |
| AR(1) = 0,047 | | | | AR(2) = 0,260 | | | | DH = 0,418 | | | | | |
| AR(3) = 0,807 | | | | AR(4) = 0,027 | | | | ARCH(1) = 0,577 | | ARCH(2) = 0,406 | | | |

Tabela 9.13. (cd.)

| | q^T | Δp^T | i^S | Δp^{*T} | i^{*S} | a^{OFL} | a^{FDI} | r^{TOT} | U^{DST} | $c0904$ | $c0912$ | μ |
|-------------|------------------------|------------------------|-----------------|-----------------|----------------|------------------|------------------|------------------------|-----------------|-----------------|------------------|------------------|
| β'_1 | 1 | -9,78 (7,4) | 9,78 (7,4) | 9,78 (7,4) | -9,78 (7,4) | 0 | 0 | 0 | -0,180 (7,2) | -0,065 (3,2) | 0 | 0,086 (4,2) |
| β'_2 | -0,0064 (1,2) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,0049 (3,6) | 0 | 0 | 0 | -0,0045 (3,6) | 0,0042 (2,2) |
| β'_3 | 1 | -13,67 (18,3) | 13,67 (18,3) | 0 | 0 | -0,264 (10,6) | 0 | 0,701 (10,4) | 0 | 0 | 0,137 (5,5) | -0,626 (12,2) |
| β'_4 | 0,803 (8,6) | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | -0,309 (14,5) | 1 | 0 | 0 | -0,032 (2,0) | -0,527 (18,0) |
| α'_1 | -0,157 (5,2) | . | . | 0 | 0 | -0,250 (3,4) | 0 | 0,229 (3,3) | 0 | - | - | - |
| α'_2 | -4,804 (6,5) | -1,047 (5,5) | . | 0 | 0 | -7,514 (4,2) | 0 | . | 0 | - | - | - |
| α'_3 | -0,272 (6,2) | -0,051 (4,5) | -0,002 (3,3) | 0 | 0 | -0,361 (3,4) | 0 | -0,226 (2,2) | 0 | - | - | - |
| α'_4 | 0,079 (1,7) | . | 0,001 (2,4) | 0 | 0 | 0,291 (2,7) | 0 | -0,379 (3,6) | 0 | - | - | - |
| LR = 0,122 | | | | | | | | | | | | |
| | | | AR(1) = 0,204 | | | | AR(2) = 0,313 | | DH = 0,194 | | | |
| | | | AR(3) = 0,932 | | | | AR(4) = 0,035 | | ARCH(1) = 0,576 | | | |
| | | | | | | | | | ARCH(2) = 0,657 | | | |

Objaśnienia: jak do tab. 9.3.

Wnioski są następujące.

Po pierwsze, uwzględnienie zmiennych zero-jedynkowych $c0904$ i $c0912$ pozwala odtworzyć relacje kointegrujące zidentyfikowane w modelu VEC (9.17). Oceny parametrów równowagi są zbliżone, zaś parametry dostosowań potwierdzają obecność zidentyfikowanych wcześniej procesów równoważących system. Po drugie, oceny parametrów przy zmiennych sztucznych potwierdzają wniosek o trwałym wzroście ryzyka walutowego (pierwszy wektor kointegrujący) i tezę o przewartościowaniu kursu realnego jeśli porównywać jego ścieżkę z trajektorią definiowaną przez równanie BEER (tab. 9.13, dolny panel, trzeci wektor kointegrujący). Po trzecie, empiryczne potwierdzenie znajduje hipoteza o trwałym wzroście inflacji krajowej. Po czwarte, analiza relacji $\beta_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta_{v(m)}R_t$ wskazuje, że rozszerzenie modelu o zmienne $c0904$ i $c0912$ zapewnia akceptowalne własności wektorów kointegrujących.

Pewne zastrzeżenia mogą budzić wyniki testu restrykcji przedzidentyfikowanych w systemie z czterema warunkami równowagi. W szczególności, graniczny poziom istotności równy 0,122 może prowadzić do krytyki, iż struktura zależności pomiędzy zmiennymi modelu VEC- $I(1)$ (9.22) w zbyt małym stopniu replikuje rzeczywiste własności procesu generującego dane, a w zbyt dużym jest determinowana przez aprioryczne założenia. Co więcej, wyniki testów rekursywnych (rys. 9.9) wskazują, iż graniczne poziomy istotności przyjmują wartości tylko nieco mniejsze od standardowo przyjmowanego poziomu istotności 0,05, niezależnie od faktu, iż testy stałości parametrów równowagi nie dają podstaw do odrzucenia hipotezy $\beta = \bar{\beta}$, a estymacja rekursywna wskazuje na stabilizację oszacowań wraz z wydłużaniem wykorzystywanej próby. Z tej perspektywy model VEC- $I(1)$ (9.22) z czterema wektorami kointegrującymi (pominięto wyrazy wolne):

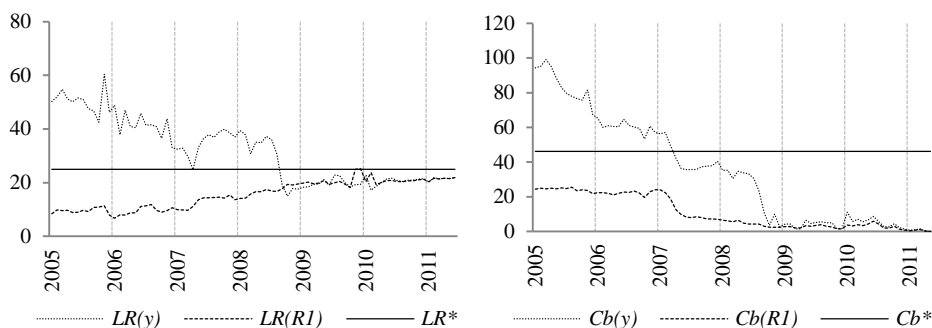
$$q^T = \underset{(7,4)}{-9,78}((i^S - \Delta p^T) - (i^{*S} - \Delta p^{*T})) + \underset{(7,2)}{0,180}U^{DST} + \underset{(3,2)}{0,065}c0904 \quad (9.23)$$

$$\Delta p^T = \underset{(1,2)}{0,0064}q^T - \underset{(3,6)}{0,0049}a^{FDI} + \underset{(3,6)}{0,0045}c0912 \quad (9.24)$$

$$q^T = \underset{(18,3)}{-13,67}(i^S - \Delta p^T) + \underset{(10,6)}{0,264}a^{OFL} - \underset{(10,4)}{0,701}r^{TOT} - \underset{(5,5)}{0,137}c0912 \quad (9.25)$$

$$r^{TOT} = \underset{(14,5)}{0,309}a^{FDI} - \underset{(8,6)}{0,803}q^T + \underset{(2,0)}{0,032}c0912 \quad (9.26)$$

wymaga weryfikacji opartej na dłuższych szeregach czasowych. Nie zmienia to jednak faktu, że model VEC- $I(1)$ (9.22) z trzema wektorami kointegrującymi znajduje pełne potwierdzenie empiryczne, a to z kolei oznacza, że potwierdzenie znajduje hipoteza zakładająca dostosowania kursu realnego q^T do trajektorii równowagi definiowanych przez alternatywne modele teoretyczne.



Rysunek 9.9. Rekursywne testy restrykcji strukturalizujących LR i rekursywne testy Cb stałości parametrów równowagi $\beta = \bar{\beta}$ w modelu VEC-I(1) (9.22) z wektorami kointegrującymi (9.23)–(9.26), 1999:01–2005:01/2011:06

Objaśnienia: jak do rys. 9.6.

W tabeli 9.14 zestawiono najważniejsze diagnostyki modelu CHEER i modeli hybrydowych CHEER-BEER z trzema i czterema wektorami kointegrującymi. Potwierdzają one jednoznacznie, iż rozszerzenie modelu krótkookresowego CHEERR o mechanizmy średniookresowe prowadzi nie tylko do wyraźnej poprawy własności stochastycznego równania Δq^T , ale również do zwiększenia precyzji odwzorowania zmienności kursu PLN/EUR w analizowanej próbie.

Tabela 9.14. Diagnostyki w modelu CHEER i modelach CHEER-BEER

| | CHEER (tabela 6.17) | CHEER-BEER V = 3 (tabela 9.13) | CHEER-BEER V = 4 (tabela 9.13) |
|--|------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|
| Diagnostyki równania kursu walutowego Δq^T | | | |
| Skośność | 0,404 | 0,213 | 0,233 |
| Kurtoza | 3,315 | 3,101 | 3,243 |
| Normalność (DH) | 0,127 | 0,506 | 0,378 |
| \bar{R}^2 | 0,477 | 0,671 | 0,673 |
| Diagnostyki modelu VEC (systemowe) | | | |
| AR(1) | 0,030 | 0,047 | 0,204 |
| AR(2) | 0,398 | 0,260 | 0,313 |
| ARCH(1) | 0,084 | 0,578 | 0,576 |
| Normalność (DH) | 0,000 | 0,420 | 0,194 |
| Wsp. korelacji kanonicznej | 0,661 | 0,645 | 0,658 |

Objaśnienia: dla testów normalności Doornika-Hansena (DH), autokorelacji AR(s) i heteroskedastyczności ARCH(s) składników losowych podano graniczne poziomy istotności (p-values).

Podsumowanie

Celem badań omawianych w rozdziale IX była próba rozszerzenia krótkookresowego modelu CHEER ze zmienną w czasie premią o mechanizmy decydujące o średniookresowych wahaniami lub trendach realnego kursu PLN/EUR. Punktem wyjścia analizy była hipoteza gospodarki niedoskonałej wiedzy, zgodnie z którą inwestorzy mogą formułować swoje oczekiwania na podstawie różnych modeli i w różnych horyzontach czasowych. Heterogeniczność uczestników rynku walutowego dopuszcza zatem sytuację, w której wahania kursów rynkowych są wypadkową krótko- i średnioterminowych strategii inwestycyjnych, a to z kolei oznacza, że w badaniach empirycznych należy uwzględnić jednoczesne oddziaływanie kursy walutowe heterogenicznych zbiorów ich determinant. Dlatego też w badaniach kursu złotego założono, że zidentyfikowana w rozdziale VI relacja równowagi wiążąca wahania realnego kursu PLN/EUR z krótkoterminowymi stopami procentowymi i wahaniami ryzyka walutowego może być tylko jedną z kilku alternatywnych relacji definiujących warunki równowagi na rynku walutowym. Wyniki empiryczne uzyskane w ramach strategii *od-szczegółu-do-ogółu*, która jest rekomendowana w przypadku badań modeli VEC o dużych wymiarach, potwierdzają tak sformułowaną hipotezę badawczą. Wyniki estymacji parametrów kolejnych wariantów hybrydowego modelu hybrydowego wskazują również, że badania empiryczne, w których łączy się w jednym systemie VEC konkurencyjne lub komplementarne modele teoretyczne nie powinny ograniczać się do testów hipotez spójnych z poszczególnymi modelami teoretycznymi. Zgodnie z otwierającym monografię stwierdzeniem Katariny Juselius o „zaskakującej informatywności danych” odpowiednio szczegółowa analiza regularności w szeregach czasowych danych pozwala nie tylko weryfikować hipotezy bezpośrednio wynikające z modeli teoretycznych, ale może również prowadzić do odkrywania nowych zależności przyczynowo-skutkowych.

Konsekwencją przyjęcia strategii FSTG jest sekwencyjna procedura konstrukcji hybrydowego modelu PLN/EUR.

W pierwszym kroku model CHEER rozszerzono o relatywną sektorową wydajność pracy standardowo wykorzystywaną w innych badaniach w roli aproksymanty efektu Balassy-Samuelsona. Wyniki estymacji nie potwierdziły aprecjacyjnego oddziaływania czynników podażowych na realny kurs PLN/EUR definiowany dla cen sektorów *tradables*, ale jednocześnie zidentyfikowano potencjalny i spójny ze wskazaniem modeli NOEM związek pomiędzy zmienną reprezentującą efekt BS i relatywnymi wskaźnikami *terms of trade*. Skutkiem

było przeformułowanie hipotez badawczych i próba potwierdzenia zależności przyczynowo-skutkowych wiążących kurs realny ze wskaźnikami *terms of trade*, których trendy mogą odzwierciedlać postępującą specjalizację kraju w produkcji wybranych towarów *tradables* (por. rozdz. VII, pkt 5) i możliwość szerokiego stosowania strategii cenowych PTM. Ponieważ kurs realny definiowany dla cen sektorów wymiennych charakteryzuje się w analizowanej próbie oscylacjami wokół stałej, zaś relatywne wskaźniki *terms of trade* (i relatywne sektorowe wydajności pracy) systematycznie rosną, identyfikacja determinant kursu PLN/EUR wymagała – z jednej strony – rozszerzenia modelu hybrydowego o zmienną decydujących o obecności wskazanych wyżej trendów, z drugiej zaś – zidentyfikowania przyczyn względnej stabilizacji kursu realnego w warunkach systematycznie rosnącej konkurencyjności pozacenowej (por. rozdz. VIII, pkt 5). I w tym przypadku analiza regularności w szeregach czasowych pozwoliła postawić hipotezę o heterogenicznym charakterze zadłużenia zagranicznego, które można zdekomponować na pozytywnie oddziałujące na wydajność pracy i wskaźniki *terms of trade* napływy FDI oraz indukujące presję deprecjacyjną zadłużenie niezwiązane z napływami bezpośrednich inwestycji zagranicznych.

Ostatecznie weryfikacji empirycznej poddano model hybrydowy, w którym oprócz zmiennych obecnych w modelu CHEER uwzględniono początkowo zadłużenie związane z napływem FDI, pozostałe zadłużenie zagraniczne, relatywne wskaźniki *terms of trade* oraz realtywne sektorowe wydajności pracy, by następnie – na podstawie sekwencji testów słabej egzogeniczności, testów wykluczenia zmiennych z przestrzeni kointegracyjnej i wyników estymacji parametrów równowagi – wyłączyć z analizy aproksymantę efektu Balassy-Samuelsa.

Analiza kointegracyjna tak zdefiniowanego systemu hybrydowego CHEER-BEER prowadzi do następujących wniosków.

1. Zmienne, którym w hipotezach badawczych jest przypisywana najważniejsza rola w kształtowaniu realnego kursu PLN/EUR w krótkim i średnim okresie, tj. premia za ryzyko i udział FDI w PKB, są słabo egzogeniczne. Taki wynik pozwala na konstrukcję systemu VEC warunkowego względem tych zmiennych i zapewnia spójność interpretacji ekonomicznej, w której nie pojawia się problem dostosowań tych zmiennych do zidentyfikowanych relacji równowagi kursu realnego PLN/EUR.

2. W modelu hybrydowym obecne są 3 lub 4 wektory kointegrujące, ale niezależnie od ostatecznej decyzji o wymiarze przestrzeni kointegracyjnej na dwa z nich można nałożyć restrykcje strukturalizujące rozważane w modelu CHEER i BEER i nadać interpretację warunków równowagi kursu PLN/EUR

w krótkim i średnim horyzoncie czasowym. Taki wynik wspiera tezę, zgodnie z którą oczekiwania kursowe heterogenicznych podmiotów gospodarczych mogą być formułowane w różnych horyzontach czasowych i na podstawie różnych modeli prognostycznych, a to z kolei można zinterpretować jako empiryczne potwierdzenie hipotezy gospodarki niedoskonałej wiedzy.

3. W dającym nieco szersze możliwości interpretacyjne modelu z czterema wektorami kointegrującymi kurs realny PLN/EUR dostosowuje się do wszystkich identyfikowanych warunków równowagi. Oznacza to, że interpretację mechanizmów determinujących realny kurs PLN/EUR można rozszerzyć na inne niż opisywane przez modele CHEER i BEER modele teoretyczne. Dyskusja przedstawiona w ostatnim punkcie rozdziału IX wskazuje, że dodatkowym warunkom równowagi można nadać interpretację modelu parytetu siły nabywczej walut uwzględniającego procesy dezinflacyjne oraz modelu uzależniającego kursu PLN/EUR od strategii cenowych *pricing to market*.

4. Wyniki estymacji pozwalają sformułować ważne wnioski dla polityki gospodarczej. W szczególności, aprecjacyjne oddziaływanie bezpośrednich inwestycji zagranicznych i deprecjacyjne skutki wzrostu zadłużenia niezwiązanego z FDI pozwalają sformułować hipotezę o niestabilnym charakterze równowagi na rynku złotego. Jeśli przyjąć, że obserwowane w ostatnich latach spowolnienie napływu FDI i akceleracja pozostałego zadłużenia zagranicznego będzie miało miejsce w następnych latach, to uzasadniona staje się hipoteza, iż w nieco dłuższym horyzoncie czasowym może nastąpić głębokie, deprecjacyjne dostosowanie kursowe. Na takie zagrożenie wskazują wyniki estymacji parametrów średniookresowego równania kursu PLN/EUR w próbie 1999:01–2011:06 obejmującej kryzys *subprime* i kryzysy zadłużeniowe krajów południowoeuropejskich (równanie (9.25)), zgodnie z którymi od przełomu lat 2009–2010 jest obserwowane przewartościowanie złotego względem euro. Jeśli przyjąć, że skokowa i niekonieczna głęboka deprecjacja złotego może być skutkiem okresowego wzrostu ryzyka globalnego, a to z kolei doprowadzi do dalszego wzrostu udziału zadłużenia zagranicznego niezwiązanego z napływem FDI w PKB, to wyniki uzyskane w modelu hybrydowym pozwalają nakreślić scenariusz ostrzegawczy, w którym przyczyną kryzysu walutowego może być bezpośrednia współzależność pomiędzy kursem PLN/EUR i poziomem długu zagranicznego.

ZAKOŃCZENIE

Złożoność problemów napotykanych w empirycznych badaniach kursów walutowych, a szczególności kursów walut krajów zaliczanych do grupy krajów doganiających (*catching-up*) sprawia, że wykorzystanie standardowych metod analizy ekonometrycznej, do których można zaliczyć modele wektorowej korekty błędem ze zmiennymi $I(1)$, okazuje się niewystarczające. Decyduje o tym fakt, iż na skutek konwergencji nominalnej, której najbardziej spektakularnymi przejawami były głęboka dezinflacja i spadek nominalnych stóp procentowych, procesy stochastyczne generujące zmienne nominalne wykazują silne cechy $I(2)$. W efekcie realne kursy walutowe i realne stopy procentowe nie spełniają spójnego z hipotezą racjonalnych oczekiwań warunku stacjonarności, co nie tylko prowadzi do poważnych trudności interpretacyjnych, ale otwiera także dyskusję nad przeformułowaniem założeń przyjmowanych w większości modeli teoretycznych.

Przyjęta w monografii strategia modelowania kursu PLN/EUR nawiązuje bezpośrednio nowego paradygmatu teoretycznego określanego mianem hipotezy gospodarki niedoskonałej wiedzy. Zgodnie z założeniami przyjmowanymi w modelu IKE Romana Frydmana i Michaela Goldberga oczekiwania podmiotów gospodarczych mają charakter heterogeniczny, zaś schematy ich formułowania są determinowane przez czynniki psychologiczne. Te ostatnie decydują o tym, że relatywnie długie okresy, w których rewizje strategii inwestycyjnych mają konserwatywny charakter, są oddzielane krótkimi okresami, w których następują gwałtowne, odwracające trendy zmiany schematów prognostycznych. Założenia przyjmowane w hipotezie gospodarki niedoskonałej wiedzy pozwalają zatem wyjaśnić przyczyny, dla których w pewnych okresach (na przykład w okresie doganiania) zmienne nominalne mogą być zintegrowane w stopniu drugim lub wykazywać silne cechy zmiennych $I(2)$.

Konsekwencją przyjęcia założeń hipotezy gospodarki niedoskonałej wiedzy nie jest jedynie konieczność zastąpienia standardowej analizy kointegracyjnej modeli $VEC-I(1)$ nieporównanie bardziej złożoną analizą systemów $VEC-I(2)$.

Przyjęta w monografii strategia modelowania kursu PLN/EUR uwzględnia fakt, że hipoteza IKE zakłada heterogeniczność inwestorów, a to z kolei nie wyklucza sytuacji, w której formułują oni oczekiwania w różnych horyzontach czasowych, na podstawie różnych i zmieniających się w czasie zbiorów zmiennych. Taka interpretacja hipotezy IKE oznacza, że identyfikacja najważniejszych determinant kursu PLN/EUR wymaga łącznego rozważenia i empirycznej weryfikacji konkurencyjnych modeli teoretycznych w ramach jednego modelu empirycznego. Co więcej, konieczne staje się rozważenie modeli empirycznych, w których dostosowania kursu PLN/EUR przebiegają jednocześnie wzdłuż trajektorii równowagi definiowanych dla różnych horyzontów czasowych.

Analizę kursu złotego względem euro przeprowadzono zgodnie ze strategią Katariny Juselius *od-szczegółu-do-ogółu*, która wykorzystuje niezmienniczość wektorów kointegrujących i polega na systematycznym poszerzaniu zbioru zmiennych analizowanych w modelach VEC. Dlatego też punktem wyjścia w badaniach był prosty model parytetu siły nabywczej walut. Analizę kointegracyjną $I(2)$ modelu PPP poprzedzono standardową analizą $I(1)$, co miało na celu porównanie uzyskiwanych wyników empirycznych z rezultatami badań innych autorów. Wnioski okazały się symptomatyczne: w systemie obejmującym kurs nominalny oraz indeksy cen krajowych i zagranicznych obecne są pierwiastki wybuchowe, niemożliwe jest potwierdzenie obecności relacji kointegrujących, a w przypadku wymuszenia obecności jednego wektora kointegrującego, w systemie VEC- $I(1)$ pojawiają się niebudzące wątpliwości symptomy obecności procesów $I(2)$. Wyniki analizy systemu VEC- $I(2)$ okazały się również nieakceptowalne, ale ich nieco bardziej szczegółowa analiza doprowadziła do wniosku o niekompletności specyfikacji wąsko definiowanego modelu PPP i potrzebie jego rozszerzenia o mechanizmy opisywane przez model nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych.

Wstępne wyniki łącznej analizy modeli PPP i UIP okazały się również niesatysfakcjonujące. Niemożliwa była nie tylko akceptacja hipotezy REH, ale również potwierdzenie uproszczonego wariantu hipotezy IKE, zgodnie z którym realny kurs walutowy powinien kointegrować się z dysparytetem realnych stóp procentowych. Rozwiązaniem prowadzącym do uzyskania akceptowalnego modelu CHEER kursu PLN/EUR okazało się ostatecznie uwzględnienie w badaniach aproksymanty ryzyka walutowego. Należy podkreślić, że taka respecyfikacja modelu CHEER nie jest sprzeczna z hipotezą IKE, w której wskazuje się, iż głębokie rewizje strategii prognostycznych wynikają z narastających nierównowag (*gap effects*). Taką rolę pełnią w modelu CHEER jednocześnie odchylenia kursu realnego od poziomu parytetowego oraz wahania krótkoterminowego długu sektora rządowego.

Model CHEER ze zmienną w czasie premią za ryzyko ma interpretację krótkookresową, którą w niewielkim uproszczeniu można odnosić do mechanizmów decydujących o strategiach spekulacyjnych *carry trade*. Dlatego też w trzecim etapie zbadano oddziaływanie na kurs PLN/EUR zmiennych powszechnie uznawanych za determinanty kursów walutowych w okresie średnim. I w tym przypadku zastosowano strategię FSTG, a rozwiązanie polegało na rozszerzeniu modelu CHEER z premią za ryzyko o dodatkowe zmienne, którymi ostatecznie okazały się zadłużenie zagraniczne wynikające z napływu bezpośrednich inwestycji zagranicznych (w proporcji do PKB), pozostałe zadłużenie zagraniczne (udział w PKB) oraz relatywne wskaźniki *terms of trade*.

Analiza kointegracyjna modelu hybrydowego pozwoliła sformułować końcowe wnioski o mechanizmach determinujących wahania kursu PLN/EUR w krótkim i średnim okresie. Wyniki estymacji wskazują, że podstawową determinantą wahań krótkookresowych jest ryzyko walutowe, zależne od czynników wewnętrznych bezpośrednio powiązanych z nierównowagą fiskalną, oraz czynników zewnętrznych, które można utożsamiać z wahaniami ryzyka globalnego. Po drugie, względna stabilność realnego kursu walutowego PLN/EUR w średnim okresie wynika z aprecjacyjnego oddziaływania napływu FDI, którego skutkiem jest wzrost konkurencyjności pozacenowej, oraz deprecjacyjnych skutków wzrostu zadłużenia zagranicznego niezwiązanego z FDI. Możliwe jest jednocześnie empiryczne potwierdzenie – w długim okresie – zbieżności kursu realnego do poziomu zgodnego z parytetem siły nabywczej walut, ale dostosowanie to ma charakter nieliniowy. Potwierdzenie znajduje również hipoteza zakładająca występowanie strategii cenowych *pricing to market* na rynkach towarowych.

Podsumowując, w monografii przedstawiono dyskusję poszerzającą zakres badań kursów walutowych w zakresie ekonometrii stosowanej i zawarto jednocześnie wspartą wynikami empirycznymi propozycję reinterpretacji mechanizmów determinujących bilateralny kurs PLN/EUR.

W warstwie metodologicznej należy podkreślić wagę dwóch wątków.

Po pierwsze, przedstawiano pionierską w literaturze krajowej, a wyłączając prace autorstwa lub współautorstwa Katariny Juselius, jedną z nielicznych w literaturze światowej, próbę zastosowania pełnej analizy kointegracyjnej $I(2)$ obejmującej szczegółowe badania struktury wielomianowych wektorów kointegrujących. Zastrzec należy w tym miejscu, iż analiza kointegracyjna zmiennych $I(2)$ nie jest nieobecna w literaturze polskiej. Przykłady badań kointegracyjnych $I(2)$ -w- $I(1)$ zawiera praca Kelma i Majsterka (2006), w której zanalizowano zależności pomiędzy podażą pieniądza i cenami, oraz prace Majsterka i Kelma (2005, 2007) i Majsterka i Welfego (2012, 2013), gdzie dokonano identyfikacji

zmiennych generujących i absorbujących szoki $I(2)$ w sprzężeniu płacowo-cenowym. Kęłowski i Welfe (2010), (2012) oraz Kęłowski (2012) przedstawiają z kolei modele CHEER konstruowane w ramach procedur kointegracyjnych $I(2)$ -w- $I(1)$ przy założeniu homogeniczności długookresowej. Nie zmienia to jednak faktu, że omawiane w rozdziałach empirycznych wyniki estymacji stoją w opozycji do wyników zawartych w większości prac poświęconych modelowaniu kursów walutowych krajów Europy Środkowo-Wschodniej, a kursu złotego w szczególności. Dyskusja przeprowadzona w rozdziale IV wskazuje, że zawężenie badań do „ortodoksyjnego” wariantu modelu PPP i wykorzystanie standardowych, ale jednocześnie nadmiernie uproszczonych modeli VEC- $I(1)$ może prowadzić, a w przypadku kursu PLN/EUR – prowadzi, do identyfikacji relacji kointegrujących $CI(2,1)$, którym może być mylnie nadawana interpretacja związków stacjonarnych. Z kolei badania zawarte w rozdziale VI i IX wspierają tezę, zgodnie z którą o ostatecznej postaci modelu empirycznego decydują wyniki testów homogeniczności długookresowej oraz – co jest dostrzegane w literaturze niezwykle rzadko – homogeniczności krótkookresowej. Arbitralne nałożenie restrykcji homogeniczności długookresowej może prowadzić do zniekształceń wyników testów kointegracji. Jeśli zauważyć ponadto, że w większości analiz empirycznych jest dodatkowo przyjmowane arbitralne, w przypadku krajów CEE zazwyczaj niepoprawne założenie homogeniczności krótkookresowej „uzasadniające” zastąpienie analizy determinant wektora zmiennych $y_{(m)} = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}]'$ analizą determinant realnego kursu walutowego q^T , to przestają zaskakiwać wyniki testów kointegracji „potwierdzające” istnienie tylko pojedynczych relacji kointegrującej nawet w modelach z bardzo długimi listami zmiennych. Problem jest poważny, gdyż zawężenie badań do pojedynczego wektora kointegrującego, będącego w istocie pewną mieszaniną wektorów strukturalnych, uniemożliwia poprawną identyfikację mechanizmów decydujących o wahaniami kursów realnych. Łatwo bowiem zauważyć, że stwierdzenie, zgodnie z którym *oddziaływanie na kurs walutowy wskaźników terms of trade jest statystycznie istotne, zaś FDI – nieistotne niesie całkowicie inną treść niż stwierdzenie o istotnym oddziaływaniu na kurs wskaźników terms of trade oraz istotnym wpływie FDI na wskaźniki terms of trade*. Wyniki badań dają zatem podstawy do postawienia tezy, że warunkiem koniecznym określenia struktury wzajemnych zależności między kursem walutowym PLN/EUR i jego determinantami jest przeprowadzenie pełnej analizy skointegrowania zmiennych $I(2)$ i rozważenie modeli uproszczonych tylko w przypadku spełnienia formalnych kryteriów statystycznych. Badania omawiane w monografii te warunki spełniają.

Po drugie, w monografii przedstawiono pierwszy w literaturze krajowej przykład konsekwentnego zastosowania strategii modelowania *od-szczególu-do-ogólu*, FSTG, która prowadzi do rozszerzenia modelu parytetu siły nabywczej walut o model nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych i – w następnym etapie – uogólnienia modelu CHEER do modelu hybrydowego uwzględniającego predykcje różnych modeli średniookresowych. Możliwość implementacji podejścia FSTG jest istotna z tego względu, że zastosowania modeli VAR spotykają się często z krytyką akcentującą ich ograniczoną przydatność w analizach szerszych systemów gospodarczych. Badania omawiane w monografii dostarczają kontrargumentów wobec tej krytyki.

W warstwie interpretacyjnej akcent należy położyć na dwa wnioski ogólne i dwa nieco bardziej szczegółowe wnioski dla polityki gospodarczej.

Jednoznaczne potwierdzenie znajduje teza, iż ograniczenie badań empirycznych do modeli opartych na hipotezie racjonalnych oczekiwań może być rozwiązaniem niewystarczającym do pełnego opisu mechanizmów determinujących kursy walutowe. Omawiane w pracy analizy modelu CHEER nawiązują do wcześniejszych badań autora, a prezentowane wyniki są – w niewielkim tylko przybliżeniu – zbieżne do przedstawianych w pracach: Kębłowskiego i Welfego (2012) i Kębłowskiego (2012), jednak zgodnie z wiedzą autora badania zawarte w monografii są pierwszymi, w których przeprowadzono formalny test hipotezy REH wobec alternatywnej hipotezy IKE w odniesieniu do mechanizmów wiążących zmienne nominalne z nominalnym kursem PLN/EUR. Konsekwencje odrzucenia hipotezy REH trudno przecenić, gdyż jest ona nadal jednym z kluczowych założeń większości modeli teoretycznych. Wyniki zawarte w pracy wskazywałyby zatem na ograniczoną użyteczność modeli teoretycznych w analizach kursu złotego i konieczność implementacji złożonych procedur kointegracyjnych.

W pracy zaproponowano rozszerzenie hipotezy gospodarki niedoskonałej wiedzy. Przyjmując za punkt wyjścia założenie o heterogeniczności uczestników rynku walutowego dokonano reinterpretacji IKE, zgodnie z którą w analizach empirycznych nie można *a priori* wykluczyć jednoczesnych dostosowań kursów walutowych do różnych, niekoniecznie zbieżnych do siebie w średnim okresie, ścieżek równowagi. Wyniki estymacji parametrów modelu hybrydowego potwierdzają tak sformułowaną hipotezę, a to oznacza, że badania empiryczne nie mogą ograniczać się jedynie do pytania o to czy kurs walutowy dostosowuje się do trajektorii równowagi definiowanej przez wybrany model teoretyczny. Istotne staje się pytanie o to, *do których* ścieżek równowagi następują dostosowania, jaka jest ich szybkość i jaki jest efekt netto dostosowań w wybranym okresie. Zaproponowane w monografii rozszerzenie hipotezy IKE dopuszcza

zatem sytuację, w której bieżący poziom kursu walutowego będzie spójny warunkami równowagi opisywanymi – na przykład – przez średniookresowy model BEER, ale obserwowane jednocześnie odchylenia kursu od ścieżki wyznaczonej przez krótkookresowy model CHEER mogą być przyczyną oddalania się kursu od ścieżki BEER. Istnienie takich powiązań ma – zdaniem autora – pierwszoplanowe znaczenie dla decyzji o momencie wprowadzenia złotego do mechanizmu kursowego ERM2. Otóż, zawężenie szacunków kursu parytetowego do jednego modelu teoretycznego może prowadzić do sytuacji, w której niedocenione zostaną napięcia wynikające z istnienia innych nierównowag. Wniosek można przeformułować: w okresie poprzedzającym wprowadzenie złotego do mechanizmu ERM2 jednym z najważniejszych zadań polityki gospodarczej powinna być minimalizacja potencjalnych różnic między „konkurencyjnymi” ścieżkami równowagi kursu walutowego, co zapewniłoby minimalizację napięć na rynku walutowym już po przystąpieniu do ERM2.

Wyniki estymacji parametrów krótkookresowego modelu CHEER jednoznacznie potwierdzają kluczową, a w warunkach postępującej konwergencji stóp procentowych – pierwszoplanową, rolę ryzyka walutowego w kształtowaniu kursu PLN/EUR. Zważywszy na skalę nominalnego i realnego dostosowania kursowego na przełomie lat 2008–2009 takie stwierdzenie może wydawać się truizmem, jednak jego ocena zmienia się, gdy uwzględnić wyniki badań obejmujących okres przed kryzysem *subprime*, w który w dość powszechnej opinii zdominowany był przez aprecjacyjne oddziaływanie mechanizmów podażyowych Balassy-Samuelsona. Uwagę zwraca, ale jednocześnie nie zaskakuje fakt, iż rozszerzenie analiz ekonometrycznych o aproksymanty ryzyka walutowego powoduje głęboki spadek oszacowań parametrów wiążących kurs walutowy z dysparytetem stóp procentowych. Implikacje są poważne. Jeśli uwzględnić postępującą konwergencję krótkoterminowych stóp procentowych, ograniczoną skalę transmisji pomiędzy krajowymi stopami procentowymi i kursem walutowym oraz nasilające się procesy globalizacji, których skutkiem jest ograniczanie autonomii krajowej polityki monetarnej (por. Sławiński, 2008), uzasadniona staje się hipoteza o ograniczonym wpływie władz monetarnych na kurs walutowy poprzez kanał stóp procentowych. Przyjmując dalej, iż skuteczność interwencji walutowych w warunkach poważniejszych napięć na rynku walutowym jest co najwyżej ograniczona (por. Sławiński, 2008), łatwo zauważyć, że kluczowego znaczenia nabiera minimalizowanie ryzyka walutowego przez władze fiskalne. I w tym przypadku skala deprecjacji złotego na przełomie lat 2008–2009 wpiera tezę, że w warunkach poważniejszych wahań ryzyka w skali globalnej możliwości oddziaływania na kurs złotego praktycznie nie istnieją, ale jeśli jednocześnie uwzględnić stabilizujący wpływ otwarcia przez Międzynarodowy Fundusz

Walutowy w połowie 2009 r. elastycznej linii kredytowej oraz pozytywne oceny rynków finansowych, z jakimi spotkały się w roku 2012 zmiany systemu emerytalnego, to uzasadniona staje się teza o potencjalnej zależności kursu walutowego od krajowej polityki gospodarczej w okresach względnej stabilizacji światowych rynków walutowych. Z tej perspektywy, pierwszoplanowego znaczenia nabierają wyniki potwierdzające związek między premią za ryzyko i krótkookresowym zadłużeniem sektora rządowego, z których można wyprowadzić wniosek o możliwości współkształtowania ryzyka kursowego przez władze fiskalne.

Analiza modelu hybrydowego CHEER-BEER uzasadnia tezę o niestabilnym charakterze średniookresowej równowagi kursu PLN/EUR i prowadzi do scenariusza ostrzegawczego. Wyniki jednoznacznie wskazują na deprecjacyjne skutki wzrostu zadłużenia zagranicznego niezwiązanego z bezpośrednimi inwestycjami zagranicznymi. Znaczenia nabiera zatem pytanie o podtrzymywalność stabilizujących realny kurs PLN/EUR mechanizmów podażowych, których źródłem jest napływ i dyfuzja bezpośrednich inwestycji zagranicznych, a skutkiem – wzrost konkurencyjności pozacenowej. Potencjalne, ale jednocześnie bardzo poważne zagrożenia dla stabilności złotego mogą wynikać z faktu, że w okresie następującym bezpośrednio po apogeum kryzysu *subprime* obserwowana jest akceleracja długu niezwiązanego z FDI, którą tylko w ograniczonej skali należy wiązać z deprecjacją złotego na przełomie lat 2008–2009, oraz malejące tempo wzrostu bezpośrednich inwestycji zagranicznych. W scenariuszu ostrzegawczym należy zatem uwzględnić wariant, w którym skokowa, niekonieczna głęboka, ale jednocześnie nieoczekiwana deprecjacja złotego wynikająca z okresowego wzrostu ryzyka globalnego doprowadzi do dalszego wzrostu zadłużenia zagranicznego niezwiązanego z FDI. Jeśli opisany proces zostanie oceniony przez rynki finansowe jako przejaw (względnie) trwałej nierównowagi, ostatecznym skutkiem może być głęboki kryzys walutowy wynikający z bezpośredniej współzależności pomiędzy kursem złotego, premią za ryzyko i długiem zagranicznym. Rekomendacje dla polityki gospodarczej nie wykraczają poza standardową listę obejmującą optymalizację polityki fiskalnej i równoważenie finansów publicznych, reformy strukturalne zwiększające elastyczność rynku pracy i produktywność oraz przeciwdziałanie zarysowującym się w ostatnich latach bardzo niekorzystnym trendom demograficznym. Nie zmienia to jednak faktu, że ich niespełnienie może nie tylko utrudnić wypełnienie formalnych kryteriów konwergencji nominalnej, ale również przełożyć się na wyraźne spowolnienie konwergencji realnej.

Zamykając omówienie najważniejszych wniosków sformułowanych w monografii należy wskazać kierunki dalszych badań. Za szczególnie ważne należy uznać trzy obszary analiz. Wybór pierwszego jest oczywisty: wyniki empiryczne

wymagają weryfikacji w dłuższych próbach, a przesądza o tym relatywnie krótki okres, dla którego możliwa była analiza skutków kryzysu *subprime* i kryzysów zadłużeniowych śródziemnomorskich krajów Unii Walutowej i Gospodarczej. Wskazanie drugiego kierunku badań również nie jest kłopotliwe. Jednoznacznie sformułowany w tytule pracy zakres badań przesądził o tym, że szczegółowej analizie poddano kurs bilateralny PLN/EUR. Przegląd niektórych badań empirycznych (np. Wójcik, 2008) wskazuje jednak, iż oddziaływanie na efektywny kurs złotego analizowanych w monografii determinant może rozkładać się z nieco inną siłą i prowadzić do korekt wniosków formułowanych na podstawie modelu kursu bilateralnego. Nie wykluczając *a priori* różnic między modelami kursu PLN/EUR i kursu efektywnego należy jednak zauważyć, że z badaniami kursu koszyka walutowego wiążą się dodatkowe wątpliwości, dotyczące przede wszystkim sposobu określenia wag jakie należy nadać poszczególnym walutom. Przyczyną są znaczne różnice między strukturą geograficzną i strukturą rozliczeń w handlu zagranicznym. Nie jest również jasne, czy i w jaki sposób należałoby uwzględnić potencjalną endogeniczność wag służących do wyznaczenia kursu efektywnego. Trzecim, nie mniej interesującym problemem badawczym jest potwierdzenie możliwości zastosowania strategii *od-szczegółu-do-ogółu* do konstrukcji modeli VEC, w których podjęto by próbę pełnego opisu tych zmiennych, których ścieżki równowagi nie zostały precyzyjnie zidentyfikowane w modelu CHEER i modelu hybrydowym. Rozszerzenia analizy można dokonać przynajmniej w dwóch kierunkach. Pierwsza modyfikacja modelu hybrydowego może polegać na objęciu badaniami kosztowych źródeł inflacji mierzonej indeksem cen w przetwórstwie przemysłowym i mechanizmu transmisji wewnętrznej w modelu BS. Analiza może polegać w takim przypadku na rozszerzeniu modelu CHEER o ceny konsumenta, płace, wydajność pracy, ceny importu, lukę popytową i zmienne aproksymujące zmiany struktury popytu na towary i usługi niewymienne. Wstępne wyniki takich badań prezentuje Kelm (2010b). Druga modyfikacja może z kolei polegać na pogłębieniu analizy zależności zachodzących między kursem walutowym, wskaźnikami *terms of trade*, pasywami zagranicznymi netto (w podziale na FDI, inwestycje portfelowe i kredyty) i zmiennymi indukującymi napływy kapitałów zagranicznych (wahaniem relatywnych realnych kosztów pracy i realnych stóp procentowych).

Trzy wskazane powyżej problemy będą przedmiotem badań autora w nieodległej przyszłości.

BIBLIOGRAFIA

- Abauf, N., P. Jorion (1990), *Purchasing Power Parity in the Long Run*, „Journal of Finance”, vol. 45, 157–174.
- Adler, M., B. Lehman (1983), *Deviations from Purchasing Power Parity in the Long Run*, „Journal of Finance”, vol. 38, 1471–1487.
- Aglietta, M., C. Baulant, V. Coudert (1998), *Why the Euro Will Be Strong: An Approach Based on Equilibrium Exchange Rates*, „Revue Economique”, vol. 49, 721–731.
- Aitken, B., G. Hanson, A. Harrison (1997), *Spillovers, Foreign Investment, and Export Behavior*, „Journal of International Economics”, vol. 43, 103–132.
- Akaike, H. (1974), *A New Look at the Statistical Model Identification*, IEEE Transactions on Automatic Control, AC-19, 716–723.
- Alba, J., D. Papell (2007), *Purchasing Power Parity and Country Characteristics: Evidence from Panel Data Tests*, „Journal of Development Economics”, vol. 83, 240–251.
- Alberola, E., D. Navia (2008), *Equilibrium Exchange Rates in New EU Members: External Imbalances versus Real Convergence*, „Review of Development Economics”, vol. 12, 605–619.
- Alberola, E., S. Cervero, H. Lopez, A. Ubide (1999), *Global Equilibrium Exchange Rates: Euro, Dollar, 'Ins', 'Outs' and Other Major Currencies in a Panel Cointegration Framework*, IMF Working Paper, no. 175.
- Alexius, A., (2001), *Uncovered Interest Parity Revisited*, „Review of International Economics”, vol. 9, 505–517.
- Alexius, A., P. Sellin (1999), *A Latent Factor Model of European Exchange Rate Risk Premia*, „International Journal of Finance and Economics”, vol. 4, 217–227.
- Allen, P. (1997), *The Economic and Policy Implications of the NATREX Approach*, w: J. Stein, P. Allen i in., *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, Oxford University Press, New York.
- Alonso-Gamo, P., S. Fabrizio, V. Kramarenko, Q. Wang (2002), *Lithuania: History and Future of the Currency Board Arrangement*, IMF Working Paper , no. 127.
- Alquist, R., M. D. Chinn (2002), *Productivity and the Euro-Dollar Exchange Rate Puzzle*, NBER Working Paper No. 8824, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Al-Shehabi, O., S. Ding (2008), *Estimating Equilibrium Exchange Rates for Armenia and Georgia*, IMF Working Paper, no. 110.
- Amano, R.A., S. Van Norden (1995), *Terms of Trade and Real Exchange Rates: The Canadian Evidence*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 14, 84–104.
- Amano, R.A., S. Van Norden (1998), *Oil Prices and the Rise and Fall of the US Real Exchange Rate*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 17, 299–316.

- Argyrou, M., A. Gregoriou (2008), *Non-linearity versus Non-normality in Real Exchange Rate Dynamics*, „Economics Letters”, vol. 100, 200–203.
- Arize, A. (2011), *Purchasing Power Parity in LDCs: An Empirical Investigation*, „Global Finance Journal”, vol. 22, 56–71.
- Babetskii, I., B. Égert (2005), *Equilibrium Exchange Rate in the Czech Republic: How Good is the Czech BEER?*, „Czech Journal of Economics and Finance”, vol. 55, 232–252.
- Backé, P., C. Wójcik (2002), *Some Thoughts about the Speed of Monetary Integration of Central and Eastern European EU Accession Countries*, „Bank i Kredyt”, nr 8, 32–39.
- Backé, P., C. Wójcik (2008), *Credit Booms, Monetary Integration and the New Neoclassical Synthesis*, „Journal of Banking and Finance”, vol. 32, 458–470.
- Backus, D., M. Crucini (2000), *Oil Prices and the Terms of Trade*, „Journal of International Economics”, vol. 50, 185–213.
- Backus, D., S. Foresi, C. Telmer (2001), *Affine Term Structure Models and the Forward Premium Anomaly*, „Journal of Finance”, vol. 56, 279–304.
- Baffes, J., I. Elbadawi, S. O’Connell (1999), *Single Equation Estimation of the Real Exchange Rate*, [w:] L. Hinkle, P. Montiel (ed.), *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*, Oxford University Press, Oxford.
- Bahmani-Oskooee, M., S. Hegerty (2009), *Purchasing Power Parity in Less-Developed and Transition Economies: A Review Paper*, „Journal of Economic Surveys”, vol. 23, 617–658.
- Bahmani-Oskooee, M., A. Kutun, S. Zhou (2007), *Testing PPP in the Non-linear STAR Framework*, „Economics Letters”, vol. 94, 104–110.
- Bai, J. (1997), *Estimating Multiple Breaks One at a Time*, „Econometric Theory”, vol. 13, 315–352.
- Bai, J., S. Ng (2004), *A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration*, „Econometrica”, vol. 72, 1127–1177.
- Bai, J., P. Perron (1998), *Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes*, „Econometrica”, vol. 66, 47–78.
- Baillie, R., T. Bollerslev (2000), *The Forward Premium Anomaly Is Not as Bad as You Think*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 19, 471–488.
- Baillie, R., R. Kiliç (2006), *Do Asymmetric and Nonlinear Adjustments Explain the Forward Premium Anomaly?*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 25, 22–47.
- Balassa, B. (1964), *The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal*, „Journal of Political Economy”, vol. 72, 584–596.
- Balke, N., T. Fomby (1997), *Threshold Cointegration*, „International Economic Review”, vol. 38, 627–645.
- Bams, D., K. Walkowiak, C. Wolff (2004), *More Evidence on the Dollar Risk Premium in the Foreign Exchange Market*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 23, 271–282.
- Banerjee, A., M. Marcellino, C. Osbat (2004), *Some Cautions on the Use of Panel Methods for Integrated Series of Macroeconomic Data*, „Econometrics Journal”, vol. 7, 322–340.
- Barberis, N., A. Shleifer, R. Vishny (1998), *A Model of Investor Sentiment*, „Journal of Financial Economics”, vol. 49, 307–343.
- Barlow, D. (2003), *Purchasing Power Parity in Three Transition Countries*, „Economics of Planning”, vol. 36, 201–221.
- Barlow, D., R. Radulescu (2002), *Purchasing Power Parity in the Transition: The Case of the Romanian Leu Against Dollar*, „Post-Communist Economies”, vol. 14, 123–135.

- Barrell, R., D. Holland (2000), *Foreign Direct Investment and Enterprise Restructuring in Central Europe*, „Economics of Transition”, vol. 8, 477–504.
- Barro, R., J.-W. Lee (1994), *Sources of Economic Growth*, Carnegie-Rochester Conference, Series on Public Policy, vol. 40, 1–46.
- Bauc, J., M. Belka, A. Czyżewski, A. Wojtyna (1996), *Inflacja w Polsce 1990–1995*, Wydawnictwa Prywatnej Wyższej Szkoły Businessu i Administracji, Warszawa.
- Baum, C.F., J. Barkoulas, M. Caglayan (2001), *Nonlinear Adjustment to Purchasing Power Parity in the Post-Bretton Woods Era*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 20, 379–399.
- Baumol, W., W. Bowen (1966), *Performing Arts: The Economic Dilemma*, The Twentieth Century Fund, New York.
- Bayoumi, T., R. MacDonald (1999), *Deviations of Exchange Rates from Purchasing Power Parity: A Story Featuring Two Monetary Unions*, IMF Staff Papers, vol. 46, 89–102.
- Bayoumi, T., P. Clark, S. Symansky, M. Taylor (1994), *On the Robustness of Equilibrium Exchange Rate Calculations to Alternative Assumptions and Methodologies*, w: J. Williamson (ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington D.C.
- Bec, F., M. Ben Salem, M. Carrasco (2004a), *Tests for Unit Root versus Threshold Specification with an Application to the Purchasing Power Parity Relationship*, „Journal of Business and Economics Statistics”, vol. 22, 382–395.
- Bec, F., M. Salem, M. Carrasco (2004b), *Detecting Mean Reversion in Real Exchange Rates from a Multiple Regime STAR Model*, University of Rochester, Rochester Centre for Economic Research Working Papers, no. 509.
- Begg, D., L. Halpern, C. Wyplosz (1999), *Monetary and Exchange Rate Policies, EMU and Central and Eastern Europe*, Forum Report on the Economic Policy Initiative 5, CEPR, London.
- Bekaert, G. R. Hodrick (2001), *Expectations Hypotheses Test*, „Journal of Finance”, vol. 56, 1357–1394.
- Bekaert, G., M. Wei, Y. Xing (2007), *Uncovered Interest Rate Parity and the Term Structure*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 26, 1038–1069.
- Benigno, G. (2004), *Real Exchange Rate Persistence and Monetary Policy Rules*, „Journal of Monetary Economics”, vol. 51, 473–502.
- Benigno, G., C. Thoenissen (2003), *Equilibrium Exchange Rates and Supply-Side Performance*, „Economic Journal”, vol. 113, C103–C124.
- Bénassy-Quéré, A., S. Béreau, V. Mignon (2008), *How Robust Are Estimated Equilibrium Exchange Rates? Panel BEER Approach*, CEPII Working Paper, no 2008–01.
- Béreau, S., A. López Villavicencio, V. Mignon (2010), *Nonlinear Adjustment of the Real Exchange Rate Towards Its Equilibrium Value: A Panel Smooth Transition Error Correction Modelling*, „Economic Modelling”, vol. 27, 404–416.
- Bergstrand, J.H. (1991), *Structural Determinants of Real Exchange Rates and National Price Levels: Some Empirical Evidence*, „American Economic Review”, vol. 81, 325–334.
- Berk, J., K. Knot (2001), *Testing for Long Horizon UIP using PPP-based Exchange Rate Expectations*, „Journal of Banking and Finance”, vol. 25, 377–391.
- Bęza-Bojanowska J. (2008), *Behavioral Euro/Złoty Equilibrium Exchange Rate*, [w:] A. Welfe, *Warsztaty Doktorskie 2007. Metody ilościowe w naukach ekonomicznych*, SGH, Warszawa.

- Bęza-Bojanowska J. (2009), *Behavioral and Permanent Zloty/Euro Equilibrium Rate*, „Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics”, vol. 1, 35–55.
- Bęza-Bojanowska J., MacDonald R. (2009), *The Behavioural Zloty/Euro Equilibrium Exchange Rate*, NBP Working Paper, no. 55.
- Bierens, H. (1997), *Testing the Unit Root with Drift Hypothesis against Nonlinear Trend Stationarity, with an Application to the U.S. Price Level and Interest Rate*, „Journal of Econometrics”, vol. 81, 29–64.
- Bijsterbosch, M., Kolasa, M. (2010). *FDI and Productivity Convergence in Central and Eastern Europe: An Industry-Level Investigation*, „Review of World Economics”, vol. 145, 689–712.
- Bilski, J. (2006), *Międzynarodowy system walutowy*, PWE, Warszawa.
- Blough, S. (1992), *The Relationship between Power and Level for Generic Unit Roots Tests in Finite Samples*, „Journal of Applied Econometrics”, vol. 7, 295–308.
- Błaszkiwicz, M., P. Kowalski, L. Rawdanowicz, P. Woźniak (2004), *Harrod-Balassa-Samuelson Effect in Selected Countries of Central and Eastern Europe*, CASE Report, no. 57, Center for Social and Economic Research, Warsaw.
- Boero, G., E. Marrocu (2002), *The Performance of Non-Linear Exchange Rate Models: A Forecasting Comparison*, „Journal of Forecasting”, vol. 21, 513–542.
- Borensztein, E., J. De Gregorio, J.-W. Lee (1998), *How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?*, „Journal of International Economics”, vol. 45, 115–135.
- Borowski, J. (2011), *Integracja monetarna. Wyzwania dla Polski*, PWE, Warszawa.
- Borowski, J., M. Brzoza-Brzezina, P. Szpunar (2003), *Exchange Rate Regimes and Poland's Participation in ERM II*, „Bank i Kredyt”, nr 1, 18–27.
- Boswijk, H. (2000), *Mixed Normality and Ancillarity in I(2) Systems*, „Econometric Theory”, vol. 16, 878–904.
- Boutahar, M., I. Mootamri, A. Péguin-Feissolle (2009), *A Fractionally Integrated Exponential STAR Model Applied to the US Real Effective Exchange Rate*, „Economic Modelling”, vol. 26, 335–341.
- Brada, J. (1998), *Introduction: Exchange Rates, Capital Flows, and Commercial Policies in Transition Economies*, „Journal of Comparative Economics”, vol. 26, 613–620.
- Breuer, J. B. (1994), *Purchasing Power Parity: A Survey of and Challenge to Recent Literature*, [w:] J. Williamson (ed.), *Fundamental Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington D.C.
- Bruzda, J. (2007), *Procesy nieliniowe i zależności długookresowe w ekonomii. Analiza kointegracji nieliniowej*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń.
- Brzeszczyński, J., R. Kelm (2002), *Ekonometryczne modele rynków finansowych. Modele kursów giełdowych i kursów walutowych*, WIG-Press, Warszawa.
- Brzoza-Brzezina, M. (2011), *Polska polityka pieniężna. Badania teoretyczne i empiryczne*, C.H. Beck, Warszawa.
- Buliř, A., K. Šmídková (2005), *Exchange Rates in the New EU Accession Countries: What Have We Learned from the Forerunners?*, „Economic Systems”, vol. 29, 163–186.
- Burgess, R., S. Fabrizio, Y. Xiao (2003), *Competitiveness in the Baltics in the Run-Up to EU Accession*, IMF Country Report, no. 114.
- Bystrov, V., A. Staszewska-Bystrova (2010), *On the Power of Direct Tests for Rational Expectations against the Alternative of Constant Gain Learning*, „Bank i Kredyt”, nr 41(6), 71–84.
- Calderón, C., R. Duncan (2003), *Purchasing Power Parity in an Emerging Market Economy: A Long-Span Study for Chile*, „Estudios de Economía”, vol. 30, 103–132.

- Campbell, J., J. Cochrane (1999), *By Force of Habit: A Consumption Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior*, „Journal of Political Economy”, vol. 107, 205–251.
- Campbell, J., R. Shiller (1991) *Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View*, „Review of Economic Studies”, vol. 58, 495–514.
- Candelon, B., C. Kool, K. Raabe, T. van Veen (2007), *Long-Run Real Exchange Rate Determinants: Evidence from Eight New EU Member States, 1993–2003*, „Journal of Comparative Economics”, vol.35, 87–107.
- Canzoneri, M. B., R. E. Cumby, B. Diba (1999), *Relative Labour Productivity and the Real Exchange Rate in the Long Run: Evidence for a Panel of OECD Countries*, „Journal of International Economics”, vol. 47, 245–266.
- Caporale, G. M., M. Cerrato (2006), *Panel Data Tests of PPP: A Critical Overview*, „Applied Financial Economics”, vol. 16, 73–91.
- Cashin, P., L. Céspedes, R. Sahay (2004), *Commodity Currencies and the Real Exchange Rate*, „Journal of Development Economics”, vol. 75, 239–268.
- Caves, R. (1974), *Multinational Enterprises and Economic Analysis*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Caves, R., J. Frankel, R. Jones (1998), *Handel i finanse międzynarodowe*, PWE, Warszawa.
- Chaboud, A., J. Wright (2005), *Uncovered Interest Parity: It Works, but Not for Long*, „Journal of International Economics”, vol. 66, 349–362.
- Chang, Y. (2002), *Nonlinear IV Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency*, „Journal of Econometrics”, vol. 110, 261–292.
- Chang, T., H.-W. Tzeng (2011), *Long-Run Purchasing Power Parity with Asymmetric Adjustment: Further Evidence from Nine Countries*, „Economic Modelling”, vol. 28, 1383–1391.
- Chang, Y., W. Song (2002), *Panel Unit Root Tests with Cross-Sectional Dependency and Heterogeneity*, Rice University, Houston (mat. niepubl.).
- Chen, S.-S., H.-C. Chen (2007), *Oil Prices and Real Exchange Rates*, „Energy Economics”, vol. 29, 390–404.
- Chen, Y.-Ch., K. Rogoff (2003), *Commodity Currencies*, „Journal of International Economics”, vol. 60, 133–160.
- Cheung, Y. (1993), *Exchange Rate Risk Premiums*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 12, 182–194.
- Cheung, Y., K. Lai (1993), *Long-Run Purchasing Power Parity during the Recent Float*, „Journal of International Economics”, vol. 34, 181–192.
- Cheung, Y.-W., K. Lai, (2000), *On Cross-Country Differences in the Persistence of Real Exchange Rates*, „Journal of International Economics”, vol. 50, 375–397.
- Cheung, Y.-W., K. Lai, (2001), *Long Memory and Nonlinear Mean Reversion in Japanese Yen-Based Real Exchange Rate*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 20, 115–132.
- Cheung, Y.-W., H.-G. Fung, K.S. Lai, W.-C. Lo (1995), *Purchasing Power Parity under the European Monetary System*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 14, 179–189.
- Chinn, M., L. Johnston (1997), *Real Exchange Rate Levels, Productivity and Demand Shocks: Evidence from a Panel of 14 Countries*, IMF Working Paper, no. 66.
- Chinn, M., G. Meredith (2004), *Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Parity*, IMF Staff Papers, vol. 51, 409–429.
- Chinn, M., G. Meredith (2005), *Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons during the Post-Bretton Woods Era*, NBER Working Paper, no. 11077.

- Chmielewski, T. (2003), *Od kursu płynnego do unii monetarnej: Znaczenie efektu Balassy-Samuelsona dla polskiej polityki pieniężnej*, „Materiały i Studia NBP”, nr 163.
- Chortareas, G.E., R.L. Driver (2001), *PPP and the Real Exchange Rate – Real Interest Rates Differential Puzzle Revisited: Evidence from Non-Stationary Panel Data*, Bank of England Working Paper, no. 138.
- Chortareas, G., G. Kapetanios (2008), *Getting PPP Right: Identifying Mean-Reverting Real Exchange rates in Panels*, Queen Mary University of London, Working Paper, no. 629.
- Chortareas, G., G. Kapetanios (2009), *Getting PPP Right: Identifying Mean-Reverting Real Exchange rates in Panels*, „Journal of Banking and Finance”, vol. 33, 390–404.
- Choudhri, E., M. Khan (2005), *Real Exchange Rates in Developing Countries: Are Balassa-Samuelsan Effects Present?*, IMF Staff Papers, vol. 52, 387–409.
- Choudhry, T. (1999), *Purchasing Power Parity in High-Inflation Eastern European Countries: Evidence from Fractional and Harris-Inder Cointegration Tests*, „Journal of Macroeconomics”, vol. 21, 293–308.
- Choudhry, T., R. McNown, M. Wallace (1991), *Purchasing Power Parity and the Canadian Float in the 1950s*, „Review of Economics and Statistics”, vol. 73, 558–563.
- Chowdhury, A., F. Sdogati (1993), *Purchasing Power Parity in the Major EMS Countries: The Role of Price and Exchange rate Adjustment*, „Journal of Macroeconomics”, vol. 15, 25–45.
- Christev, A., A. Noorbakhsh (2000), *Long-Run Purchasing Power Parity, Prices and Exchange Rates in Transition. The Case of Six Central and East European Countries*, „Global Finance Journal”, vol. 11, 87–108.
- Christopoulos, D., K. Gente, M. León-Ledesma (2011), *Net Foreign Assets, Productivity and Real Exchange Rates in Constrained Economies*, „European Economic Review”, vol. 56, 295–316.
- Chudik, A., J. Mongardini (2007), *In Search of Equilibrium: Estimating Equilibrium Real Exchange Rates in Sub-Saharan African Countries*, IMF Working Paper, no. 90.
- Clark, P., R. MacDonald (1999), *Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEER's and FEER's*, [w:] R. MacDonald, J. Stein (eds), *Equilibrium Exchange Rates*, Kluwer Academic Publishers, Boston.
- Clark, P., R. MacDonald (2004), *Filtering the BEER: A Permanent and Transitory Decomposition*, „Global Finance Journal”, vol. 15, 29–56.
- Clark, P., L. Bartolini, T. Bayoumi, S. Symankys (1994), *Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Framework for Analysis*, IMF Occasional Paper, no. 115.
- Clostermann, J., B. Schnatz (2000), *The Determinants of the Euro-Dollar Exchange Rate*, Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank, Discussion Paper, no. 2.
- Coakley, J., A. Fuertes (1997), *New Panel Unit Root Tests of PPP*, „Economic Letters”, vol. 57, 17–22.
- Cochrane, J. (1991), *A Critique of the Application of Unit Root Tests*, „Journal of Economic Dynamics and Control”, vol. 15, 275–284.
- Colander, D. (ed.) (2006), *Post Walrasian Macroeconomics: Beyond the Dynamic Stochastic General Equilibrium Model*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Corbae, D., S. Ouliaris (1988), *Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity*, „Review of Economics and Statistics”, vol. 70, 508–511.
- Coricelli, F., B. Jazbec (2004), *Real Exchange Rate Dynamics in Transition Economies*, „Structural Change and Economic Dynamics”, vol. 15, 83–100.

- Coudert, V., C. Couharde (2008), *Currency Misalignments and Exchange Rate Regimes in Emerging and Developing Countries*, CEPII Working Paper, no. 7.
- Coudert, V., C. Couharde, V. Mignon (2008), *Do Terms of Trade Drive Real Exchange Rates? Comparing Oil and Commodity Currencies*, CEPII Working Paper, no. 32.
- Cox, J., J. Ingersoll, S. Ross (1985), *A Theory of the Term Structure of Interest Rates*, „Econometrica”, vol. 53, 385–407.
- Crownover, C., J. Pippenger, D. Steigerwald (1996), *Testing for Absolute Purchasing Power Parity*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 15, 782–796.
- Cuddington J., H. Liang (2000), *Purchasing Power Parity over two Centuries?*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 19, 753–757.
- Cuestas, J. (2009), *Purchasing Power Parity in Central and Eastern European Countries: An Analysis of Unit Roots and Nonlinearities*, „Applied Economics Letters”, vol. 16, 87–94.
- Cushman, D. (2008), *Real Exchange Rates May Have Nonlinear Trends*, *International Journal of Finance and Economics*, vol. 13, 158–173.
- Cuthbertson, K., D. Nitzsche (2004) *Quantitative Financial Economics: Stocks, Bonds and Foreign Exchange*, Wiley, Hoboken, NJ.
- Dabós, M., V.H. Juan-Ramon (2000), *Real Exchange Rate Response to Capital Flows in Mexico: An Empirical Analysis*, IMF Working Paper, no. 108.
- Damijan, J., M. Rojec (2007), *Foreign Direct Investment and the Catching-up Process in New EU Member States: Is There a Flying Geese Pattern?*, „Applied Economics Quarterly”, vol. 53, 91–118.
- Dańska-Borsiak, B. (2011), *Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Darvas, Z. (2001), *Exchange Rate Pass-Through and Real Exchange Rate in EU Candidate Countries*, Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank, Discussion Paper, no. 10.
- De Broeck, M., T. Sløk (2006), *Interpreting Real Exchange Rate Movements in Transition Countries*, „Journal of International Economics”, vol. 68, 369–383.
- De Grauwe, P. (2003), *Unia walutowa*, PWE, Warszawa.
- De Gregorio, J., H. Wolf (1994), *Terms of Trade, Productivity, and the Real Exchange Rate*, NBER Working Paper, no. 4807.
- De Gregorio, J., A. Giovannini, T. Krueger (1993), *The Behavior of Nontradable Goods Prices in Europe: Evidence and Interpretation*, IMF Working Paper, no. 45.
- De Gregorio, J., A. Giovannini, H. Wolf (1994), *International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation*, *European Economic Review*, „European Economic Review”, vol. 38, 1225–1244.
- Dennis, J. (2006), *CATS in RATS. Cointegration Analysis of Time Series*, Estima, Evanston, IL.
- Desai, P. (1998), *Macroeconomic Fragility and Exchange Rate Vulnerability: A Cautionary Record of Transition Economies*, „Journal of Comparative Economics”, vol. 26, 621–641.
- Dibooglu, S. (1996), *Real Disturbances, Relative Prices and Purchasing Power Parity*, „Journal of Macroeconomics”, vol. 18, 69–87.
- Dibooglu, S., A. Kutan (2001), *Sources of Real Exchange rate Fluctuations in Transition Economies: The Case of Poland and Hungary*, „Journal of Comparative Economics”, vol. 29, 257–275.
- Dickey, D., W. Fuller (1979), *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, „Journal of the American Statistical Association”, vol. 74, 427–431.

- Dickey, D., W. Fuller (1981), *Likelihood Ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, „Econometrica”, vol. 49, 1057–1072.
- Diebold, F., S. Husted, M. Rush (1991), *Real Exchange Rates under the Gold Standard*, „Journal of Political Economy”, vol. 99, 1252–1271.
- Dibooglu, S. (1996), *Real Disturbances, Relative Prices and Purchasing Power Parity*, „Journal of Macroeconomics”, vol. 18, 69–87.
- Dobrzeńiecki, B. (2005), *Szoki w preferencjach czy w technologii? Próba wyjaśnienia zmienności cen aktywów finansowych na tle teorii CCAP i RBC*, „Materiały i Studia NBP”, nr 191.
- Dornbusch, R. (1976), *Expectations and Exchange Rate Dynamics*, „Journal of Political Economy”, vol. 84, 1161–1176.
- Dornbusch, R. (1987), *Exchange Rate and Prices*, „American Economic Review”, vol. 77, 93–106
- Drabowski, E. (1985), *Teorie kursu walutowego*, PWE, Warszawa.
- Driver, R., P. Westaway (2004), *Concepts of Equilibrium Exchange Rates*, Bank of England Working Paper, no. 248.
- Dubas, J. (2009), *The Importance of the Exchange Rate Regime in Limiting Misalignment*, „World Development”, vol. 37, 1612–1622.
- Dumas, B. (1992), *Dynamic Equilibrium and the Real Exchange rate in a Spatially Separated World*, „Review of Financial Studies”, vol. 5, 153–180.
- Dumas, B. (1994), *Partial Equilibrium versus General Equilibrium Models of the International Capital Market*, [w:] F. van der Ploeg (ed.), *Handbook of International Macroeconomics*, Blackwell, Oxford.
- Dunning, J., A. Rugman (1985), *The Influence of Hymer's Dissertation on the Theory of Foreign Direct Investment*, „American Economic Review”, vol. 75, 228–232.
- Dutta, J., H. Leon (2002), *Dread of Depreciation: Measuring Real Exchange Rate Interventions*, IMF Working Paper, no. 63.
- Dutton, M., J. Strauss (1997), *Cointegration Tests of Purchasing Power Parity: The Impact of Non-Traded Goods*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 16, 433–444.
- Edison, H. (1987), *Purchasing Power Parity in the Long Run: A Test of the Dollar/Pound Exchange Rate (1890–78)*, „Journal of Money, Credit, and Banking”, vol. 19, 376–387.
- Edison, H., J. Klovland (1987), *A Quantative Reassessment of the Purchasing Power Parity Hypothesis: Evidence from Norway and United Kingdom*, „Journal of Applied Econometrics”, vol. 2, 309–333.
- Edwards, S. (1989), *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment: Exchange rate Policy in Developing Countries*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Égert, B. (2002a), *Investigating the Balassa-Samuelson Hypothesis in Transition: Do We Understand What We See?*, „Economics of Transition”, vol. 10, 273–309.
- Égert, B. (2002b), *Equilibrium Real Exchange Rates in Central Europe's Transition Economies: Knocking on Heavens Door*, William Davidson Institute Working Paper, no. 480.
- Égert, B. (2004), *Assessing Equilibrium Exchange Rates in CEE Acceding Countries: Can We Have DEER with BEER without FEER? A Critical Survey of the Literature*, BOFIT Discussion Paper, no. 1.
- Égert, B. (2005a), *Equilibrium Exchange Rates in South-Eastern Europe, Russia, Ukraine and Turkey: Healthy or (Dutch) Diseased?*, „Economic Systems”, vol. 29, 205–241.
- Égert, B. (2005b), *The Balassa-Samuelson Hypothesis in Estonia: Oil Shale, Tradable Goods, Regulated Prices and Other Culprits*, „The World Economy”, vol. 28, 259–286.

- Égert, B., A. Lahrière-Révil (2003), *Estimating the Fundamental Equilibrium Exchange Rate of Central and Eastern European Countries. The EMU Enlargement Perspective*, CEPII Working Paper, no. 5.
- Égert, B., K. Lommatzsch (2003a), *Equilibrium Real Exchange Rates in Acceding Countries: How Large is Our Confidence (Interval)?*, „Focus on Transition”, no. 2, 107–137.
- Égert, B., K. Lommatzsch (2003b), *Equilibrium Exchange Rates: Are They Suited for Policy Purposes? An Application to CEE Acceding Countries*, 2nd Workshop on Macroeconomic Policy Research, October 2–3 2003, Budapest.
- Égert, B., I. Drine, K. Lommatzsch, C. Rault (2003), *The Balassa-Samuelson Effect in Central and Eastern Europe: Myth or Reality?*, „Journal of Comparative Economics”, vol. 31, 552–572.
- Égert, B., A. Lahrière-Révil, K. Lommatzsch (2004), *The Stock-Flow to the Real Exchange Rate of CEE Transition Economies*, CEPII Working Paper, no. 15.
- Égert, B., L. Halpern, R. MacDonald (2006), *Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies: Taking Stock of the Issues*, „Journal of Economic Surveys”, vol. 20, 257–324.
- Égert, B., K. Lommatzsch, A. Lahrière-Révil, (2007), *Real Exchange Rates in Small Open OECD and Transition Economies: Comparing Apples with Oranges?*, CESIFO Working Paper, no. 1928.
- Elbadawi, I. (1994), *Estimating Long-Run Equilibrium Real Exchange Rates*, [w:] J. Williamson (ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington D.C.
- Elliott, G., T. Rothenberg, J. Stock (1996), *Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root*, „Econometrica”, vol. 64, 813–836.
- Enders, W. (1988), *ARIMA and Cointegration Tests of PPP under Fixed and Flexible Exchange rate Regimes*, „Review of Economics and Statistics”, vol. 70, 504–508.
- Enders, W., P. Siklos (2001), *Cointegration and Threshold Adjustment*, Journal of Business „Economics and Statistics”, vol. 19, 166–176.
- Engel, C. (1993), *Exchange rates and Relative Prices An Empirical Investigation*, „Journal of Monetary Economics”, vol. 32, 32–50.
- Engel, C. (1996), *Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of the Recent Evidence*, „Journal of Empirical Finance”, vol. 3, 123–192.
- Engel, C. (1999), *Accounting for US Real Exchange Rate Changes*, „Journal of Political Economy”, vol. 107, 507–538.
- Engel, C. (2000), *Long Run PPP May Not Hold After All*, „Journal of International Economics”, vol. 57, 243–273.
- Engel, C., J. Rogers (1996), *How Wide is the Border?*, „American Economic Review”, vol. 86, 1112–1125.
- Engel, C., N.C. Mark., K.D. West (2008), *Exchange Rate Models Are Not as bad as You Think*, [w:] D. Acemoglu, K. Rogoff, M. Woodford (eds), *NBER Macroeconomics Annual 2007*, University of Chicago Press, Chicago.
- Engle, R., C. Granger (1987), *Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*, „Econometrica”, vol. 55, 251–276.
- Engle, R., D. Lilien, R. Robins (1987), *Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model*, „Econometrica”, vol. 55, 391–407.
- Evans, C. (1992), *Productivity Shocks and Real Business Cycle*, „Journal of Monetary Economics”, vol. 29, 191–208.

- Evans, G., Honkapohja (2001), *Learning and Expectations in Economics*, Princeton University Press, Princeton.
- Fan, E. (2003), *Technological Spillovers from Foreign Direct Investment: A Survey*, „Asian Development Review”, vol. 20, 34–56.
- Faruquee, H. (1995), *Long Run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock-Flow Perspective*, IMF Staff Papers, vol. 42, 80–107.
- Faust, J. (1996), *Near Observational Equivalence and Theoretical Size Problems with Unit Root Tests*, „Econometric Theory”, vol. 12, 724–731.
- Feenstra, R., J. Kendall (1997), *Pass-Through of Exchange Rates and Purchasing Power Parity*, „Journal of International Economics”, vol. 43, 237–261.
- Findlay, R. (1978), *Relative Backwardness, Direct Foreign Investment, and the Transfer of Technology: A Simple Dynamic Model*, „Quarterly Journal of Economics”, vol. 92, 1–16.
- Fisher, P., S. Tanna, D. Turner, K. Wallis, J. Whitley (1990), *Econometric Evaluation of the Exchange Rate Models of the U.K. Economy*, „Economic Journal”, vol. 403, 1230–1244.
- Fisher, E., J. Park (1991), *Testing Purchasing Power Parity under the Null Hypothesis of Cointegration*, „Economic Journal”, vol. 101, 1476–1484.
- Fisher, R. (1932), *Statistical Methods and Research Workers*, Oliver & Boyd, Edinburgh.
- Fleissig, A., J. Strauss (2000), *Panel Unit Root Tests of Purchasing Power Parity for Price Indices*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 19, 489–506.
- Flek, V., L. Marková, J. Podpiera (2002), *Sectoral Productivity and Real Exchange Rate Appreciation: Much Ado about Nothing?*, CNB Working Paper Series, no. 4.
- Flood, R., A. Rose (2002), *Uncovered Interest Parity in Crisis*, IMF Staff Papers, vol. 49, 252–266.
- Flood, R., M. Taylor (1997), *Exchange Rate Economics: What's Wrong with the Conventional Macro Approach?*, [w:] J. Frankel, G. Galli, A. Giovannini (ed.) *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*, University of Chicago Press, Chicago.
- Frait, J., L. Komarek, J., M. Melecky (2006), *The Real Exchange Rate Misalignment in the Five Central European Countries*, Warwick Economic Research Papers, no. 739, University of Warwick.
- Frankel, J. (1986), *International Capital Mobility and Crowding Out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or of Goods Markets?*, [w:] R. Hafer (ed.), *How Open is the U.S. Economy?*, Federal Reserve Bank of St. Louis, Lexington Books, Lexington, MA.
- Frankel, J., A. Rose (1996), *A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion within and between Countries*, „Journal of International Economics”, vol. 40, 209–224.
- Frenkel, J. (1978), *Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920s*, „Journal of International Economics”, vol. 8, 169–191.
- Frenkel, J. (1981), *The Collapse of Purchasing Power Parities during the 1970s*, „European Economic Review”, vol. 16, 145–165.
- Frenkel, J. A., M. Mussa (1985), *Assets markets, Exchange Rates, and the Balance of Payments*, [w:] R.W. Jones, P.B. Kenen (eds) *Handbook of International Economics*, vol. 2, North-Holland, Amsterdam.
- Froot, K. A., K. Rogoff (1995), *Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates*, [w:] G. Grossman, K. Rogoff (eds), *Handbook of International Economics*, vol. 3, Elsevier, Amsterdam.

- Froot, K., R. Thaler (1990), *Foreign Exchange*, „Journal of Economic Perspectives”, vol. 4, 179–192.
- Frydman, R., M. Goldberg (2007), *Imperfect Knowledge Economics. Exchange Rates and Risk*, Princeton University Press, Princeton.
- Frydman, R., M. Goldberg (2008), *Macroeconomic Theory for a World of Imperfect Knowledge*, „Capitalism and Society”, vol. 3(3), article 1, 1–76.
- Frydman, R., M. Goldberg (2010), *The Imperfect Imperative in Modern Macroeconomics and Finance Theory*, paper presented at: Microfoundations for Modern Macroeconomics, Columbia University, New York, November 19–20, 2010 (mat. niepubl.).
- Frydman, R., M. Goldberg, S. Johansen, K. Juselius (2008), *A Resolution of the Purchasing Power Parity Puzzle: Imperfect Knowledge and Long Swings*, Department of Economics, University of Copenhagen, Discussion Paper, no. 08–13.
- Fujii, E., M. Chinn (2001), *Fin de Siècle Real Interest Parity*, „Journal of International Financial Markets, Institutions, and Money”, vol. 11, 289–308.
- Gali, J., T. Monacelli (2005), *Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy*, „Review of Economic Studies”, vol. 72, 707–734.
- Gangon, J. (1996), *Net Foreign Assets and Equilibrium Exchange Rates: Panel Evidence*, International Finance Discussion Paper, no. 574, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington D.C.
- Giannellis, N., A. Papadopoulos (2007), *Nonlinear Exchange Rate Adjustment in the Enlarged Eurozone: Evidence and Implications for Candidate Countries*, University of Crete, Rethymno (mat. niepubl.).
- Giannellis, N., A. Papadopoulos (2010), *Nonlinear Exchange Rate Adjustment in the Enlarged Eurozone: Evidence and Implications for Candidate Countries*, „Review of International Economics”, vol. 18, 741–757.
- Giorgianni, I. (1997), *Foreign Exchange Risk Premium: Does Fiscal Policy Matter? Evidence from Italian Data*, IMF Working Paper, no. 39.
- Glass, A., K. Saggi (2002), *Multinational Firms and Technology Transfer*, „Scandinavian Journal of Economics”, 104, 495–514.
- Glen, J. (1992), *Real Exchange rates in the Short, Medium, and Long Run*, „Journal of International Economics”, vol. 33, 147–166.
- Goldberg, P., M. Knetter (1997), *Goods Prices and Exchange Rates: What We Have Learned?*, „Journal of Economic Literature”, vol. 35, 1243–1272.
- Golub, S. (1983), *Oil Prices and Exchange Rates*, „Economic Journal”, vol. 93, 576–593.
- González, F., S. Launonen (2005), *Towards European Monetary Integration. The Evolution of Currency Risk Premiums as a Measure for Monetary Convergence Prior to the Implementation of Currency Unions*, ECB Working Papers Series, no. 560.
- Goodfriend, M. (2002), *Monetary Policy in the New Neoclassical Synthesis: A Primer*, Federal Reserve Bank of Richmond, Richmond, VA.
- Granger, C. (1981), *Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification*, „Journal of Econometrics”, vol. 16, 121–130.
- Granger, C., P. Newbold (1974), *Spurious Regressions in Econometrics*, „Journal of Econometrics”, vol. 2, 111–120.
- Granger, C., T. Teräsvirta (1993), *Modeling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford University Press, Oxford.

- Greenslade, J., S. Hall, S. Henry (2002), *On the Identification of Cointegrated Systems in Small Samples: A Modelling Strategy with an Application to UK Wages and Prices*, „Journal of Economic Dynamics and Control”, vol. 26, 1517–1537.
- Grilli, V. i G. Kaminsky (1991), *Nominal Exchange Rate Regimes and the Real Exchange rate: Evidence from the United States and Great Britain, 1885–1986*, „Journal of Monetary Economics”, vol. 27, 191–212.
- Groen, J., R. Balakrishnan (2006), *Asset Price Based Estimates of Sterling Exchange Rate Premia*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 25, 71–92.
- Grossmann, A., M. Simpson, C. Brown (2009), *The Impact of Deviation from Relative Purchasing Power Parity Equilibrium on U.S. Foreign Direct Investment*, „Quarterly Review of Economics and Finance”, vol. 49, 521–550.
- Gruszczynski, M. (2002), *Kryzysy walutowe a liberalizacja obrotów kapitałowych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Habermeier, K. F., M. Mesquita (1999), *Long-Run Exchange Rate Dynamics: A Panel Data Study*, IMF Working Paper, no. 50.
- Hakkio, C. (1984), *A Reexamination of Purchasing Power Parity*, „Journal of International Economics”, vol. 17, 265–277.
- Halpern, L., C. Wyplosz (1997), *Equilibrium Exchange rates in Transition Economies*, IMF Staff Papers, vol. 44, 430–461.
- Halpern, L., C. Wyplosz (2001), *Economic Transformation and Real Exchange rates in the 2000s: The Balassa-Samuelson Connection*, UNO Economic Survey of Europe, no. 1, 227–239.
- Hansen, B. (1997), *Inference in TAR Models*, „Studies in Nonlinear Dynamics and Economics”, vol. 2, 1–14.
- Hansen, B. (1999), *Testing for Linearity*, „Journal of Economic Surveys”, vol. 13, 551–576.
- Harris, D., B. Inder (1994) *A test of the null hypothesis of cointegration*, [w:] C. Hargreaves (ed.), *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*, Oxford University Press, New York.
- Hegwood, N., D. Papell (1998), *Quasi Purchasing Power Parity*, „International Journal of Finance and Economics”, vol. 3, 279–289.
- Hinkle, L., P. Montiel (ed.) (1999), *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*, Oxford University Press, Oxford.
- Hinnosaar, M., H. Kaadu, L. Uusküla (2005), *Estimating the Equilibrium Exchange Rate of the Estonian Kroon*, Working Paper of Eesti Pank, no. 2.
- Hodrick, R. (1987), *The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets*, Harwood Academic Publishers, Chur.
- Holmes, M. (2001), *New Evidence on Real Exchange Rate Stationarity and Purchasing Power Parity in Less Developed Countries*, „Journal of Macroeconomics”, vol. 23, 601–614.
- Hoover, D. (2006), *The Pas as the Future: The Marshallian Approach to Postwalrasian Econometrics*, [w:] D. Colander (ed.), *Post Walrasian Macroeconomics: Beyond the Dynamic Stochastic General Equilibrium Model*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Hsieh, D. (1982), *Determination of the Real Exchange Rate: The Productivity Approach*, „Journal of International Economics”, vol. 12, 355–362.
- Huizinga, J. (1987), *An Empirical Investigation of the Long-Run Behavior of Real Exchange Rates*, „Carnegie-Rochester Series on Public Policy”, vol. 27, 149–214.
- Hymer S.H. (1960), *The International Corporations of National Firms. A Study of Direct Foreign Investment*, MIT Press, Cambridge, MA.

- Iimi, A. (2006), *Exchange Rate Misalignment: An Application of the Behavioral Equilibrium Exchange Rate (BEER) to Botswana*, IMF Working Paper, no. 140.
- Im, K., H. Pesaran, Y. Shin (1997), *Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels*, *Department of Applied Economics*, University of Cambridge, Working Paper, no. 9526.
- Im, K., H. Pesaran, Y. Shin (2003), *Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels*, „*Journal of Econometrics*”, vol. 115, 53–74.
- IMF (2006), *Methodology for CGER Exchange Rate Assessments*, <http://www.imf.org/external/np/pp/eng/2006/110806.pdf>.
- Isard, P. (1977), *How Far Can We Push the Law of One Price*, „*American Economic Review*”, vol. 67, 942–948.
- Isard, P. (2007), *Equilibrium Exchange Rates: Assessment Methodologies*, IMF Working Paper, no. 296.
- Ismailescu, I., H. Kazemi (2010), *The Reaction of Emerging Market Credit Default Swap Spreads to Sovereign Credit Rating Changes*, „*Journal of Banking and Finance*”, vol. 34, 2861–2873.
- Ito, T. P. Isard, S. Symansky (1997), *Economic Growth and Real Exchange Rate: An Overview of the Balassa-Samuelson Hypothesis in Asia*, NBER Working Paper, no. 5979.
- Iwata, S., S. Wu (2006), *Macroeconomic Shocks on the Foreign Exchange Risk Premia*, „*Macroeconomic Dynamics*”, vol. 10, 439–466.
- Iwata, S., S. Wu (2009), *Stock Market Liberalization and International Risk Sharing*, „*Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*”, vol. 19, 461–476.
- Jacobson, T., J. Lyhagen, R. Larsson, M. Nessén (2008), *Inflation, Exchange Rates and PPP in a Multivariate Panel Cointegration Model*, „*Econometrics Journal*”, vol. 11, 58–79.
- James, J., I. Marsh, L. Sarno (2012, red.), *Handbook of Exchange Rates*, Wiley, Hoboken, NJ.
- Jazbec, B. (2002), *Real Exchange Rates in Transition Economies*, William Davidson Institute Working Paper, no. 482.
- Johansen, S. (1988), *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*, „*Journal of Economic Dynamics and Control*”, vol. 12, 231–254.
- Johansen, S. (1992), *A Representation of Vector Autoregressive Processes Integrated of Order 2*, „*Econometric Theory*”, vol. 8, 188–202.
- Johansen, S. (1995a), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models*, Oxford University Press, New York.
- Johansen, S. (1995b), *A Statistical Analysis for I(2) Variables*, „*Econometric Theory*”, vol. 11, 25–29.
- Johansen, S. (2006a), *Statistical Analysis of Hypotheses on the Cointegrating Relations in the I(2) Model*, „*Journal of Econometrics*”, vol. 132, 81–115.
- Johansen, S. (2006b), *Confronting the Economic Model with the Data*, [w:] D. Colander (ed.), *Post Walrasian Macroeconomics: Beyond the Dynamic Stochastic General Equilibrium Model*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Johansen, S., K. Juselius (1992), *Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK*, „*Journal of Econometrics*”, vol. 53, 211–244.
- Johansen, S., K. Juselius, R. Frydman, M. Goldberg (2009), *Testing Hypotheses in an I(2) Model with Piecewise Linear Trends. An Analysis of the Persistent Long Swings in the Dmk/\$ Rate*, <http://www.econ.ku.dk/okokj/papers/I2PPPUIP.pdf>.
- Johnson, D. (1990), *Cointegration, Error Correction, and Purchasing Power Parity between Canada and the United States*, „*Canadian Journal of Economics*”, vol. 23, 839–855.

- Jongen, R., W. Verschoor, C. Wolff (2008), *Foreign Exchange Rate Expectations: Survey and Synthesis*, „Journal of Economic Surveys”, vol. 22, 140–165.
- Jorion, P., R. Sweeney (1996), *Mean Reversion in Real Exchange Rates: Evidence and Implications for Forecasting*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 15, 535–550.
- Jung, Y. (2007), *Can the New Open Economy Macroeconomic Models Explain Exchange Rate Fluctuations?*, „Journal of International Economics”, vol. 72, 381–408.
- Juselius K. (1991), *Long-Run Relations in a Well Defined Statistical Model for the Data Generating Process: Cointegration Analysis of the PPP and UIP Relations between Denmark and Germany*, [w:] J. Gruber (ed.), *Econometric Decision Models: New Methods of Modeling and Applications*, Springer, New York.
- Juselius, K. (1992), *Domestic and Foreign Effects in Prices in an Open Economy: The Case of Denmark*, „Journal of Policy Modelling”, vol. 14, 401–428.
- Juselius, K. (1995), *Do Purchasing Power Parity and Uncovered Interest Parity Hold in the Long Run? An Example of Likelihood Inference in a Multivariate Time-Series Model*, „Journal of Econometrics”, vol. 69, 211–240.
- Juselius, K. (2006), *The Cointegrated VAR Model*, Oxford University Press, New York.
- Juselius, K. (2010a), *Testing Exchange Rate Models Based on Rational Expectations versus Imperfect Knowledge Economics: A Scenario Analysis*, Department of Economics, University of Copenhagen, http://www.econ.ku.dk/okokj/papers/RE_IKEscenarios.pdf.
- Juselius, K. (2010b), *Imperfect Knowledge, Asset Price Swings and Structural Slumps: A Cointegrated VAR of Their Interdependence*, paper presented at: Microfoundations for Modern Macroeconomics, Columbia University, New York, November 19–20, 2010 (mat. niepubl.).
- Juselius, K., R. MacDonald (2000), *International Parity Relationships between Germany and the United States: A Joint Modelling Approach*, Department of Economics, University of Copenhagen, Discussion Papers, no. 10, .
- Juselius, K., R. MacDonald (2004), *Interest Rate and Price Linkages between USA and Japan*, „Japan and the World Economy”, vol. 16, s. 17–34.
- Juselius, K., R. MacDonald (2006), *Imperfect Knowledge Expectations, Uncertainty Premia and Exchange Rate Dynamics*, [w:] A. Morales-Zumaquero (ed.), *International Macroeconomics: Recent Developments*, Nova Science Publishers, New York.
- Kakkar, V., M. Ogaki (1999), *Real Exchange Rates and Nontradables: A Relative Price Approach*, „Journal of Empirical Finance”, vol. 6, 193–215.
- Kalyoncu, H., K. Kalyoncu (2008), *Purchasing Power Parity in OECD Countries: Evidence from Panel Unit Root*, „Economic Modelling”, vol. 25, 440–445.
- Kapetanios, G., Y. Shin, A. Snell (2003), *Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework*, „Journal of Econometrics”, vol. 112, 359–379.
- Kelm, R. (2000), *Teoretyczne przesłanki dynamizacji modeli ekonometrycznych*, „Przegląd Statystyczny”, t. 47, 93–112 .
- Kelm, R. (2001), *Ekonometryczny model kursu złotego w latach 1992–1998*, „Ekonomista”, nr 2, 201–226.
- Kelm, R. (2002), *Równowaga długookresowa i dostosowania krótkookresowe na rynku walutowym w latach 1992–1998*, „Bank i Kredyt”, nr 33 (2/2005), 4–19.
- Kelm, R. (2005), *Ekonometryczny model cen i popytu na pieniądź w Polsce: Perspektywa średniookresowa 1995–2003*, „Ekonomista”, nr 4, 449–481.
- Kelm, R. (2010a), *Model behawioralnego kursu równowagi złotego do euro w okresie styczeń 1996 – czerwiec 2009 r.*, „Bank i Kredyt”, nr 41, 21–42.

- Kelm, R. (2010b), *The Exchange Rate and Two Price Inflations in Poland in the Period 1999–2009. Do Globalization and Balassa-Samuelson Effect Matter?*, „Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics”, vol. 4(2010), 315–349.
- Kelm, R. (2010c), *The Polish Zloty / Euro Exchange Rate under Free Float: An Econometric Investigation*, http://iweb.cerge-ei.cz/pdf/gdn/RRCIX_70_paper_01.pdf.
- Kelm, R. (2011), *Ryzyko walutowe i wahania kursu PLN/EUR w latach 1999–2009*, „Bank i Kredyt”, nr 42, 31–66.
- Kelm, R., J. Bęza-Bojanowska (2005), *Polityka monetarna i fiskalna a odchylenia realnego kursu zloty/euro od kursu równowagi 1995:01–2004:06*, „Bank i Kredyt”, nr 36, 4–19.
- Kelm, R., P. Karp (2005) *Fiscal Deficits and Exchange Rate Misalignment in Poland: An Econometric Analysis*, *Global Development Network – Regional research Competition Draft Paper, Prague*, https://iweb.cerge-ei.cz/pdf/gdn/RRCIV_69_paper_01.pdf.
- Kelm, R., M. Majsterek (2006), *The I(2) Analysis of Money Demand and Inflation in Poland in the Transition Period 1995–2005*, [w:] W. Welfe, A. Welfe (eds) *Macromodels 2005. Proceedings of the Thirtieth Second International Conference*, Chair of Econometric Models and Forecasts, University of Łódź, Łódź.
- Kemme, D., S. Roy (2006), *Real Exchange Rate Misalignment: Prelude to Crisis?*, „Economic Systems”, vol. 30, 207–230.
- Kęblowski, P. (2007), *Modelowanie zintegrowanych szeregów przekrojowo-czasowych*, [w:] W. Welfe (red.), *Gospodarka oparta na wiedzy*, PWE, Warszawa.
- Kęblowski, P. (2012), *The Behavior of Exchange Rates in the Central European Countries and Credit Default Risk Premiums*, Working Paper, University of Lodz, www.konferencjasgh.pl/abstrakty/Keblowski_Piotr.pdf
- Kęblowski, P., A. Welfe (2010), *Estimation of the Equilibrium Exchange Rate: The CHEER Approach*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 29, 1385–1397.
- Kęblowski, P., A. Welfe (2012), *The Risk-Driven Approach to Exchange Rate Modelling*, „Economic Modelling”, vol. 29, 1473–1482.
- Kilian, L., M. Taylor (2003), *Why is It so Difficult to Beat the Random Walk Forecast of Exchange Rates?*, „Journal of International Economics”, vol. 60, 85–107.
- Kim, B.-Y., I. Korhonen (2005), *Equilibrium Exchange Rates in Transition Countries: Evidence from Dynamic Heterogeneous Panel Models*, „Economic Systems”, vol. 29, 144–162.
- Kim, H. (1990), *Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach*, „Journal of Money, Credit and Banking”, vol. 22, 491–503.
- Kim, D., M. Loretan, E. Remolona, (2010), *Contagion and Risk Premia in the Amplification of Crisis: Evidence from Asian Names in the Global CDS Market*, „Journal of Asian Economics”, vol. 21, 314–326.
- Kliber, A. (2010), *Stopy procentowe i kursy walutowe. Zależności i powiązania w gospodarkach środkowoeuropejskich*, Wolters Kluwer, Kraków.
- Kluza, S., A. Sławiński (2006), *The Foreign Exchange and the Market Microstructure of the Polish Zloty*, [w:] W. Milo, P. Wdowiński (eds), *Financial Markets: Principles of Modeling, Forecasting and Decision-Making*, FindEcon Monograph Series: Advances in Financial Markets Analysis, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Knetter, M. (1989), *Price Discrimination by US and German Exporters*, „American Economic Review”, vol. 79, 198–209.
- Kočenda, E., T. Poghosyan (2009), *Macroeconomic Sources of Foreign Exchange Rate in New EU Members*, „Journal of Banking and Finance”, vol. 33, 2164–2173.

- Koedijk, K., P. Schotman, M. Van Dijk (1998), *The Re-emergence of PPP in the 1990s*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 17, 51–61.
- Kokoszcyński, R. (2004), *Współczesna polityka pieniężna w Polsce*, PWE, Warszawa.
- Komárek, L., M. Melecký (2005), *The Behavioural Equilibrium Exchange Rate of the Czech Koruna*, CNB Working Paper Series, no. 5.
- Kongsted, H.C. (2005), *Testing the Nominal-to-Real Transformation*, „Journal of Econometrics”, vol. 124, 202–225.
- Kongsted, H.C., H. Nielsen (2004), *Analyzing I(2) Systems by Transformed Vector Autoregressions*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics”, vol. 66, 379–397.
- Konopczak, K., A. Torój (2010), *Estimating Baumol-Bowen and Balassa-Samuelson Effects in the Polish Economy – A Disaggregated Approach*, „Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics”, vol. 2–3, 117–150.
- Koop, G., H. Pesaran, S. Potter (1996), *Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models*, „Journal of Econometrics”, vol. 74, 119–147.
- Korhonen, I., T. Juurikkala (2007), *Equilibrium Exchange Rates in Oil-Dependent Countries*, BOFIT Discussion Papers, no. 8.
- Koronowski, A. (2008), *Niepewność skutków a decyzja o przystąpieniu do strefy euro*, „Bank i Kredyt”, nr 9, 3–13.
- Krajnyák, K., J. Zettelmeyer (1998), *Competitiveness in Transition Economies: What Scope for Real Appreciation*, IMF Staff Papers, vol. 45, 309–362.
- Kravis, I., R. Lipsey (1978), *National Price Levels and the Prices of Tradables and Non-Tradables*, „American Economic Review”, no. 78, 474–478.
- Krugman, P. (1978), *Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Another Look at the Evidence*, „Journal of International Economics”, vol. 8, 397–407.
- Krugman, P. (1987), *Pricing to Market When the Exchange rate Changes*, [w:] S. Arndt, J. Richardson (eds.), *Real-Financial Linkages Among Open Economies*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Kugler, P., C. Lenz (1993), *Multivariate Cointegration Analysis and the Long Run Validity of PPP*, „Review of Economics and Statistics”, vol. 75, 180–184.
- Kujawski, L., K. Strzała (2002), *PPP in Transition Countries – Some Empirical Results*, [w:] *Modelling Economies in Transition*, AMFET Conference Proceedings, Absolwent, Łódź.
- Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt, Y., Shin (1992), *Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?*, „Journal of Econometrics”, vol. 54, 159–178.
- Lane, P.R., G.M. Milesi-Ferretti (1999), *The External Wealth of Nations: Measures of Foreign Assets and Liabilities for Industrial and Developing Countries*, CEPR Discussion Paper no. 2231.
- Lane, P., G.M. Milesi-Ferretti (2004), *The Transfer Problem Revisited: Net Foreign Assets and Real Exchange Rates*, „Review of Economics and Statistics”, vol. 86(4), 841–857.
- Lane, P., G.-M. Milesi-Ferretti (2005), *Global Perspective on External Positions*, IMF Working Paper, no. 161.
- Lee, J., M.-K. Tang (2003), *Does Productivity Lead to Appreciation of the Real Exchange Rate*, IMF Working Paper, no. 254.
- Lee, J., M.-K. Tang (2007), *Does Productivity Appreciate the Real Exchange Rate*, „Review of International Economics”, vol. 15, 164–187.

- Lee, Y.-S., T.-H. Kim, P. Newbold (2005), *Spurious Nonlinear Regressions in Econometrics*, „Economics Letters”, vol. 87, 83–97.
- Leon, H., S. Najarian (2005), *Asymmetric Adjustment and Nonlinear Dynamics in Real Exchange Rates*, „International Journal of Finance and Economics”, vol. 10, 15–39.
- Lewis, K. K. (1995), *Puzzles in International Financial Markets*, [w:] G. Grossman i K. Rogoff (eds), *Handbook of International Economics*, Elsevier, Amsterdam.
- Levin, A., Ch.-F. Lin (1992), *Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties*, University of California at San Diego, Discussion Paper Series, no. 92–93.
- Levin, A., Ch.-F. Lin (1993), *Unit Root Tests in Panel Data: New Results*, University of California at San Diego, Discussion Paper Series, no. 56.
- Levin, A., Ch.-F. Lin, Ch.-S. Chu (2002), *Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties*, „Journal of Econometrics”, vol. 108, 1–24.
- Liew, V., A. Baharumshah, S.-H. Lau (2002), *Forecasting Performance of Logistic STAR Exchange Rate Model: The Original and Re-parameterised Versions*, MPRA Paper, no. 511.
- Lim, E.-G. (2001), *Determinants of, and the Relation Between, Foreign Direct Investment and Growth: A Summary of the Recent Literature*, IMF Working Paper, no. 175.
- Lo, A., A. MacKinlay (1988), *Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence From a Simple Specification Test*, „Review of Financial Studies”, vol. 1, 41–66.
- Lo, A., A. MacKinlay (1989), *The Size and Power of the Variance Ratio Test in Finite Samples*, „Journal of Econometrics”, vol. 40, 203–238.
- Lojschová, A. (2003), *Estimating the Impact of the Balassa-Samuelson Effect in Transition Economies*, Institute for Advanced Studies, Economics Series, no. 140, Vienna.
- Loko, B., A. Tuladhar (2005), *Labor Productivity and Real Exchange Rate: The Balassa-Samuelson Disconnect in the former Yugoslav Republic of Macedonia*, IMF Working Paper, no. 13.
- Lommatzsch, K., S. Tober (2004), *What is behind the Real Appreciation of the Accession Countries Currencies? An Investigation of the PPI-based Real Exchange Rate*, „Economic Systems”, vol. 28, 383–403.
- Lopez, C., C. Murray, D. Papell (2005), *State of the Art Unit Root Tests and Purchasing Power Parity*, „Journal of Money, Credit, and Banking”, vol. 37, 361–369.
- Lopez-Villavicencio, A., J.L. Raymond-Bara (2008), *Short-Run and Long-Run Determinants of the Real Exchange Rate in Mexico*, „Developing Economies”, vol. 46–1, 52–74.
- Lothian, J., M. Taylor (1996), *Real Exchange Rate Behaviour: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries*, „Journal of Political Economy”, vol. 104, 488–509.
- Lothian, J., M. Taylor (2000), *Purchasing Power Parity over Two Centuries: Strengthening the Case for Real Exchange Rate Stability. A Reply to Cuddington and Liang*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 19, 759–764.
- Lucas, R. (1982), *Interest Rates and Currency Prices in a Two-Country World*, „Journal of Monetary Economics”, vol. 10, 335–359.
- Lunbergh, S., T. Teräsvirta, D. van Dijk (2003), *Time-Varying Smooth Transition Models*, „Journal of Business and Economic Statistics”, vol. 21, 104–121.
- Lyhagen, J. (2008), *Why Not Use Standard Panel Unit Root Test for Testing PPP*, „Economic Bulletin”, vol. 3, 1–11.
- Lyons, R. (2001), *The Microstructure Approach to Exchange Rates*, MIT Press, Cambridge, MA.
- MacDonald, R. (1993), *Long-Run Purchasing Power Parity: Is It for Real?*, „Review of Economics and Statistics”, vol. 75, 690–695.

- MacDonald, R. (1995), *Long-Run Exchange Rate Modeling: A Survey of the Recent Evidence*, „Staff Papers”, vol. 43, 437–489.
- MacDonald, R. (1996), *Panel Unit Root Tests and Real Exchange Rates*, „Economics Letters”, vol. 50, 7–11.
- MacDonald, R. (1998), *What Determines Real Exchange Rates? The Long and Short of It*, „Journal of Financial Markets, Institutions and Money”, vol. 8, 117–153.
- MacDonald, R. (1999a), *Exchange Rates: Are Fundamentals Important?*, „Economic Journal”, vol. 109, F673–F691.
- MacDonald, R. (1999b), *Asset Market and Balance of Payments Characteristics: An Eclectic Exchange Rate Model for Dollar, Mark, and Yen*, „Open Economies Review”, vol. 10, 5–29.
- MacDonald, R. (2000), *Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview*, Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank, Discussion Paper, no. 3, Frankfurt am Main.
- MacDonald, R. (2007), *Exchange Rate Economics. Theories and Evidence*, Routledge, New York.
- MacDonald, R., I. Marsh (1997), *On Fundamentals and Exchange Rates: A Casselian Perspective*, „Review of Economics and Statistics”, vol. 79, 655–664.
- MacDonald, R., I. Marsh (1999), *Exchange Rate Modelling*, Kluwer Academic Publishers, Boston.
- MacDonald, R., L. Ricci (2002), *Purchasing Power Parity and New Trade Theory*, IMF Working Paper, no. 32.
- MacDonald, R., J. Stein (eds) (1999), *Equilibrium Exchange Rates*, Kluwer Academic Publishers, Norwell, MA.
- MacDonald, R., C. Wójcik (2004), *Catching Up: The Role of Demand, Supply and Regulated Price Effects on the Real Exchange Rates of Four Accession Countries*, „Economics of Transition”, vol. 12, 153–179.
- MacDonald, R., C. Wójcik (2008), *Catching-up and Inflation in a Heterogeneous Monetary Union: Some Implications for the Euro Area and New EU Member States*, „Economic Systems”, vol. 32, s.4–16.
- Maciejewska, J. (2005), *Strategia modelowania procesów typu STR. Model realnego kursu walutowego*, „Studia Prawno-Ekonomiczne”, t. LXXI, 177–199.
- Maciejewska, J. (2006), *Rozmiar i moc testów liniowości dla modeli STAR i STR w przypadku występowania autokorelacji*, [w:] A. Welfe (red.) *Metody ilościowe w naukach ekonomicznych*, SGH, Warszawa.
- Maddala, G., S. Wu (1999), *A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics”, vol. 61, 631–652.
- Maeso-Fernandez, F., C. Osbat, B. Schnatz (2001), *Determinants of the Euro Real Effective Exchange Rate: A BEER/PEER Approach*, ECB Working Paper, no. 85.
- Maeso-Fernandez, F., C. Osbat, B. Schnatz (2005), *Pitfalls in Estimating Equilibrium Exchange Rates for Transition Economies*, „Economic Systems”, vol. 29, 130–143.
- Maeso-Fernandez, F., C. Osbat, B. Schnatz (2006), *Towards the Estimation of Equilibrium Exchange Rates for Transition Economies: Methodological Issues and a Panel Cointegration Perspective*, „Journal of Comparative Economics”, vol. 34, 499–517.
- Majsterek, M. (1998a), *Modele korekty błędem i ich zastosowanie w modelowaniu płac przeciętnych*, Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki, nr 122, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Majsterek, M. (1998b), *Zastosowanie procedury Johansena do analizy sprzężenia inflacyjnego w gospodarce polskiej*, „Przegląd Statystyczny”, t. 45, nr 1, 113–130.

- Majsterek M. (2008), *Wielorównaniowa analiza kointegracyjna w ekonomii*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Majsterek, M. (2010), *Wiedza a priori w przypadku skointegrowania zmiennych*, [w:] T. Walczak (red.), *Ekonometria i statystyka w procesie modelowania*, Biblioteka Wiadomości Statystycznych, t. 64, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- Majsterek, M., R. Kelm (2005), *An I(2) Analysis of Inflationary Processes in Poland*, [w:] W. Welfe (ed.), *Macromodels 2004. Problems of Building and Estimation of Econometric Models*, „Acta Universitatis Lodziensis”, Folia Oeconomica 190.
- Majsterek, M., R. Kelm (2007), *Relationship between Wages and Prices in the Polish Economy: An I(2) Approach*, [w:] W. Welfe, A. Welfe (eds) *Macromodels 2006. Proceedings of the Thirtieth Third International Conference*, Chair of Econometric Models and Forecasts, University of Łódź, Łódź.
- Majsterek, M., A. Welfe (2000a), *Modele korekty błędem. Modele płac*, [w:] A. Welfe (red.), *Gospodarka Polski w okresie transformacji*, PWE, Warszawa.
- Majsterek, M., A. Welfe (2000b), *Analiza kointegracyjna. Sprzężenie inflacyjne*, [w:] A. Welfe (red.), *Gospodarka Polski w okresie transformacji*, PWE, Warszawa.
- Majsterek, M., A. Welfe (2012), *Price-Wage Nexus and the Role of a Tax System*, „Economic Change and Restructuring”, vol. 45, 121–133.
- Majsterek, M., A. Welfe (2013), *Modelowanie cen: analiza I(2)*, [w:] A. Welfe (red.) *Analiza kointegracyjna w makromodelowaniu*, PWE, Warszawa.
- Matecki, W., A. Sławiński, R. Piasecki, U. Żuławska (2001), *Kryzysy walutowe*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Mankiw, N., D. Romer, D. Weil (1992), *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, „Quarterly Journal of Economics”, vol. 107, 407–437.
- Marczewski, K. (2002), *Zmiany kursu walutowego a ceny reakcje przedsiębiorstw w handlu zagranicznym*, Instytut Koniunktur i Cen Handlu Zagranicznego, Warszawa.
- Mark, N. (1990), *Real and Nominal Exchange Rates in the Long-Run: An Empirical Investigation*, „Journal of International Economics”, vol. 28, 115–136.
- Marston, R. (1987), *Real Exchange Rates and Productivity Growth in the United States and Japan*, w: S. Arndt, J. Richardson, *Real-Financial Linkages among Open Economies*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Marston, R. (1990), *Systematic Movements in Real Exchange Rates in the G–5: Evidence on the Integration of Internal and External Markets*, „Journal of Banking and Finance”, vol. 14, 1023–1044.
- Masson, P., J. Kremers, J. Horne (1994), *Net Foreign Assets and International Adjustment: The United States, Japan and Germany*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 13, 27–40.
- McCallum, B. T. (1994), *A Reconsideration of the Uncovered Interest Parity Relationship*, „Journal of Monetary Economics”, vol. 33, 105–132.
- McMillan, D. (2009), *The Confusing Time-Series Behaviour of the Real Exchange Rates: Are Asymmetries Important?*, „Journal of International Financial Markets, Institutions and Money”, vol. 19, 692–711.
- McNown, R., M. Wallace (1989), *National Price Levels, Purchasing Power Parity, and Cointegration: A Test of Four High Inflation Economies*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 8, 533–545

- Meese, R., K. Rogoff (1983), *Empirical Exchange Rate Models of the Seventies. Do They Fit Out of Sample?*, „Journal of International Economics”, vol. 14, 3–24.
- Meese, R., K. Rogoff (1988), *What is Real? The Exchange Rate Interest Differential Reaction over the Modern Floating Exchange Rate Period*, „Journal of Finance”, vol. 43, 933–948.
- Michael, P., R. Nobay, D. Peel (1994), *Purchasing Power Parity Yet Again: Evidence from Spatially Separated Markets*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 13, 637–657.
- Michael, P., R. Nobay, D. Peel (1997), *Transaction Costs and Non-Linear Adjustment in Real Exchange Rates: An Empirical Investigation*, „Journal of Political Economy”, vol. 105, 862–879.
- Michalczyk, W. (2012), *Ewolucja polityki walutowej w Polsce po roku 1989 w perspektywie przystąpienia do strefy euro*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław.
- Milo, W., M. Rutkowska (2005), *Notes of Forecasting Nominal Equilibrium Exchange Rates of PLN against USD*, [w:] W. Milo, P. Wdowiński (eds), *Issues in Modeling, Forecasting and Decision-Making in Financial Markets*, „Acta Universitatis Lodzianensis”, Folia Oeconomica 177.
- Milo, W., M. Rutkowska (2006), *Notes of Forecasting Real Equilibrium Exchange Rates of PLN against USD*, [w:] W. Milo, P. Wdowiński (eds), *Financial Markets: Principles of Modeling, Forecasting and Decision-Making*, FindEcon Monograph Series: Advances in Financial Markets Analysis, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Milo, W., D. Wrzesiński (2004), *Analiza realnego kursu walutowego*, [w:] W. Milo, P. Wdowiński (red.), *Rynki finansowe. Prognozy a decyzje*, „Acta Universitatis Lodzianensis”, Folia Oeconomica 177.
- Miyakoshi, T. (2003), *Real Exchange Rate Determination: Empirical Observations from East-Asian Countries*, „Empirical Economics”, vol. 28, 173–180.
- Montiel, P. (1999), *The Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate: Conceptual Issues and Empirical research*, [w:] L. Hinkle, P. Montiel (eds), *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*, Oxford University Press, Oxford.
- Moon, H., B. Perron (2004), *Testing for a Unit Root in Panels with Dynamic Factors*, „Journal of Econometrics”, vol. 122, 81–126.
- Mussa, M. (1984), *The Theory of Exchange Rate Determination*, [w:] J. Bilson, R. Marston (eds), *Exchange Rates in Theory and Practice*, Chicago University Press for NBER, Chicago.
- Nakagawa, H. (2010), *Investigating Nonlinearities in Real Exchange Rate Adjustment: Threshold Cointegration and the Dynamics of Exchange Rates and Relative Prices*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 29, 770–790.
- Narayan, P. (2008), *The Purchasing Power Parity Revisited: New Evidence for 16 OECD Countries from Panel Unit Root Tests with Structural Break*, „International Financial Markets, Institutions and Money”, vol. 18, 137–146.
- NBP (2004), *Raport na temat korzyści i kosztów przystąpienia Polski do strefy euro*, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- NBP (2009), *Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej*, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Neary, P. (1988), *Determinants of the Equilibrium Real Exchange Rate*, „American Economic Review”, vol. 78, 210–215.

- Ng, S., P. Perron (2001), *Lag Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power*, „Econometrica”, vol. 69, 1519–1554.
- Nijman, T., F. Palm, C. Wolff (1993), *Premia in Forward Foreign Exchange as Unobserved Components*, „Journal of Business and Economic Statistics”, vol. 11, 361–365.
- Norden L., M. Weber (2004), *Informational Efficiency of Credit Default Swap and Stock Markets: The Impact of Credit Rating Announcements*, „Journal of Banking and Finance”, vol. 28, 2813–2843.
- Norman, S. (2009), *Testing for a Unit Root against ESTAR Nonlinearity with a Delay Parameter Greater than One*, „Economics Bulletin”, vol. 29, 2152–2173.
- Nuti, D. (2000), *The Polish Zloty, 1990–1999: Success and Underperformance*, „American Economic Review”, vol. 90 53–58.
- Obstfeld, M., K. Rogoff (1995), *Exchange Rate Dynamics Redux*, „Journal of Political Economy”, vol. 103, 624–660.
- Obstfeld, M., K. Rogoff (1996), *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Obstfeld, M. (1993), *Model Trending Real Exchange Rates*, Center for International and Development Economics Research, University of California at Berkeley, Working Paper, no. C-011, .
- Obstfeld, M., A.M. Taylor (1997), *Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher’s Commodity Points Revisited*, „Journal of Japanese and International Economies”, vol. 11, 441–479.
- O’Connell, P. (1998), *The Overvaluation of Purchasing Power Parity*, Journal of International Economics, vol. 44, 1–19.
- O’Connell, P., S.-J. Wei (1997), *‘The Bigger They Are, the Harder They Fall’: How Price Differences across U.S. Cities are Arbitraged*, NBER Working Paper, no. 6089.
- Officer, L. (1976), *The Productivity Bias in Purchasing Power Parity: An Econometric Investigation*, IMF Staff Papers, vol. 23, 545–579.
- Oh, K.-Y. (1996), *Purchasing Power Parity and Unit Root Test Using Panel Data*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 15, 405–418.
- Oomes, N. (2005), *Maintaining Competitiveness under Equilibrium Real Appreciation: The Case of Slovakia*, „Economic Systems”, vol. 29, 184–204.
- Orłowski, L. (2000), *Monetary Policy Regimes and Real Exchange Rates in Central Europe’s Transition Economies*, „Economic Systems”, vol. 24, 145–169.
- Osińska, M. (2000), *Ekonometryczne modelowanie oczekiwań gospodarczych*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń.
- Papell, D. (1997), *Searching for Stationarity: Purchasing Power Parity under the Recent Float*, „Journal of International Economics”, vol. 43, 313–332.
- Papell, D., R. Prodan (2006), *Additional Evidence of Long Run Purchasing Power Parity with Restricted Structural Change*, „Journal of Money, Credit, and Banking”, vol. 38, 1329–1349.
- Papell, D., H. Theodoridis (1998), *Increasing Evidence of Purchasing Power Parity over the Current Float*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 17, 41–50.
- Papell, D., H. Theodoridis (2001), *The Choice of the Numéraire Currency in Panel Tests of Purchasing Power Parity*, „Journal of Money, Credit, and Banking”, vol. 33, 790–803.
- Parsley, D., S.-J. Wei (1996), *Convergence to the Low of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations*, „Quarterly Journal of Economics”, vol. 111, 1211–1236.

- Paruolo, P. (1996), *On the Determination of Integration Indices in I(2) Systems*, „Journal of Econometrics”, vol. 72, 313–356.
- Patel, J. (1990), *Purchasing Power Parity as Long-Run Relation*, „Journal of Applied Econometrics”, vol. 5, 367–379.
- Pedroni, P. (2000), *Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels*, [w:] B. H. Baltagi (ed.), *Advances in Econometrics: Non-Stationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, JAI Press, Amsterdam, vol. 15, 93–130.
- Pedroni, P. (2001), *Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels*, „Review of Economics and Statistics”, vol. 83, 727–731.
- Pedroni, P. (2004), *Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis*, „Econometric Theory”, vol. 20, 597–625.
- Perron, P., T. Vogelsang (1992), *Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity*, „Journal of Business and Economic Statistics”, vol. 10, 301–320.
- Pesaran, H. (2007), *A Simple Panel Unit Root Test In The Presence Of Cross Section Dependence*, „Journal of Applied Econometrics”, vol. 22, 265–312.
- Pesaran, H., Y. Shin (1998), *Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models*, „Economics Letters”, vol. 58, 17–29.
- Pesaran, M.H., Y. Shin (1999), *An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis*, [w:] S. Storm (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Phillips, P., B. Hansen (1990), *Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes*, „Review of Economic Studies”, vol. 57, 99–125.
- Phillips, P., P. Perron (1988), *Testing for a Unit Root in Time Series Regressions*, „Biometrika”, vol. 75, 335–346.
- Phillips, P., D. Sul (2003), *Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing under Cross Section Dependence*, „Econometrics Journal”, vol. 6, 217–259.
- Przystupa, J. (2002), *The Exchange Rate in the Monetary Transmission Mechanism*, „Materiały i Studia NBP”, no. 25.
- Przystupa, J. (2003), *Szacunki realnego kursu równowagi długookresowej dla Polski*, „Bank i Kredyt”, nr 11–12, 4–14.
- Przystupa, J. (2009), *Analiza kursu długookresowej równowagi złotego przy wchodzeniu do ERM-2 i strefy euro*, Instytut Badań Rynku, Konsumpcji i Koniunktur, Studia i Materiały, nr 89, Warszawa.
- Rahn, J. (2003), *Bilateral Equilibrium Exchange Rates of EU Accession Countries against the Euro*, BOFIT Discussion Paper, no. 11.
- Rapach, D., M. Wohar (2006), *The Out-of-Sample Forecasting Performance of Nonlinear Models of Exchange Rate Behavior*, „International Journal of Forecasting”, vol. 22, 341–361.
- Rawdanowicz Ł. (2002), *Poland's Accession to EMU – Choosing the Exchange Rate Parity*, „CASE Studies and Analyses”, no. 247, Center for Social and Economic Research, Warsaw.
- Rawdanowicz Ł., (2004), *Panel Estimations of PPP and Relative Price Models for CEECs: Lessons for Real Exchange Rate Modelling*, „CASE Studies and Analyses”, no. 276, Center for Social and Economic Research, Warsaw.
- Ricci, L., G.M. Milesi-Ferretti, J. Lee (2008), *Real Exchange Rates and Fundamentals: A Cross-Country Perspective*, IMF Working Paper, no 13.

- Richardson, J. (1978), *Some Empirical Evidence on Commodity Arbitrage and the Law of One Price*, „Journal of International Economics”, vol. 8, 341–351.
- Rodrik, D. (1999), *The New Global Economy and Developing Countries: Making Openness Work*, Overseas Development Council, Policy Essay, no. 24, Washington D.C.
- Rogoff, K. (1992), *Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behavior of the Real Exchange Rate*, „Bank of Japan Monetary and Economic Studies”, vol. 10, no. 2, 1–29.
- Rogoff, K. (1996), *The Purchasing Power Parity Puzzle*, „Journal of Economic Literature”, vol. 34, 647–668.
- Roll, R., S. Yan (2000), An Explanation of the ‘Forward Premium Puzzle’, „European Financial Management”, vol. 6, 251–265.
- Romer, P. (1990), Endogenous Technological Change, „Journal of Political Economy”, vol. 98, 78–102.
- Roudet, S., M. Saxegaard, C. G. Tsangarides (2007), *Estimation of Equilibrium Exchange Rates in the WAEMU: A Robustness Approach*, IMF Working Paper, no. 194.
- Rubaszek, M. (2003a), *Model równowagi bilansu płatniczego. Zastosowanie wobec kursu złotego*, „Bank i Kredyt”, nr 34(5), 4–16.
- Rubaszek, M. (2003b), *A Model of Balance of Payments Equilibrium Exchange Rate. Application to the Złoty*, National Bank of Poland, Warsaw (mat. niepubl.).
- Rubaszek, M. (2009), *Economic Convergence and the Fundamental Equilibrium Exchange Rate in Poland*, „Bank i Kredyt”, nr 40, 7–22.
- Rubaszek, M., D. Serwa, W. Marcinkowska-Lewandowska (red.) (2009), *Analiza kursu walutowego*, C.H. Beck, Warszawa.
- Sager, M. (2006), *Explaining the persistence of deviations from PPP: a non-linear Harrod-Balassa-Samuelson effect?*, „Applied Financial Economics”, vol. 16, 41–61.
- Samuelson (1964), *Theoretical Notes on Trade Problems*, „Review of Economics and Statistics”, vol. 46, 145–154.
- Sarno, L., M. Taylor (1998), *Real Exchange Rates under the Recent Float: Unequivocal Evidence of Mean Reversion*, „Economics Letters”, vol. 60, 131–137.
- Sarno, L., M. Taylor (2002a), *The Economic of Exchange Rates*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Sarno, L., M. Taylor (2002b), *Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate*, IMF Staff Papers, vol. 49, 65–105.
- Sarno, L., M. Taylor, I. Chowdhury (2004), *Nonlinear Dynamics in Deviations from the Law of One Price: A Broad-Based Empirical Study*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 23, 1–25.
- Sarno, L., G. Valente (2009), *Exchange Rates and Fundamentals: Footloose or Evolving Relationship?*, „Journal of the European Economic Association”, vol. 7, 786–830.
- Schmidt, P., P. Phillips (1992), *LM Test for Unit Roots in the Presence of Deterministic Trends*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics”, vol. 54, 257–287.
- Schnatz, B. (2006), *Is Reversion to PPP in Euro Exchange Rates Non-Linear?*, European Central Bank, Working Paper Series, no. 682.
- Schulmeister, S. (2006), *The Interaction between Technical Currency Trading and Exchange Rate Fluctuations*, „Finance Research Letters”, vol. 3, 212–233.
- Schwarz, G. (1978), *Estimating the Dimension of a Model*, „The Annals of Statistics”, vol. 6, 461–464.

- Sercu, P., R. Uppal, C. van Hulle (1995), *The Exchange Rate in the Presence of Transaction Costs: Implications for Tests of Purchasing Power Parity*, „Journal of Finance”, vol. 50, 1309–1319.
- Shiller, R., P. Perron (1985), *Testing the Random Walk Hypothesis: Power versus Frequency of Observation*, „Economic Letters”, vol. 18, 381–386.
- Sideris, D. (2006), *Purchasing Power Parity in Economies in Transition: Evidence from Central and East European Countries*, „Applied Financial Economics”, vol. 16, 135–143.
- Sideris, D. (2008), *Foreign Exchange Intervention and Equilibrium Real Exchange Rates*, „Journal of International Financial Markets, Institutions and Money”, vol. 18, 344–357.
- Siegel, J. (1972), *Risk Interest Rates and the Forward Exchange*, „Quarterly Journal of Economics”, vol. 86, 303–309.
- Skinner, F., T. Townsend (2002), *An Empirical Analysis of Credit Default Swaps*, „International Review of Financial Analysis”, vol. 11, 297–309.
- Sławiński, A. (1999), *Ewolucja mechanizmu kursowego w Polsce*, „Gospodarka Narodowa”, nr 7–8, 15–27.
- Sławiński, A. (2000), *Kryzysy walutowe a kierunki reformy międzynarodowego systemu walutowego*, „Bank i Kredyt”, nr 7–8, 90–102.
- Sławiński, A. (2008), *Znaczenie czynników ryzyka towarzyszących wchodzeniu Polski do ERM2 i do strefy euro*, „Ekonomista”, nr 1, 33–50.
- Sławiński, A. (2010), *Joining the Euro Zone from the Perspective of Emerging Europe Countries*, „Acta Universitatis Lodziensis” ,Folia Oeconomica 239.
- Smallwood, A. (2005), *Joint Tests for Non-Linearity and Long Memory: The Case of Purchasing Power Parity*, „Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics”, vol. 9, article 7, 1–28.
- Smith, P., M. Wickens (2002), *Asset Pricing with Observable Stochastic Discount Factor*, „Journal of Economic Surveys”, vol. 16, 397–446.
- Sollis, R. (2004), *Asymmetric Adjustment and Smooth Transitions: A Combination of Some Unit-Root Tests*, „Journal of Time Series Analysis”, vol. 25, 409–417.
- Sollis, R. (2005), *Evidence on Purchasing Power Parity from Univariate Models: The Case of Smooth Transition Trend-Stationarity*, „Journal of Applied Econometrics”, vol. 20, 79–98.
- Sollis, R. (2008), *U.S. Dollar Real Exchange Rates: Nonlinearity Revisited*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 27, 516–528.
- Sollis, R. (2009), *A Simple Unit Root Test against Asymmetric STAR Nonlinearity with an Application to Real Exchange Rates in Nordic Countries*, „Economic Modelling”, vol. 26, 118–125.
- Sollis, R., S. Leybourne, P. Newbold (2002), *Tests for symmetric and Asymmetric Nonlinear Mean Reversion in the Real Exchange Rates*, „Journal of Money, Credit and Banking”, vol. 34, 686–700.
- Stein, J. L. (1994), *The Natural Real Exchange Rate of the US-Dollar and Determinants of Capital Flows*, [w:] J. Williamson (ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington D.C.
- Stein, J. (1997), *The Natural Real Exchange Rate of the United States Dollar, and Determinants of Capital Flows*, [w:] J. Stein, P. Allen and Associates, *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, Oxford University Press, New York.
- Stein, J., P. Allen i in. (1997), *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, Oxford University Press, New York.

- Stock, J., M. Watson (1993), *A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems*, „Econometrica”, vol. 61, 783–820.
- Strzała, K. (2009), *Panelowe testy stacjonarności – możliwości i ograniczenia*, „Przegląd Statystyczny”, vol. LVI, 56–73.
- Syczewska, E. (2007), *Ekonometryczne modele kursów walutowych*, SGH, Monografie i Opracowania 547, Warszawa.
- Szpunar, P. (2001), *Polityka pieniężna. Cele i uwarunkowania*, PWE, Warszawa.
- Taylor, A. (2002), *A Century of Purchasing Power Parity*, „Review of Economics and Statistics”, vol. 84, 139–150.
- Taylor, A., M. Taylor (2004), *International Real Interest Rate Differential, Purchasing Power Parity and the Behaviour of Real Exchange Rates*, „International Journal of Finance and Economics”, vol. 9, 15–23.
- Taylor, M. (1990), *On Unit Roots and Real Exchange Rates: Empirical Evidence and Monte Carlo Analysis*, „Applied Economics”, vol. 22, 1311–1321.
- Taylor, M. (2010), *Real Exchange Rates and Purchasing Power Parity: Mean-Reversion in Economic Thought*, Applied Financial Economics, vol. 16, 1–17.
- Taylor, M., H. Allen (1992), *The Use of Technical Analysis in the Foreign Exchange Market*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 11, 304–314.
- Taylor, M., D. Peel (2000), *Nonlinear Adjustment, Long Run Equilibrium and Exchange Rate Fundamentals*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 19, 33–53.
- Taylor, M., D. Peel, L. Sarno (2001), *Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: Toward a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles*, „International Economic Review”, vol. 42, 1015–1042.
- Taylor, M., L. Sarno (1998), *The Behavior of Real Exchange Rates during the Post-Bretton Woods Period*, „Journal of International Economics”, vol. 46, 281–312.
- Telatar, E., M. Hasanov (2009), *Purchasing Power Parity in Central and East European Countries*, „Eastern European Economics”, vol. 47, 25–41.
- Teräsvirta, T. (1994), *Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models*, „Journal of the American Statistical Association”, vol. 89, 208–218.
- Terra, C., F. Valladares (2010), *Real Exchange Misalignment*, „International Review of Economics and Finance”, vol. 10, 119–144.
- Thacker, N. (1995), *Does PPP Hold in the Transition Economies? The Case of Poland and Hungary*, „Applied Economics”, vol. 27, 477–481.
- Tong, H. (1990), *Nonlinear Time Series: A Dynamical System Approach*, Clarendon Press, Oxford.
- Tsay, R. (1989), *Testing and Modelling Threshold Autoregressive Processes*, „Journal of the American Statistical Association”, vol. 84, 231–240.
- Tsen, W.-H. (2011), *Real Exchange Rate Determination: An Empirical Investigation*, „International Review of Economics and Finance”, vol. 20, 800–811.
- Tsong, C.-C. (2011), *Testing for a Unit Root with Covariates against Nonlinear Alternatives*, „Economic Modelling”, vol. 28, 1226–1234.
- Uppal, R. (1993), *A General Equilibrium Model of International Portfolio Choice*, „Journal of Finance”, vol. 48, 529–553.
- Van Dijk, D., T. Teräsvirta, P. Franses (2002), *Smooth Transition Autoregressive Models – A Survey of Recent Developments*, „Econometric Reviews”, vol. 21, 1–47.

- Vogelsang, T., P. Perron (1998), *Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time*, „International Economic Review”, vol. 39, 1073–1100.
- Wagner, M. (2005), *The Balassa-Samuelson Effect in ‘East & West’ Differences and Similarities*, Economics Series, no. 180, Institute for Advanced Studies, Vienna.
- Wagner, M., J. Hlouskova (2004), *What’s Really the Story with this Balassa-Samuelson Effect in the CEECs?* University of Bern, Department of Economics, Discussion Paper, no. 16.
- Walz, U. (1997), *Innovation, Foreign Direct Investment and Growth*, „Economica”, vol. 64, 63–79.
- Wang, J.-Y. (1990), *Growth, Technology Transfer, and the Long-Run Theory of International Capital Movements*, „Journal of International Economics”, vol. 29, 255–271.
- Wdowiński, P. (2005a), *Empiryczne modele kursów walutowych: ocena trafności prognoz*, „Acta Universitatis Lodziensis”, Folia Oeconomica 193.
- Wdowiński, P. (2005b), *Teorie parytetu siły nabywczej PPP i parytetu stóp procentowych UIP w modelu kursu walutowego*, „Acta Universitatis Lodziensis”, Folia Oeconomica 193.
- Wdowiński, P. (2007), *A Note on the Dornbusch Overshooting Model under the Nominal and Real Interest Rates*, [w:] W. Milo, G. Szafranski, P. Wdowiński, *Financial Markets: Principles of Modeling, Forecasting and Decision-Making*, FindEcon Monograph Series: Advances in Financial Markets Analysis, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Wdowiński, P. (2010), *Modele kursów walutowych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Wdowiński, P. (2011), *Analiza kointegracji kursu PLN/EUR na podstawie modelu równowagi CHEER*, „Bank i Kredyt”, nr 42, 71–98.
- Wdowiński, P., A. Zglińska-Pietrzak (2006), *Modeling and Forecasting Exchange Rates: A Monetary Approach*, [w:] W. Milo, P. Wdowiński (eds), *Financial Markets: Principles of Modeling, Forecasting and Decision-Making*, FindEcon Monograph Series: Advances in Financial Markets Analysis, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Wejner, P. (2008), *Parytet siły nabywczej jako wyznacznik realnego kursu walutowego. Ewolucja w kierunku nieliniowych modeli autoregresyjnych*, „Materiały i Studia NBP”, nr 223.
- Welfe, A. (2009), *Ekonometria. Metody i zastosowania*, PWE, Warszawa.
- Welfe, A. (red.) (2013), *Analiza kointegracyjna w makromodelowaniu*, PWE, Warszawa.
- Welfe, A., P. Karp, P. Kęłowski (2006), *Mechanizmy makroekonomiczne w gospodarce polskiej. Analiza ekonometryczna*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Welfe, W. (red.) (2007), *Gospodarka oparta na wiedzy*, PWE, Warszawa.
- Welfe, W. (red.) (1995), *Kwartalny model gospodarki Polski. Struktura i własności*, UN-O, Warszawa.
- Westerlund, J. (2007), *Testing for Error Correction in Panel Data*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics”, vol. 69, 709–748.
- Williamson, J. (1985), *The Exchange Rate System*, Institute for International Economics, Washington D.C.
- Williamson, J. (ed.) (1994), *Fundamental Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington D.C.
- Williamson, J. (1994), *Estimates of FEERs*, [w:] J. Williamson (ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington D.C.
- Wincenciak, L. (2008), *Balassa-Samuelson Effect in Poland: Is Real Convergence a Threat to Nominal One?*, „Ekonomia”, vol. 20, 112–130.

- Wolff, C. (1987), *Forward Foreign Exchange Rates, Expected Spot Rates, and Premia: A Signal Extraction Approach*, „Journal of Finance”, vol. 42, 395–406.
- Wolff, C. (2000), *Measuring the Forward Exchange Risk Premium: Multicountry Evidence from Unobserved Component Model*, „Journal of International Financial Markets, Institutions and Money”, vol. 10, 1–8.
- Wójcik, C. (2005), *Źródła zmian cen relatywnych i dynamiki realnego kursu walutowego – przegląd badań teoretycznych*, „Bank i Kredyt”, nr 36, 17–30.
- Wójcik, C. (2008), *Integracja ze strefą euro. Teoretyczne i praktyczne aspekty konwergencji*, PWN, Warszawa.
- Wren-Lewis, S., R. Driver (1997), *Real Exchange Rates for the Year 2000*, Institute for International Economics, Washington D.C.
- Wu, Y. (1996), *Are Real Exchange Rates Nonstationary? Evidence from a Panel Data Set*, „Journal of Money, Credit and Banking”, vol. 28, 54–63.
- Wu, J.-L., S. Wu (2001), *Is Purchasing Power Parity Overvalued?*, „Journal of Money, Credit and Banking”, vol. 33, 804–812.
- Wu, J.-L., P.-F. Chen (2008), *A Revisit on Dissecting the PPP Puzzle: Evidence from a Nonlinear Approach*, „Economic Modelling”, vol. 25, 684–695.
- Wu, J.-L., C.-C. Lee (2008), *A Revisit to Nonlinear Stationarity of Real Exchange Rates*, „Applied Economics Letters”, vol. 15, 155–159.
- Zaldueño, J. (2006), *Determinants of the Venezuela's Equilibrium Exchange Rate*, IMF Working Paper, no. 74.

SPIS TABEL

- Tabela 3.1. Scenariusze CVAR w modelu PPP przy założeniach REH i IKE
- Tabela 4.1. Reżimy walutowe w Polsce w latach 1990–2011
- Tabela 4.2a. Liniowe testy zintegrowania kursu realnego q
- Tabela 4.2b. Liniowe testy zintegrowania kursu realnego q^T
- Tabela 4.3. Testy ilorazu wariancji VRT
- Tabela 4.4. Nieliniowe testy zintegrowania kursów walutowych q i q^T
- Tabela 4.5. Testy liniowości modelu ECM (4.13) dla $S = 2$, 1999:01–2011:06
- Tabela 4.6. Estymacja parametrów modelu STAR (4.14) z funkcją przejścia LSTAR2 (2.22), 1999:01–2011:06
- Tabela 4.7. Zmienne zero-jedynkowe w modelach VAR
- Tabela 4.8. Moduły największych pierwiastków charakterystycznych w modelach VAR
- Tabela 4.9a. Estymacja parametrów modelu VEC- $I(1)$ $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}; \mu]'$ dla $V = 1$
- Tabela 4.9b. Estymacja parametrów modelu VEC- $I(1)$ $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}; t]'$ dla $V = 1$
- Tabela 4.10. Test kointegracji *Trace* i pierwiastki charakterystyczne macierzy stowarzyszonej w modelu VEC- $I(1)$ $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}; t]'$, 1999:01–2011:06
- Tabela 4.11. Test kointegracji w modelu VEC- $I(2)$ $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}; t]'$, 1999:01–2011:06
- Tabela 4.12. Estymacja parametrów modelu VEC- $I(2)$ $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}; t]'$ dla $V = 1$ i $S_2 = 1$, 1999:01–2011:06
- Tabela 4.13. Estymacja parametrów modelu VEC- $I(2)$ $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}; t]'$ dla $V = 1$ i $S_2 = 1$ z restrykcją homogeniczności, 1999:01–2011:06
- Tabela 4.14. Test kointegracji wielomianowej w modelu VEC- $I(2)$ $y_{(n)}^E = [b, p^T; t]'$, $y_{(h)}^X = [p^{*T}]$, 1999:01–2011:06
- Tabela 4.15. Estymacja parametrów modelu VEC- $I(2)$ $y_{(n)}^E = [b, p^T; t]'$, $y_{(h)}^X = [p^{*T}]$ dla $V = 1$ i $S_2 = 1$, 1999:01–2011:06
- Tabela 4.16. Test kointegracji *Trace* i pierwiastki charakterystyczne macierzy stowarzyszonej w modelu VEC- $I(1)$ $y_{(m)} = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}; t]'$, 1999:01–2011:06
- Tabela 4.17. Estymacja parametrów modelu VEC- $I(1)$ $y_{(m)} = [q^T, \Delta p^T, \Delta p^{*T}; t]'$, 1999:01–2011:06
- Tabela 6.1a. Model VAR (6.1), $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}, i^L, i^{*L}; \mu]'$: zmienne zero-jedynkowe, diagnostyki i długość opóźnienia; 1999:01–2011:06

- Tabela 6.1b. Model VAR (6.1), $y_{(m)} = [b, p^T, p^{*T}, i^S, i^{*S}; \mu]'$: zmienne zero-jedynkowe, diagnostyki i długość opóźnienia; 1999:01–2011:06
- Tabela 6.2. Moduły największych pierwiastków charakterystycznych i testy kointegracji w modelach VAR (6.1)
- Tabela 6.3. Test kointegracji *Trace* i pierwiastki charakterystyczne macierzy stowarzyszonej w modelu VAR (6.2), 1999:01–2011:06
- Tabela 6.4. Test kointegracji wielomianowej w modelu VEC-*I*(2) (6.3), 1999:01–2011:06.
- Tabela 6.5. Graniczne poziomy istotności w testach homogeniczności w modelu VEC-*I*(2) (6.3) dla $V = 2$ i $S_2 = 2$, 1999:01–2011:06
- Tabela 6.6. Test kointegracji *Trace* i pierwiastki charakterystyczne macierzy stowarzyszonej w modelu VEC-*I*(1) (6.6), 1999:01–2011:06
- Tabela 6.7. Estymacja parametrów modelu VEC-*I*(1) (6.6), 1999:01–2011:06
- Tabela 6.8. Mnożniki długookresowe Π w modelu VEC-*I*(1) (6.6) z wektorami kointegrującymi (6.10)–(6.11), 1999:01–2011:06
- Tabela 6.9. Estymacja parametrów modelu VEC-*I*(1) (6.12)
- Tabela 6.10. Testy słabej egzogeniczności U^{DST} w modelu VEC-*I*(1) (6.30)
- Tabela 6.11. Test kointegracji *Trace* i pierwiastki charakterystyczne macierzy stowarzyszonej w modelu VEC-*I*(1) (6.31), 1999:01–2009:09
- Tabela 6.12. Estymacja parametrów modelu VEC-*I*(1) (6.31), 1999:01–2009:09
- Tabela 6.13. Mnożniki długookresowe Π w modelu VEC-*I*(1) (6.31) z wektorami kointegrującymi (6.33) i (6.35), 1999:01–2009:09
- Tabela 6.14. Estymacja parametrów modelu VEC-*I*(1) (6.31), 1999:01–2011:06
- Tabela 6.15. Kryteria SBIC i HQC oraz współczynniki korelacji kanonicznej w modelach VEC-*I*(1) (6.37), 1999:01–2011:06
- Tabela 6.16. Test kointegracji *Trace* i pierwiastki charakterystyczne macierzy stowarzyszonej w modelu VEC-*I*(1) (6.39), 1999:01–2011:06
- Tabela 6.17. Estymacja parametrów modelu VEC-*I*(1) (6.39), 1999:01–2011:06
- Tabela 6.18. Analiza wrażliwości modeli VEC-*I*(1) (6.48)–(6.50), 1999:01–2011:06
- Tabela 8.1. Szoki podażowe i realne kursy walutowe (–/+ aprecjacja/deprecjacja)
- Tabela 9.1. Testy słabej egzogeniczności h^{BS} i U^{DST}
- Tabela 9.2. Test kointegracji *Trace* i pierwiastki charakterystyczne macierzy stowarzyszonej w modelu VEC-*I*(1) (9.3), 1999:01–2011:06
- Tabela 9.3. Estymacja parametrów modelu VEC-*I*(1) (9.3), 1999:01–2011:06
- Tabela 9.4. Testy słabej egzogeniczności i testy wykluczenia zmiennych, modele VEC-*I*(1) (9.4) i (9.13)
- Tabela 9.5. Test kointegracji *Trace* i pierwiastki charakterystyczne macierzy stowarzyszonej w modelu VEC-*I*(1) (9.13), 1999:01–2011:06
- Tabela 9.6. Test kointegracji *Trace* i pierwiastki charakterystyczne macierzy stowarzyszonej w modelu VEC-*I*(1) (9.15), 1999:01–2011:06

- Tabela 9.7. Testy słabej egzogeniczności i testy wykluczenia zmiennych, modele VEC- $I(1)$ (9.14) i (9.15)
- Tabela 9.8. Estymacja parametrów modelu VEC- $I(1)$ (9.14), 1999:01–2009:09
- Tabela 9.9. Test kointegracji *Trace* i pierwiastki charakterystyczne macierzy stowarzyszonej w modelu VEC- $I(1)$ (9.16), 1999:01–2009:09
- Tabela 9.10. Estymacja parametrów modelu VEC- $I(1)$ (9.16), 1999:01–2009:09
- Tabela 9.11. Estymacja parametrów modelu VEC- $I(1)$ (9.17), $V = 3$, 1999:01–2009:09
- Tabela 9.12. Estymacja parametrów modelu VEC- $I(1)$ (9.17), $V = 4$, 1999:01–2009:09
- Tabela 9.13. Estymacja parametrów modelu VEC- $I(1)$ (9.22), 1999:01–2011:06
- Tabela 9.14. Diagnostyki w modelu CHEER i modelach hybrydowych CHEER-BEER

SPIS RYSUNKÓW

- Rysunek 2.1. Wykładnicza funkcja przejścia ESTAR $G(\theta_1; 0)$
- Rysunek 2.2. Logistyczna funkcja przejścia LSTAR1 $S(\theta_2; 0)$
- Rysunek 2.3. Logistyczna funkcja przejścia LSTAR2 $S(\theta_2; c_2^1, c_2^2)$ dla $c_2^1 = 0,50$ i $c_2^2 = -0,25$
- Rysunek 2.4. Funkcja przejścia w modelu AESTAR(θ_1, θ_2) dla $\tilde{\rho}_1^L = 0,1$ i $\tilde{\rho}_1^R = 0,8$
- Rysunek 4.1. Realny kurs PLN/EUR dla indeksów CPI i PPI, 1993:01–2011:06 (logarytmy naturalne, 2000 = 0)
- Rysunek 4.2. Realny kurs PLN/EUR dla indeksów CPI i PPI w przetwórstwie przemysłowym, 1993:01–2011:06 (logarytmy naturalne, 2000 = 0)
- Rysunek 4.3. Nominalny kurs PLN/USD, ceny konsumenta w Polsce i USA oraz ceny relatywne, 1995:01–2011:06 (logarytmy naturalne, 2000 = 0)
- Rysunek 4.4. Funkcje uogólnionych odpowiedzi na impuls (GIR) kursu nominalnego (lewy panel) i cen krajowych (prawy panel) w odpowiedzi na szok walutowy $i(b)$ i szok nominalny $i(p)$
- Rysunek 4.5. Reżymy i rozkład obserwacji w modelu (4.14) dla $\Xi_t = q_{t-12}^T$, wariant ze zmiennymi zero-jedynkowymi
- Rysunek 4.6. Poziom i stopa deprecjacji nominalnego kursu PLN/EUR, 1995:01–2011:06
- Rysunek 4.7. Nominalny kurs PLN/EUR i relatywne ceny w Polsce i w strefie euro, 1995:01–2011:06
- Rysunek 4.8. Ceny i inflacja w sektorze *tradables* w Polsce, 1995:01–2011:06
- Rysunek 4.9. Ceny i inflacja w sektorze *tradables* w strefie euro, 1995:01–2011:06
- Rysunek 4.10. Relacje $\beta'_{1(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{1(m)}R_{1t}$ w modelu VEC-I(1) z wektorem kointegrującym (4.20)
- Rysunek 4.11. Relacje $\beta'_{1(m)}y_{(m)t} + \delta'_{1(m)}\Delta y_{(m)t}$ i $\beta'_{1(m)}R_{1t}^y + \delta'_{1(m)}R_{1t}^{\Delta y}$ w modelu VEC-I(2) z wektorem kointegrującym (4.24)
- Rysunek 4.12. Dysparytet realnych krótkoterminowych stóp procentowych ($r - r^*$) i relacje $\beta'_{1(m)}y_{(m)t} + \delta'_{1(m)}\Delta y_{(m)t}$ i $\beta'_{1(m)}R_{1t}^y + \delta'_{1(m)}R_{1t}^{\Delta y}$ w modelu VEC-I(2) z wektorem kointegrującym (4.24)
- Rysunek 6.1. Długoterminowe nominalne roczne stopy procentowe w Polsce i strefie euro, 1995:01–2011:06
- Rysunek 6.2. Krótkoterminowe nominalne roczne stopy procentowe w Polsce i strefie euro, 1995:01–2011:06

- Rysunek 6.3. Dysparytety krótko- i długoterminowych nominalnych rocznych stóp procentowych w Polsce i strefie euro, 1995:01–2011:06
- Rysunek 6.4. Stopy procentowe NBP oraz długo- i krótkoterminowe stopy procentowe w Polsce, 1999:01–2011:06
- Rysunek 6.5. Stopy procentowe EBC oraz długo- i krótkoterminowe stopy procentowe w strefie euro, 1999:01–2011:06
- Rysunek 6.6. Relacje $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{v(m)}R_{1t}$ w modelu VEC- $I(1)$ (6.2) z wektorami kointegrującymi (6.4)–(6.5), 1999:01–2011:06
- Rysunek 6.7. Relacje $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{v(m)}R_{1t}$ w modelu VEC- $I(1)$ (6.12), 1999:01–2011:06
- Rysunek 6.8. Rekursywne testy restrikcji strukturalizujących LR i rekursywna estymacja parametru β_{22} w modelu VEC- $I(1)$ (6.12), 1999:01–2005:01/2011:06
- Rysunek 6.9. Realny kurs walutowy q^T i aproksymanty ryzyka, 1997:01–2011:06
- Rysunek 6.10. Rekursywne testy restrikcji strukturalizujących LR i rekursywne testy Cb stałości parametrów równowagi $\beta = \bar{\beta}$ w modelu VEC- $I(1)$ (6.31) z wektorami kointegrującymi (6.33) i (6.35), 1999:01–2005:01/2009:09
- Rysunek 6.11. Rekursywna estymacja parametrów równowagi modelu VEC- $I(1)$ (6.31) z wektorami kointegrującymi (6.33) i (6.35), 1999:01–2005:01/2009:09
- Rysunek 6.12. Relacje $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{v(m)}R_{1t}$ w modelu VEC- $I(1)$ (6.31) z wektorami kointegrującymi (6.33) i (6.35), 1999:01–2009:09
- Rysunek 6.13. Rekursywne testy restrikcji strukturalizujących LR, 1999:01–2005:01/2011:06; relacje $\beta'_{2(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{2(m)}R_{1t}$ w modelu VEC- $I(1)$ (6.31), 1999:01–2011:06
- Rysunek 6.14. Relatywne wyceny kontraktów CDS i realny kurs walutowy q^T
- Rysunek 6.15. Rekursywne testy restrikcji strukturalizujących LR i rekursywne testy Cb stałości parametrów równowagi $\beta = \bar{\beta}$ w modelu VEC- $I(1)$ (6.39) z wektorami kointegrującymi (6.40) i (6.41), 1999:01–2005:01/2011:06
- Rysunek 6.16. Relacje $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{v(m)}R_{1t}$ w modelu VEC- $I(1)$ (6.39) z wektorami kointegrującymi (6.40) i (6.41), 1999:01–2011:06
- Rysunek 6.17. Aproksymanty ryzyka walutowego D^{ST} , F^{ST} i U^{DST} , 1999:01–2011:06
- Rysunek 6.18. Aproksymanta ryzyka walutowego F^{ST} i zmienna $c0904$, 1999:01–2011:06
- Rysunek 8.1. Realny kurs PLN/EUR dla indeksów PPI (q^{PPI}) i PPI w przetwórstwie przemysłowym (q^T), 1993:01–2011:06 (logarytmy naturalne, 2000 = 0)
- Rysunek 9.1. Realny kurs walutowy PLN/EUR q^T i relatywne sektorowe wydajności pracy h^{BS} , 1999:01–2011:06
- Rysunek 9.2. Relatywne sektorowe wydajności pracy h^{BS} i wskaźniki *terms of trade* r^{TOT} , 1999:01–2011:06
- Rysunek 9.3. Realny kurs walutowy PLN/EUR q^T i relatywne wskaźniki *terms of trade* r^{TOT} (odchylenia do trendu), 1999:01–2011:06
- Rysunek 9.4. Realny kurs walutowy PLN/EUR q^T i pasywa zagraniczne netto a^{NFL} , a^{OFL} i a^{FDI} ; 1999:01–2011:06

- Rysunek 9.5. Relacje $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{v(m)}R_{1t}$ w modelu VEC-I(1) (9.17) z wektorami kointegrującymi (9.18)–(9.21), 1999:01–2009:09
- Rysunek 9.6. Rekursywne testy restrykcji strukturalizujących LR i rekursywne testy Cb stałości parametrów równowagi $\beta = \bar{\beta}$ w modelu VEC-I(1) (9.17) z wektorami kointegrującymi (9.18)–(9.21), 1999:01–2005:01/2011:06
- Rysunek 9.7. Relacje $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{v(m)}R_{1t}$ w modelu VEC-I(1) (9.17) z wektorami kointegrującymi (9.18)–(9.21), 1999:01–2011:06
- Rysunek 9.8. Relacje $\beta'_{v(m)}y_{(m)t}$ i $\beta'_{v(m)}R_{1t}$ w modelu VEC-I(1) (9.22) z wektorami kointegrującymi (9.23)–(9.26), 1999:01–2011:06
- Rysunek 9.9. Rekursywne testy restrykcji strukturalizujących LR i rekursywne testy Cb stałości parametrów równowagi $\beta = \bar{\beta}$ w modelu VEC-I(1) (9.22) z wektorami kointegrującymi (9.23)–(9.26), 1999:01–2005:01/2011:06

SPIS AKRONIMÓW

| | |
|--------|--|
| ADF | test pierwiastka jednostkowego Dickeya-Fullera |
| AESTAR | asymetryczny wykładniczy autoregresyjny model gładkiego przejścia (<i>asymmetric exponential smooth transition autoregressive model</i>) |
| AKSS | test pierwiastka jednostkowego Sollisa wobec alternatywy AESTAR |
| ALH | hipoteza adaptacyjnego uczenia się (<i>adaptative learning hypothesis</i>) |
| ARDL | autoregresyjny model Pesarana i Shina (1999) |
| BEER | behawioralny kurs równowagi (<i>behavioural equilibrium exchange rate</i>) |
| BS | efekt/mechanizm/model Balassy-Samuelsona (<i>Balassa-Samuelson effect</i>) |
| B-TAR | model progowej autoregresji (<i>band threshold autoregressive model</i>) |
| C-CAPM | model wyceny aktywów kapitałowych oparty na konsumpcji (<i>consumption based capital asset pricing model</i>) |
| CDS | kontrakt CDS (<i>Credit Default Swap</i>) |
| CEE | kraje Europy Środkowo-Wschodniej (<i>Central and Eastern European countries</i>) |
| CHEER | kurs równowagi uwzględniający przepływy kapitałowe (<i>capital enhanced equilibrium exchange rate</i>) |
| CIP | ubezpieczony parytet stóp procentowych (<i>covered interest rate parity</i>) |
| CPI | indeks cen konsumenta (<i>consumer price index</i>) |
| CST | reprezentacja wspólnych trendów stochastycznych (<i>common stochastic trends representation</i>) |
| CVAR | scenariusz CVAR (<i>theory-consistent CVAR scenario</i>) |
| DEER | pożądany kurs równowagi (<i>desired equilibrium exchange rate</i>) |
| DF-GLS | test pierwiastka jednostkowego Dickeya i Fullera (1979) z poprawką estymacyjną Elliotta i in. (1996) uwzględniającą autokorelacji reszt w równaniu pomocniczym |
| DOLS | dynamiczna metoda najmniejszych kwadratów estymacji parametrów modeli panelowych |
| ECM | model korekty błędem (<i>error correction model</i>) |
| ECT | parameter korekty błędem (<i>error correction term</i>) |
| EEI | mechanizm ucieczki od równowagi (<i>equilibrium error increasing</i>) |
| EG | kointegracyjna procedura Engle'a-Grangera |

| | |
|--------|--|
| EHTS | hipoteza czasowej struktury stóp procentowych (<i>expectations hypotheses of the term structure</i>) |
| EM-PPP | parytet siły nabywczej walut na rynkach efektywnych (<i>efficient markets purchasing power parity</i>) |
| ERS | test pierwiastka jednostkowego Elliota, Rothenberga i Stocka (1996) |
| ESTAR | wykładniczy autoregresyjny model gładkiego przejścia (<i>exponential smooth transition autoregressive model</i>) |
| FDI | bezpośrednie inwestycje zagraniczne (<i>foreign direct investment</i>) |
| FEER | fundamentalny kurs równowagi (<i>fundamental equilibrium exchange rate</i>) |
| FG | model Frydmana i Goldberga (2007) |
| FGTS | strategia modelowania od-ogółu-do-szczegółu (<i>from-general-to-specific modeling strategy</i>) |
| FM-OLS | zmodyfikowana metoda najmniejszych kwadratów (<i>fully modified ordinary least squares</i>) |
| FSTG | strategia modelowania od-szczegółu-do-ogółu (<i>from-specific-to-general modeling strategy</i>) |
| GIR | uogólniona funkcja odpowiedzi na impulsy (<i>generalized impulse response function</i>) |
| GLS | uogólniona metoda najmniejszych kwadratów (<i>generalized least squares</i>) |
| HBH | hipoteza preferencji krajowych (<i>home bias hypothesis</i>) |
| HICP | zharmonizowany indeks cen konsumenta |
| HL | półokres wygasania (<i>half-life</i>) |
| HQC | informacyjne kryterium selekcji modeli Hannana i Quinna |
| IEB | podjęcie uwzględniające równowagę wewnętrzną i zewnętrzną w szacunkach kursów walutowych równowagi (<i>internal-external balance approach</i>) |
| IKE | gospodarka niedoskonałej wiedzy (<i>imperfect knowledge economics</i>) |
| JIT | składnik nierówności Jensena (<i>Jensen's Inequality Term</i>) |
| KPSS | test stacjonarności Kwiatkowskiego-Phillpsa-Schmidta-Shina |
| KSS | test pierwiastka jednostkowego Kapetniosza-Shina-Snella wobec hipotezy alternatywnej ESTAR |
| LCP | wycena w walucie lokalnej/importera (<i>local currency pricing</i>) |
| LDC | kraje najsłabiej rozwinięte (<i>least-developed countries</i>) |
| LOP | prawo jednej ceny (<i>low of one price</i>) |
| LSTAR | logistyczny autoregresyjny model gładkiego przejścia (<i>logistic smooth transition autoregressive model</i>) |
| LSTAR1 | model LSTAR pierwszego rzędu |
| LSTAR2 | model LSTAR drugiego rzędu |
| MBA | podjęcie uwzględniające równowagę makroekonomiczną w szacunkach kursów walutowych równowagi (<i>macroeconomic balance approach</i>) |

| | |
|-----------|--|
| MNK | metoda najmniejszych kwadratów (<i>least squares</i>) |
| NATREX | naturalny realny kurs walutowy (<i>natural real exchange rate</i>) |
| NFA | aktywa zagraniczne netto (<i>net foreign assets</i>) |
| NFA | pasywa zagraniczne netto (<i>net foreign liabilities</i>) |
| NNS | nowa neoklasyczna synteza (<i>new neoclassical synthesis</i>) |
| NOEM | nowa makroekonomia gospodarki otwartej (<i>New Open Economy Macroeconomics</i>) |
| NTP | składnik <i>non-tradables</i> w cenach sektora <i>tradables</i> (<i>non-tradables processing</i>) |
| PACF | funkcji autokorelacji cząstkowej (<i>partial autocorrelation function</i>) |
| PPI | indeks cen producenta (<i>producer price index</i>) |
| PPP | parytet siły nabywczej walut (<i>purchasing power parity</i>) |
| PTM | strategie cenowe PTM, ustalanie cen pod rynek (<i>pricing-to-market</i>) |
| REH | hipoteza racjonalnych oczekiwań (<i>rational expectations hypothesis</i>) |
| QPPP | okresowo zmieniający się parytet siły nabywczej walut (<i>quasi/qualified purchasing power parity</i>) |
| SBIC | informacyjne bayesowskie kryterium selekcji modeli Schwarza |
| SDF | stochastyczny czynnik dyskontujący (<i>stochastic discount factor</i> lub <i>pricing kernel</i>) |
| SETAR | model progowej autoregresji (<i>self-exciting threshold autoregressive model</i>) |
| STAR | autoregresyjny model gładkiego przejścia (<i>smooth transition autoregressive model</i>) |
| TFP | łączna produktywność czynników produkcji (<i>total factor productivity</i>) |
| TRACE | test kointegracji Johansena |
| TRACE (B) | test kointegracji Johansena z małopróbkową korektą Bartletta |
| T-VEC | progowy model wektorowej korekty błędem (<i>threshold vector error correction model</i>) |
| SUR | metoda estymacji Zelnera modeli o równaniach pozornie niezależnych (<i>seemingly unrelated regression</i>) |
| UIP | nieubezpieczony parytet stóp procentowych (<i>uncovered interest rate parity</i>) |
| VAR | model wektorowej autoregresji (<i>vector autoregressive model</i>) |
| VEC | model wektorowej korekty błędem (<i>vector error correction model</i>) |
| VRT | test ilorazu wariancji (<i>variance ratio test</i>) |
| WPI | indeks cen hurtowych (<i>wholesale price index</i>) |
| 3MNK | potrójna metoda najmniejszych kwadratów (<i>three-stage least squares</i>) |

SPIS SYMBOLI

1. Parametry i zmienne w modelach VEC i STAR

| | |
|-----------------------------|---|
| C | macierz parametrów przy wspólnych trendach stochastycznych $I(1)$ w modelu VEC- $I(1)$ |
| C_1 | macierz parametrów przy wspólnych trendach stochastycznych $I(1)$ w modelu VEC- $I(2)$; $C_1 = [c_{m,n}]$ |
| C_2 | macierz parametrów przy wspólnych trendach stochastycznych $I(2)$ w modelu VEC- $I(2)$ |
| c_1 | wartość zmiennej przejścia definiująca reżim wewnętrzny w modelach ESTAR |
| c_2 | parametr przejścia między reżimami w modelach LSTAR1 |
| c_2^1, c_2^2 | parametry przejść między reżimami w modelach LSTAR2 |
| \tilde{c}_j | koszty transakcyjne (lub koszty transportu) |
| D | długość przesunięcia czasowego w teście ilorazu wariancji VRT lub długość przesunięcia w autoregresyjnych modelach gładkiego przejścia STAR |
| d | stopień zintegrowania procesu stochastycznego/zmiennej |
| $G(\theta_1; c_1)$ | wykładnicza funkcja gładkiego przejścia w modelach ESTAR |
| M | liczba zmiennych endogenicznych w modelu VAR |
| $S(\theta_2; c_2)$ | logistyczna funkcja gładkiego przejścia w modelach LSTAR1 |
| $S(\theta_2; c_2^1, c_2^2)$ | logistyczna funkcja gładkiego przejścia w modelach LSTAR2 |
| S_1 | liczba trendów stochastycznych $I(1)$ w modelu VEC- $I(2)$ |
| S_2 | liczba trendów stochastycznych $I(2)$ w modelu VEC- $I(2)$ |
| T | efektywna liczebność próby |
| t | trend deterministyczny, $t = 1, \dots, T$ |
| $u_{(m)}$ | wektor wspólnych trendów stochastycznych w modelach VEC- $I(1)$ i VEC- $I(2)$ |
| V | liczba wektorów kointegrujących w modelu VEC- $I(1)$ lub liczba wielomianowych wektorów kointegrujących w modelu VEC- $I(2)$ |
| $y_{(m)}$ | wektor zmiennych endogenicznych w modelu VAR/VEC |
| $y_{(n)}^E$ | wektor zmiennych endogenicznych w warunkowym modelu VEC |
| $y_{(h)}^X$ | wektor zmiennych słabo egzogenicznych w warunkowym modelu VEC |

| | |
|---|---|
| α | macierz parametrów dostosowań; α_{mv} – parametr dostosowań w równaniu m -tej zmiennej względem v -tego wektora kointegrującego |
| α^E | macierz parametrów dostosowań w warunkowym modelu VEC |
| α_{\perp} | macierz dopełnień ortogonalnych macierzy parametrów dostosowań α ; macierz współczynników przy wspólnych trendach stochastycznych w reprezentacji CST dla zmiennych $I(1)$ |
| $\alpha_{\perp 2}$ | macierz współczynników przy wspólnych trendach stochastycznych $I(2)$ w reprezentacji CST dla zmiennych $I(2)$ |
| α_1 | parametr korekty błędem ECT, $\alpha_1 = \rho_1 - 1$ |
| α_1^{KSS} | parametr korekty błędem w pomocniczej regresji testu pierwiastka jednostkowego KSS |
| $\alpha_1^{AKSS}, \alpha_2^{AKSS}$ | parametry korekty błędem w pomocniczej regresji testu pierwiastka jednostkowego AKSS |
| β | macierz kointegrująca; β_{vm} – parametr równowagi w v -tym wektorze kointegrującym przy m -tej zmiennej |
| β_{\perp} | macierz dopełnień ortogonalnych macierzy kointegrującej β |
| $\tilde{\beta}_{\perp}$ | macierz wag w reprezentacji CST dla zmiennych $I(1)$ |
| $\beta_{\perp 1,m}$ | parametry w scenariuszach C-VAR, $m = 1, \dots, 5$ |
| $\tilde{\beta}_{\perp 2}$ | macierz wag przy trendach stochastycznych $I(2)$ w reprezentacji CST dla zmiennych $I(2)$ |
| $\beta_{v(m)}$ | v -ty wektor kointegrujący |
| δ | macierz parametrów równowagi dynamicznej w modelu VEC- $I(2)$, δ_{vm} – parametr równowagi w v -tym wektorze kointegrującym przy pierwszym przyroście m -tej zmiennej |
| $\varepsilon, \varepsilon_{(m)}, \tilde{\varepsilon}_{(m)}$ | składnik losowy/zakłócenia |
| Φ_s | macierz parametrów krótkookresowych w modelu VEC- $I(2)$, $s = 1, \dots, S - 2$ |
| ϕ_{ks} | parametry rozwinięcia modelu STAR w szereg Taylora, $k = 0, 1, 2, \dots$, $s = 0, 1, \dots, S$ |
| φ_k | k -ty parametr równowagi w jednorównaniowych procedurach kointegracyjnych, $k = 1, \dots, K$ |
| Γ | macierz mnożników średniookresowych w modelu VEC- $I(2)$ |
| Γ_s | macierz parametrów krótkookresowych w modelu VEC- $I(1)$, $s = 1, \dots, S - 1$ |
| $\tilde{\Gamma}_s$ | macierz parametrów krótkookresowych w warunkowym modelu VEC- $I(1)$, $s = 1, \dots, S - 1$ |
| γ_s | parametr krótkookresowy w: – modelu korekty błędem ECM, – regresji pomocniczej rozszerzonego testu pierwiastka jednostkowego ADF, $s = 1, \dots, S$, |

| | |
|--|--|
| | – modelach progowych B-TAR i SETAR, |
| | – modelach gładkiego przejścia ESTAR, LSTAR1 i LSTAR2, $s = 1, \dots, S - 1$ |
| $\tilde{\gamma}_s$ | parametr krótkookresowy w modelach ESTAR, LSTAR1, LSTAR2 i AESTAR $s = 1, \dots, S - 1$ |
| η | składnik losowy/zakłócenia |
| $l_{(k)}$ | wektor zmiennych deterministycznych w przestrzeni kointegracyjnej, $l_{(k)} = [\mu, t, \dots]'$ |
| $ \lambda_m^{MAX} $ | moduł największej wartości własnej macierzy stowarzyszonej CM |
| μ | wyraz wolny |
| Π_s | macierz parametrów w modelu VAR, $s = 1, \dots, S$ |
| Π | macierz mnożników długookresowych (całkowitych) w modelu VEC-I(1) i VEC-I(2), $\Pi = [\pi_{i,j}]$, $i, j = 1, \dots, M$ |
| $\tilde{\Theta}$ | macierz parametrów krótkookresowych w warunkowym modelu VEC, $s = 1, \dots, S - 1$ |
| θ_1 | parametr przejścia między reżimami w modelu ESTAR |
| θ_2 | parametr przejścia między reżimami w modelach LSTAR1 i LSTAR2 |
| ρ_s | parametr autoregresji s -tego rzędu w modelu z autoregresyjnym rozkładem opóźnień ADL (<i>autoregressive distributed lag model</i>), $s = 1, \dots, S$ |
| $\tilde{\rho}_1$ | parametr autoregresji pierwszego rzędu w modelach ESTAR, LSTAR1, LSTAR2 i AESTAR |
| $\rho_1^T, \tilde{\rho}_1^T, \tilde{\tilde{\rho}}_1^T$ | parametry autoregresji pierwszego rzędu w modelach B-TAR |
| $\rho_1^{T(k)}$ | parametry autoregresji pierwszego rzędu w modelach SETAR, $k = 1, 2, 3$ |
| $\tilde{\rho}_1^L, \tilde{\rho}_1^R$ | parametry autoregresji pierwszego rzędu w modelach AESTAR |
| ρ_s^ε | parametr autoregresji S -tego rzędu w schemacie autoregresyjnym składnika losowego ε , $s = 1, \dots, S$ |
| τ | macierz parametrów równowagi średniookresowej w modelu VEC-I(2) |
| Ξ | zmienna przejścia w modelach LSTAR1 i LSTAR2 |
| ζ | macierz parametrów dostosowań do równowagi średniookresowej w modelu VEC-I(2) |

2. Zmienne w teoretycznych i empirycznych modelach kursów walutowych

Uwaga: małymi literami łańskimi oznaczono logarytmy naturalne poziomów zmiennych

| | |
|----------|---|
| a | łączna produktywność czynników produkcji |
| A^B | absorpcja |
| A^{BY} | udział absorpcji w PKB; $A^{BY} = A^B / Y$; $a^{BY} = a^B - y$ |
| A^C | aktywa zagraniczne netto (międzynarodowa pozycja inwestycyjna) |

| | |
|------------|--|
| A^I | łączna produktywność czynników produkcji w sektorze produkującym dobra pośrednie |
| A^{NFA} | udział aktywów zagranicznych netto w PKB; $A^{NFA} = A^C / Y$ |
| a^T | łączna produktywność czynników produkcji w sektorze <i>tradables</i> |
| a^{NT} | łączna produktywność czynników produkcji w sektorze <i>non-tradables</i> , |
| $a^{NT,T}$ | relacja relatywnych wydajności pracy w sektorze <i>tradables</i> , $a^{NT,T} = v_{NT} ((v\zeta^{-1})a^T - a^{NT}) + v_{NT}^* (v^*(\zeta^*)^{-1}a_i^{*T} - a_i^{*NT}) - \mu v_{NT} + \mu^* v_{NT}^*$ |
| b | nominalny kurs walutowy definiowany jako cena jednostki waluty zagranicznej w jednostkach waluty krajowej |
| B^{DX} | udział deficytu budżetu państwa w PKB w kraju |
| b^f | nominalny kurs terminowy (cena jednostki waluty zagranicznej w jednostkach waluty krajowej) |
| C^A | rachunek obrotów bieżących bilansu płatniczego |
| C^{AN} | funkcja wydatków w handlu zagranicznym |
| C^{AX} | udział deficytu rachunku obrotów bieżących w PKB w kraju; $C^{AX} = C^A / Y$ |
| C^M | krańcowy koszt produkcji |
| C^N | konsumpcja indywidualna |
| C^{NT} | indywidualna konsumpcja dóbr <i>non-tradables</i> |
| C^T | indywidualna konsumpcja dóbr <i>tradables</i> |
| C^{TB} | eksport netto |
| D^{DX} | udział krajowego długu sektora rządowego w PKB w kraju |
| D^{FX} | udział zagranicznego długu sektora rządowego w PKB w kraju |
| D^{ST} | udział krótkoterminowego długu sektora rządowego w PKB w kraju |
| D^{TX} | udział długu sektora rządowego w PKB w kraju |
| e_{MP} | błąd polityki monetarnej |
| F^{AX} | udział deficytu rachunku obrotów bieżących w PKB za granicą |
| F^{ST} | udział krótkoterminowego długu sektora rządowego w PKB za granicą |
| F^{TX} | udział długu sektora rządowego w PKB za granicą |
| G^F | transfery zagraniczne |
| G^N | konsumpcja rządowa |
| G^{NT} | rządowa konsumpcja dóbr <i>non-tradables</i> |
| G^{NTG} | udział wydatków rządowych na dobra <i>non-tradables</i> w wydatkach rządowych ogółem; $G^{NTG} = G^{NT} / G^N$; $g^{NTG} = g^{NT} - g^N$ |
| G^T | rządowa konsumpcja dóbr <i>tradables</i> |
| G^Y | udział wydatków rządowych w PKB; $G^Y = G^N / Y$; $g^Y = g^N - y$ |
| H^B | miara przyzwyczajień i gustów konsumentów |
| h | korekta strategii progностycznych w modelu FG |

| | |
|----------------------------|--|
| h^{ABS} | efekt BS w modelu uwzględniającym relację relatywnych TFP, $h^{ABS} = (a^T - a^{NT}) - (a^{*T} - a^{*NT})$ |
| h^{LBS} | efekt BS w modelu uwzględniającym relację relatywnych wydajności pracy, $h^{LBS} = (l_p^T - l_p^{NT}) - (l_p^{*T} - l_p^{*NT})$ |
| h^{MBS} | łączny efekt BS i efekt popytowy |
| h^{PBS} | efekt BS w modelu uwzględniającym strukturę cen CPI i PPI, $h^{PBS} = (p^{CPI} - p^{PPI}) - (p^{*CPI} - p^{*PPI})$ |
| I^V | inwestycje |
| i_t^N | nominalna stopa oprocentowania aktywów o terminie zapadalności N okresów |
| K^A | rachunek kapitałowy/finansowy bilansu płatniczego |
| l_j | zatrudnienie w sekcji j |
| l_p | wydajność pracy ogółem |
| l_p^{AGR} | wydajność pracy w rolnictwie |
| l_p^{IND} | wydajność pracy w przemyśle |
| l_p^j | wydajność pracy w sekcji j ; $l_p^j = y^j - l_j$ |
| l_p^{SRV} | wydajność pracy w usługach |
| l_{POP} | liczba ludności |
| $l_{(k)}, \tilde{l}_{(k)}$ | długookresowe determinanty kursu walutowego |
| m_p | nominalna podaż pieniądza |
| m_p^Y | relacja nominalnej podaży pieniądza do PKB; $M_p^Y = M_p / Y$, $m_p^Y = m_p - y$ |
| $m_{(k)}, \tilde{m}_{(k)}$ | średniookresowe determinanty kursu walutowego |
| n_k | udział k -tego dobra niewymiennego w koszyku konsumpcyjnym, $k = 1, \dots, K$ |
| n_w | nadwyżkowe wynagrodzenie w gospodarce centralnie planowanej |
| O^G | wartość obligacji zero-kuponowych w portfelu inwestycyjnym |
| O^P | miara otwartości gospodarki |
| p | ogólny indeks cen |
| p^A | indeks cen administracyjnych |
| p^{CPI} | indeks cen konsumenta CPI |
| p^E | deflator eksportu (w walucie krajowej) |
| p^{FL} | indeks cen paliw |
| p^M | deflator importu (w walucie krajowej) |
| p^{NFL} | indeks cen usług i towarów niebędących paliwami |
| p^{NT} | indeks cen sektora <i>non-tradables</i> (w pracy: indeks cen poza przetwórstwem przemysłowym) |
| p^{PKB} | deflator PKB |
| p^{PPI} | indeks cen produkcji przemysłowej PPI |
| p^T | indeks cen sektora <i>tradables</i> |

| | |
|----------------------------|---|
| p_F^T | indeks cen produkcji zagranicznego sektora <i>tradables</i> kierowanej na rynek krajowy |
| p_H^T | indeks cen produkcji krajowego sektora <i>tradables</i> kierowanej na rynek krajowy |
| p_F^{*T} | indeks cen produkcji zagranicznego sektora <i>tradables</i> kierowanej na rynek zagraniczny |
| p_H^{*T} | indeks cen produkcji krajowego sektora <i>tradables</i> kierowanej na rynek zagraniczny |
| p^{TOT} | wskaźnik <i>terms of trade</i> |
| q | realny kurs walutowy definiowany dla ogólnych indeksów cen |
| q^{INT} | wewnętrzny kurs walutowy |
| $q^{NT,T}$ | relacja relatywnych cen krajowego i zagranicznego sektora <i>non-tradables</i> , $q^{NT,T} = -(v_T(p^{NT} - p^T) - v_T^*(p^{*NT} - p^{*T}))$ |
| q^{PBS} | efekt BS w modelu uwzględniającym strukturę cen w sektorze niewymiennym i wymiennym, $q^{PBS} = (p^{NT} - p^T) - (p^{*NT} - p^{*T})$ |
| q^{PPI} | realny kurs walutowy definiowany dla indeksów cen w przemyśle |
| q^{PPP} | realny kurs walutowy zgodny z poziomem parytetu siły nabywczej walut (stała) |
| \bar{q}^{REH} | realny kurs walutowy przy założeniach hipotezy racjonalnych oczekiwań (stała); $\bar{q}^{REH} = q^{PPP}$ |
| q^T | realny kurs walutowy definiowany dla indeksów cen sektora <i>tradables</i> |
| q^{UAL} | aproksymanta jakości produkcji w sektorze <i>tradables</i> |
| q^{UIP} | odchylenia kursu realnego od ścieżki zgodnej z UIP przy założeniu stałej premii za ryzyko |
| q^W | kurs walutowy urealniany płacami nominalnymi |
| R^G | stopa zwrotu z obligacji zero-kuponowych |
| R^{SV} | oficjalne rezerwy walutowe |
| r^{TOT} | relatywny wskaźnik <i>terms of trade</i> , $r^{TOT} = p^{TOT} - p^{*TOT}$ |
| r^N | realna stopa oprocentowania aktywów o terminie zapadalności N okresów |
| S^E | współczynnik skolaryzacji |
| S^V | oszczędności |
| $s_{(k)}, \tilde{s}_{(k)}$ | krótkookresowe determinanty kursu walutowego |
| T^{BX} | udział eksportu netto w PKB w kraju, $T^{BX} = C^{TB} / Y$ |
| U | funkcja użyteczności |
| U^{BD} | relacja krajowego i zagranicznego udziału deficytu budżetu państwa w PKB; $U^{BD} = B^{DX} / B^{DX*}$ |
| U^{CA} | różnica między krajowym i zagranicznym udziałem deficytu rachunku obrotów bieżących w PKB; $U^{CA} = C^{AX} / F^{AX}$ |
| U^{CBD} | udziału skumulowanego deficytu budżetu państwa w PKB |

| | |
|--------------------------|--|
| U^{DST} | relacja krajowego i zagranicznego udziału krótkoterminowego długu sektora rządowego w PKB; $U^{DST} = D^{ST} / F^{ST}$ |
| U^{DT} | relacja krajowego i zagranicznego udziału długu sektora rządowego w PKB; $U^{DT} = D^{TX} / F^{TX}$ |
| W_P | płaca nominalna |
| W_P^{NT} | płaca nominalna w sektorze <i>non-tradables</i> |
| W_P^T | płaca nominalna w sektorze <i>tradables</i> |
| W_R | płaca realna |
| W_R^i | płaca realna w sekcji i , $i = 1, \dots, I$ |
| $x_{(k)i,t}$ | wektor K zmiennych fundamentalnych wykorzystywanych w okresie t przez i -tego inwestora przy formułowaniu oczekiwań w odniesieniu do kursu nominalnego |
| y | produkcja, dochód, PKB (logarytm) |
| y^{AGR} | produkcja w rolnictwie (logarytm) |
| y^{GAP} | luka popytowa |
| y^{IND} | produkcja w przemyśle (logarytm) |
| y^{PC} | PKB <i>per capita</i> ; $y^{PC} = y - l_{POP}$ |
| y^{NT} | produkcja sektora <i>non-tradables</i> (logarytm) |
| y^T | produkcja sektora <i>tradables</i> (logarytm) |
| ε^E | błąd oczekiwań kursowych |
| ε^L | szok długookresowy |
| ε^M | szok średniokresowy |
| ε^S | szok krótkookresowy |
| λ | premia za ryzyko |
| λ^{CDS} | wyceny kontraktów CDS (logarytm naturalny) |
| λ^{EXT} | wahania premii za ryzyko wywoływane przez czynniki zewnętrzne |
| λ^{INT} | wahania premii za ryzyko wywoływane przez czynniki wewnętrzne |
| v_{FG}^M | szok monetarny w monetarnym modelu kursu walutowego FG |
| v_{FG}^Y | szok realny w monetarnym modelu kursu walutowego FG |
| π_k | rynkowa cena ryzyka walutowego związanego z k -tym szokiem, $k = 1, \dots, K$ |
| $\tilde{\pi}_k$ | względna cena ryzyka walutowego związanego z k -tym szokiem, $k = 1, \dots, K$ |
| $\varpi, \tilde{\varpi}$ | premia terminowa w modelu EHTS |
| U_j | udział j -tej grupy towarów lub usług w ogólnym indeksie cen, $j = 1, \dots, J$ |
| U_{NT} | udział cen sektora <i>non-tradables</i> w ogólnym indeksie cen |
| \tilde{U}^{NT} | relacja produkcja/konsumpcja dóbr sektora <i>non-tradables</i> |
| U_T | udział cen sektora <i>tradables</i> w ogólnym indeksie cen |
| \tilde{U}^T | relacja produkcja/konsumpcja dóbr sektora <i>tradables</i> |

3. Parametry w teoretycznych modelach kursów walutowych

| | |
|--|---|
| a_k | parametry w scenariuszach C-VAR, $k = 1, \dots, 6$ |
| \bar{c}_k | parametry w scenariuszach C-VAR, $k = 1, \dots, 4$ |
| D^C | stopa dyskonta w modelu C-CAPM |
| N | termin zapadalności aktywów finansowych, $N = \{1, L, M, N\}$ |
| M^{SDF} | stochastyczny czynnik dyskontujący |
| α_1^{FG} | parametr dostosowań do ścieżek równowagi w monetarnym modelu kursu walutowego FG |
| $\beta_{(k)i,t}$ | wektor K parametrów wykorzystywanych w okresie t przez i -tego inwestora przy formułowaniu oczekiwań w odniesieniu do kursu nominalnego |
| χ | współczynnik dostępności kredytów zagranicznych |
| δ_{FG} | parametr w monetarnym modelu kursu walutowego FG |
| ϕ_{FG} | parametr w monetarnym modelu kursu walutowego FG |
| ϕ^U | zagregowany efekt egzogenicznych szoków; $\Delta\phi^U = \Delta U$ |
| φ_{FG} | parametr w monetarnym modelu kursu walutowego FG |
| η_D | stopa dyskonta w modelu zasobowo-strumieniowym |
| η_{FG} | parametr w monetarnym modelu kursu walutowego FG |
| λ_{FG} | parametr w monetarnym modelu kursu walutowego FG |
| μ_{FG}^M | stała, dryf w procesie stochastycznym generującym nominalny agregat pieniężny w monetarnym modelu kursu walutowego FG |
| μ_{FG}^Y | stała, dryf w procesie stochastycznym generującym realny dochód w monetarnym modelu kursu walutowego FG |
| ν | pracochłonność produkcji w sektorze <i>non-tradables</i> (parametr funkcji produkcji w modelu BS) |
| θ_E | elastyczność kursu realnego względem relatywnych <i>terms of trade</i> w przypadku specjalizacji kraju w produkcji towaru j |
| $\tilde{\theta}_1$ | cenowa elastyczność eksportu netto |
| $\tilde{\theta}_2$ | dochodowa elastyczność importu |
| $\tilde{\theta}_3$ | dochodowa elastyczność eksportu |
| $\vartheta_{EN}, \tilde{\vartheta}_{EN}$ | parametry rozszerzenia monetarnego modelu kursu walutowego, w którym dopuszcza się błędy polityki monetarnej |
| σ | współczynnik awersji do ryzyka w modelu C-CAPM |
| ζ | pracochłonność produkcji w sektorze <i>tradables</i> (parametr funkcji produkcji w modelu BS) |
| τ_{EN} | parametr rozszerzenia monetarnego modelu kursu walutowego, w którym dopuszcza się błędy polityki monetarnej |
| ν_{FG} | parametr dostosowań w modelu FG do trajektorii równowagi zgodnej z IKE |

| | |
|------------------|---|
| $\tilde{\Omega}$ | macierz substytucji |
| ω_k | parametry w scenariuszach C-VAR, parametry równowagi w modelu CHEER, parametry w modelu zasobowo-strumieniowym; $k = 1, 2, 3$ |

4. Operatory

| | |
|---------------------------|--|
| $[\cdot]$ | operator transpozycji macierzy (<i>prim</i>) |
| $A(L), B(L)$ | wielomianowe operatory opóźnień |
| $AR(s)$ | test autokorelacji składnika losowego rzędu s |
| $ARCH(s)$ | test heteroskedastyczności składnika losowego rzędu s |
| $CI(1,1)$ | operator skointegrowania zmiennych $I(1)$ |
| $CI(2,k)$ | operatory skointegrowania zmiennych $I(2)$, $k = 1, 2$ |
| $Cb(RI)$ | test stałości parametrów równowagi w modelu skoncentrowanym |
| $Cb(y)$ | test stałości parametrów równowagi |
| $ECT(\Delta x_t)$ | operator parametru korekty błędem w równaniu zmiennej Δx |
| $E_{i,t+N}$ | operator oczekiwań w odniesieniu do zmiennej x formułowanych w okresie t na okres $t + N$ |
| $E_{i,t}^{IKE}(\cdot)$ | oczekiwania i -tego inwestora na okres t w warunkach gospodarki niedoskonałej wiedzy IKE |
| $F_{i,t}^{IKE}(\cdot)$ | oczekiwania i -tego inwestora na okres t w warunkach gospodarki niedoskonałej wiedzy IKE |
| $E_{i,t}^{REH}(\cdot)$ | oczekiwania i -tego inwestora na okres t przy założeniu racjonalnych oczekiwań |
| $I(d)$ | operator stopnia zintegrowania procesu stochastycznego/zmiennej x_t , $x_t \sim I(d)$ |
| $LR(RI)$ | test restrykcji strukturalizujących (przeidentyfikowujących) dla modelu skoncentrowanego |
| $LR(y)$ | test restrykcji strukturalizujących (przeidentyfikowujących) |
| var | operator wariancji |
| $\Delta^d x_t$ | operator przyrostu zmiennej x_t , $\Delta^d x_t = \Delta^{d-1} x_t - \Delta^{d-1} x_{t-1}$, $d = 1, 2, \dots$ |
| $t(F_{i,t}^{IKE}(\cdot))$ | trend bazowy w modelu FG |

5. Zmienne i parametry pomocnicze

| | |
|--|---|
| i | numer przekroju w modelu panelowym, numer inwestora w modelu FG; $i = 1, \dots, I$ |
| j | numer dobra w koszyku definiującym ogólny indeks cen ($j = 1, \dots, J$) lub oznaczenie sekcji gospodarki $j = \{NT, T\}$ |
| $\kappa_k, \tilde{\kappa}_k, \kappa, \kappa_E^*, \kappa_E, \kappa_A, \kappa_{CPI}, \kappa_{PPI}, \kappa_{CP}, \kappa_N, \Lambda_1, \Lambda_2, w_0, w_1, w_2$ | – parametry |

ŹRÓDŁA DANYCH. TRANSFORMACJE ZMIENNYCH

Kurs walutowy

B nominalny kurs złoty/euro, PLN; źródło: NBP

Ceny

P indeks cen towarów i usług konsumpcyjnych w Polsce (*consumer price index*, CPI), indeks jednopodstawowy, 2000 = 1,000; źródło: „Biuletyn Statystyczny GUS”

P^* indeks cen towarów i usług konsumpcyjnych w strefie euro (*consumer price index*, CPI), indeks jednopodstawowy, 2000 = 1,000; źródło: OECD, „OECD. StatExtracts, Monthly Monetary and Financial Statistics” (MEI)

P^T indeks cen produkcji przetwórstwie przemysłowym w Polsce (*producer price index, manufacturing*), indeks jednopodstawowy, 2000 = 1,000; źródło: „Biuletyn Statystyczny GUS”

P^{*T} indeks cen produkcji przetwórstwie przemysłowym w strefie euro (*producer price index, manufacturing*), indeks jednopodstawowy, 2000 = 1,000; źródło: OECD, „OECD. StatExtracts, Monthly Monetary and Financial Statistics” (MEI)

Stopy procentowe

$$i^L = \ln(1 + I^L / 1200)$$

I^L nominalne oprocentowanie dziesięcioletnich obligacji rządowych w Polsce; % w ujęciu rocznym; źródło: OECD, „OECD.StatExtracts, Monthly Monetary and Financial Statistics” (MEI)

$$i^{*L} = \ln(1 + I^{*L} / 1200)$$

I^{*L} nominalne oprocentowanie dziesięcioletnich obligacji rządowych w strefie euro; % w ujęciu rocznym; źródło: OECD, „OECD.StatExtracts, Monthly Monetary and Financial Statistics” (MEI)

$$i^S = \ln(1 + I^S / 1200)$$

I^S trzymiesięczna nominalna stopa procentowa na rynku międzybankowym w Polsce (WIBOR 3M); % w ujęciu rocznym; źródło: OECD, „OECD.StatExtracts, Monthly Monetary and Financial Statistics” (MEI)

$$i^{*S} = \ln(1 + I^{*S} / 1200)$$

I^{*S} trzymiesięczna nominalna stopa procentowa na rynku międzybankowym w strefie euro (EURIBOR 3M); % w ujęciu rocznym; źródło: OECD, „OECD.StatExtracts, Monthly Monetary and Financial Statistics” (MEI)

Dochód/produkcja

Y PKB w Polsce, miliony złotych, ceny bieżące; źródło: szacunki własne na podstawie danych GUS

Y^* PKB w strefie euro, miliony euro, ceny bieżące; źródło: szacunki własne na podstawie danych EUROSTAT-u (namq_gdp_k)

Y_R^T wartość dodana w przemyśle w Polsce, ceny stałe, miliony złotych; źródło: szacunki własne na podstawie danych GUS

Y_R^{NT} wartość dodana poza przemysłem w Polsce, ceny stałe, miliony złotych; źródło: szacunki własne na podstawie danych GUS

Y_R^{*T} wartość dodana w przemyśle w strefie euro, ceny stałe, miliony złotych; źródło: szacunki własne na podstawie danych EUROSTAT-u (namq_gdp_k)

Y_R^{*NT} wartość dodana poza przemysłem w strefie euro, ceny stałe, miliony złotych; źródło: szacunki własne na podstawie danych EUROSTAT-u (namq_gdp_k)

Aproksymacje ryzyka walutowego: dług krótkookresowy

$$U^{DST} = D^{ST} / F^{ST}$$

$$D^{ST} = \tilde{D}^{ST} / Y$$

\tilde{D}^{ST} rządowy dług krótkookresowy (do 1 roku) w Polsce, miliony złotych, ceny bieżące; źródło: „Biuletyn Informacyjny NBP”

$$F^{ST} = \tilde{F}^{ST} / Y^*$$

\tilde{F}^{ST} rządowy dług krótkookresowy (do 1 roku) w krajach strefy euro, miliony euro, ceny bieżące; źródło: Deutsche Bundesbank (SEC.M.16.1000.F33100.N.1.EUR.E.Z)

Aproksymacje ryzyka walutowego: dług ogółem

$$U^{DST} = D^{ST} / F^{ST}$$

$$U^{DT} = D^{TX} / F^{TX}$$

$$D^{TX} = \tilde{D}^{TX} / Y$$

\tilde{D}^{TX} rządowy dług ogółem w Polsce, miliony złotych, ceny bieżące; źródło: „Biuletyn Statystyczny GUS”

$$F^{TX} = \tilde{F}^{TX} / Y^*$$

\tilde{F}^{TX} rządowy dług ogółem w krajach strefy euro, miliony euro, ceny bieżące; źródło: Deutsche Bundesbank (SEC.M.16.1311.F33000.N.1.EUR.E.Z)

Aproksymacje ryzyka walutowego: rachunek obrotów bieżących

$$U^{CA} = C^{AX} - F^{AX}$$

$$C^{AX} = -C^A / Y$$

C^A saldo obrotów bieżących, miliony złotych, ceny bieżące; źródło: NBP, „Biuletyn Informacyjny”

$$F^{AX} = -F^A / Y^*$$

F^A saldo obrotów bieżących, miliony euro, ceny bieżące; źródło: EBC, „Biuletyn Miesięczny Europejskiego Banku Centralnego”

Aproksymacje ryzyka walutowego: deficyt budżetu państwa

$$B^{DX} = B^D / Y$$

B^D deficyt budżetu państwa w Polsce, miliony złotych, ceny bieżące; źródło: „Biuletyn Statystyczny GUS”

Efekt Balassy-Samuelsona

$$H^{BS} = (L_p^T / L_p^{NT}) / (L_p^{*T} / L_p^{*NT})$$

$$L_p^T = Y_R^T / L^T$$

L^T przeciętne zatrudnienie w przemyśle w Polsce, tysiące osób; źródło: „Biuletyn Statystyczny GUS”

$$L_p^{NT} = Y_R^{NT} / L^{NT}$$

L^{NT} przeciętne zatrudnienie poza przemysłem w Polsce, tysiące osób; źródło: „Biuletyn Statystyczny GUS”

$$L_p^{*T} = Y_R^{*T} / L^{*T}$$

L^{*T} przeciętne zatrudnienie w przemyśle w strefie euro, tysiące osób; źródło: szacunki własne na podstawie danych EUROSTAT-u (namq_gdp_k)

$$L_p^{*NT} = Y_R^{*NT} / L^{*NT}$$

L^{*NT} przeciętne zatrudnienie poza przemysłem w strefie euro, tysiące osób; źródło: szacunki własne na podstawie danych EUROSTAT-u (namq_gdp_k)

Wskaźniki *terms of trade*

$$R^{TOT} = (P^E / P^M) / (P^{*E} / P^{*M})$$

P^E złotowy delator eksportu, indeks jednopodstawowy, 2000 = 1; źródło: „Biuletyn Statystyczny GUS”

P^M złotowy delator importu, indeks jednopodstawowy, 2000 = 1; źródło: „Biuletyn Statystyczny GUS”

P^{*E} delator eksportu krajów strefy euro poza strefę euro, indeks jednopodstawowy, 2000 = 1; źródło: EUROSTAT (*etea16_m*)

P^{*M} delator importu krajów strefy euro spoza strefy euro, indeks jednopodstawowy, 2000 = 1; źródło: EUROSTAT (*etea16_m*)

Międzynarodowa pozycja inwestycyjna – pasywa zagraniczne netto

$$A^{NFL} = \tilde{A}^{NFL} / Y$$

\tilde{A}^{NFL} pasywa zagraniczne netto, miliony złotych, ceny bieżące; źródło: NBP, *Międzynarodowa pozycja inwestycyjna*

$$A^{FDI} = \tilde{A}^{FDI} / Y$$

\tilde{A}^{FDI} zadłużenie z tytułu bezpośrednich inwestycji zagranicznych, miliony złotych, ceny bieżące; źródło: NBP, *Międzynarodowa pozycja inwestycyjna*

$$A^{OFL} = \tilde{A}^{OFL} / Y$$

\tilde{A}^{OFL} pozostałe zadłużenie zagraniczne, miliony złotych, ceny bieżące; źródło: NBP, *Międzynarodowa pozycja inwestycyjna*

OD REDAKCJI

Doktor Robert Kelm jest adiunktem w Katedrze Modeli i Prognoz Ekonometrycznych Uniwersytetu Łódzkiego. W roku 2000 obronił pracę doktorską *Ekonometryczne modele rozkładów opóźnień* pod kierunkiem prof. zw. dr. hab. Aleksandra Welfe. W początkowym okresie pracy naukowej, obejmującym lata 1993–1999, autor współuczestniczył w konstrukcji i wykorzystaniu do analiz symulacyjnych modeli kwartalnych gospodarki Polski serii WK konstruowanych pod kierunkiem prof. zw. dr. hab. Władysława Welfe. Jednocześnie prowadził badania w zakresie szacunków nieobserwowalnych makrozmiennej gospodarczych. W okresie późniejszym zainteresowania autora koncentrowały się na wykorzystaniu dynamicznych modeli ekonometrycznych i analizy kointegracyjnej w modelowaniu kursu złotego i inflacji cen i płac w Polsce.

Owoce wieloletniej aktywności naukowej dr. Roberta Kelma są 44 artykuły naukowe (w tym 19 opublikowanych samodzielnie), współautorstwo 2 książek i 5 rozdziałów w monografiach, współautorstwo 2 podręczników akademickich i współredakcja 1 publikacji konferencyjnej. Wyniki badań autora zaprezentowano na blisko 30 międzynarodowych konferencjach naukowych i seminariach. Na aktywność naukową dr. Roberta Kelma składa się uczestnictwo w krajowych i zagranicznych projektach badawczych finansowanych przez Komitet Badań Naukowych i Komisję Europejską w ramach programu ACE-PHARE, które realizowano w Instytucie Ekonometrii i Statystyki UŁ. W latach 2003–2004 autor prowadził indywidualne badania w ramach grantu KBN *Alternatywne polityki monetarne w okresie stabilizowania kursu złotego wobec euro* (2 H02B 009 25), a w latach 2004–2005 i 2009–2010 był kierownikiem i głównym wykonawcą grantów przyznanych w ramach Global Development Network. Odbył dwa staże naukowe w Uniwersytecie Kopenhaskim.

Autor jest laureatem zespołowych nagród Polskiej Akademii Nauk, Ministra Edukacji Narodowej, trzech nagród Rektora Uniwersytetu Łódzkiego i dwóch nagród Dziekana Wydziału Ekonomiczno-Socjologicznego UŁ. W latach 1994–2000 był delegatem do Rady Wydziału Ekonomiczno-Socjologicznego Uniwersytetu Łódzkiego.

Doktor Robert Kelm prowadzi zajęcia dydaktyczne z ekonometrii, ekonometrii stosowanej, modelowania gospodarki narodowej i prognozowania na kierunkach *informatyka i ekonometria*, *analitka gospodarcza* i *ekonomia* oraz seminaria magisterskie na kierunkach *informatyka i ekonometria* oraz *analitka gospodarcza*. Jest promotorem 11 prac magisterskich.

Aktywność zawodowa autora obejmuje bezpośrednią współpracę z instytucjami centralnymi. W latach 2001–2009 był radcą ministra w Departamencie Polityki Finansowej, Analiz i Statystyki w Ministerstwie Finansów, a od kwietnia 2009 roku jest doradcą w Narodowym Banku Polskim.