



PIOTR WDOWIŃSKI

Modele kursów walutowych



W Y D A W N I C T W O
UNIwersytetu Łódzkiego • ŁÓDŹ 2010

PIOTR WDOWIŃSKI

Modele kursów walutowych



W Y D A W N I C T W O
UNIwersytetu Łódzkiego • ŁÓDŹ 2010

Recenzent
Krystyna Strzała

Redaktor Wydawnictwa UŁ
Iwona Gos

Okładkę projektowała
Barbara Grzejszczak

Rozprawa habilitacyjna napisana w Katedrze Ekonometrii
Uniwersytetu Łódzkiego

© Copyright by Piotr Wdowiński, Łódź 2010

Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego
2010

Wydanie I.

Zam. 146/4741/2010

ISBN (ebook) 978-83-7969-048-0
ISBN 978-83-7525-466-2

<https://doi.org/10.18778/7525-466-2>

Spis treści

WSTĘP	9
1. KURS WALUTOWY: PODSTAWOWE POJĘCIA	17
2. ZARYS METOD ANALIZY SZEREGÓW CZASOWYCH I ANALIZA DANYCH STATYSTYCZNYCH	33
2.1. Wprowadzenie	33
2.2. Elementarne pojęcia z analizy procesów stochastycznych.....	34
2.3. Pojęcie kointegracji i zarys metody Johansena	40
2.4. Klasyczna analiza regresji: algorytm numeryczny.....	56
2.5. Analiza danych statystycznych.....	57
3. TEORIA PARYTETU SIŁY NABYWCZEJ	69
3.1. Wprowadzenie	69
3.2. PPP: podstawy teoretyczne	70
3.3. Przegląd badań empirycznych	80
3.4. Współczesna analiza PPP: kierunki rozwoju	97
3.5. Weryfikacja empiryczna	106
3.5.1. Wprowadzenie.....	106
3.5.2. Klasyczna analiza regresji	106
3.5.3. Analiza kointegracji	121
3.6. Podsumowanie wyników analizy regresji i kointegracji.....	129
4. TEORIA PARYTETU STÓP PROCENTOWYCH I EFEKTYWNOŚĆ RYNKU WALUTOWEGO	133
4.1. Wprowadzenie	133
4.2. Parytet „zabezpieczony” CIP	134
4.3. Parytet „niezabezpieczony” UIP.....	136
5. MONETARNA TEORIA KURSÓW WALUTOWYCH	147
5.1. Wprowadzenie	147
5.2. Teoria monetarna w warunkach cen elastycznych: model Frenkela-Bilsona ..	149
5.2.1. Weryfikacja empiryczna	156
5.2.1.1. Wprowadzenie	156
5.2.1.2. Klasyczna analiza regresji	157
5.2.1.3. Analiza kointegracji	164
5.2.2. Podsumowanie wyników analizy regresji i kointegracji	165
5.3. Teoria monetarna w warunkach cen sztywnych	166
5.3.1. Model Mundella-Fleminga.....	166

5.3.1.1. Doskonała mobilność kapitału	178
5.3.1.2. Niedoskonała mobilność kapitału.....	180
5.3.2. Model Dornbuscha	185
5.3.2.1. Weryfikacja empiryczna.....	219
5.3.2.1.1. Wprowadzenie	219
5.3.2.1.2. Klasyczna analiza regresji.....	219
5.3.2.1.3. Analiza kointegracji.....	231
5.3.2.2. Podsumowanie wyników analizy regresji i kointegracji.....	237
5.3.3. Model Frankela	238
5.3.3.1. Weryfikacja empiryczna.....	244
5.3.3.1.1. Wprowadzenie	244
5.3.3.1.2. Klasyczna analiza regresji.....	245
5.3.3.1.3. Analiza kointegracji.....	251
5.3.3.2. Podsumowanie wyników analizy regresji i kointegracji.....	260
6. REALNY KURS WALUTOWY	263
7. KURSY WALUTOWE RÓWNOWAGI.....	275
7.1. Wprowadzenie	275
7.2. Model bilansu płatniczego	276
7.3. Model CHEER: połączenie parytetów PPP i UIP	279
7.3.1. Wprowadzenie.....	279
7.3.2. Podstawy teoretyczne.....	280
7.3.3. Weryfikacja empiryczna	287
7.3.3.1. Wprowadzenie	287
7.3.3.2. Klasyczna analiza regresji	288
7.3.3.3. Analiza kointegracji	291
7.3.4. Podsumowanie wyników analizy regresji i kointegracji	301
7.4. Model BEER: behawioralny kurs walutowy równowagi	303
7.5. Model FEER: fundamentalny kurs walutowy równowagi.....	304
7.6. Model NATREX: naturalny kurs walutowy równowagi	307
8. POLITYKA GOSPODARCZA W SYSTEMACH KURSÓW STAŁYCH I ZMIENNYCH.....	313
8.1. Wprowadzenie	313
8.2. Model popytowy	317
8.2.1. Symulacja skutków polityki gospodarczej.....	323
8.2.1.1. Polityka pieniężna.....	325
8.2.1.2. Polityka fiskalna	326
8.3. Model podażyowy	329
8.3.1. Symulacja skutków polityki gospodarczej.....	332
8.3.1.1. Polityka pieniężna.....	332
8.3.1.2. Polityka fiskalna	334
8.4. Model cen i kursu walutowego.....	336

8.4.1. Symulacja skutków polityki gospodarczej	341
8.4.1.1. Polityka pieniężna	341
8.4.1.2. Polityka fiskalna	342
8.4.1.3. Polityka płacowa	343
ZAKOŃCZENIE.....	347
DODATEK A. UWAGI NA TEMAT LOGLINEARYZACJI FUNKCJI.....	357
DODATEK B. ROZWIĄZANIE UKŁADU RÓWNAŃ RÓŻNICZKOWYCH PIERWSZEGO RZĘDU W WARUNKACH KURSU STAŁEGO I ZMIENNEGO ..	361
DODATEK C. SPIS SYMBOLI	367
DODATEK D. SPIS ZMIENNYCH	369
LITERATURA	371
OD REDAKCJI.....	403

Wstęp

Modele kursów walutowych stanowią jeden z ważniejszych obszarów badań ekonomicznych. Formułowane są na podstawie teorii ekonomicznych, które w drugiej połowie XX w., również w zakresie kursów walutowych, przyjęły wysoki stopień formalizacji. Stosuje się w nich pojęcia z matematyki, statystyki matematycznej, ekonometrii i rachunku optymalizacyjnego. Weryfikacja empiryczna wspomnianych teorii i modeli jest możliwa m.in. dzięki istnieniu zasobnej bazy danych szeregów statystycznych kursów walutowych. Stanowią one doskonały materiał poznawczy, gdyż pomiar kursów może odbywać się z bardzo dużą częstotliwością. To sprawia, że w dziedzinie zainteresowań statystyki matematycznej i ekonometrii kursy walutowe stanowią coraz szerszy obszar badań teoretycznych i praktycznych. Wystarczająco długie szeregi czasowe kursów pozwalają na zastosowanie nowoczesnych metod estymacji i weryfikacji hipotez. W związku z praktycznie dowolną częstotliwością pomiaru można prowadzić badania w ultrakrótkim, krótkim, średnim i długim okresie. Możliwa jest analiza związków długookresowych, wynikających głównie z wpływu kategorii fundamentalnych na kurs (podaży pieniądza, dochodu narodowego, inflacji), jak również krótkookresowej dynamiki związanej z kształtowaniem się cen składników aktywów kapitału finansowego. Szczególnie zainteresowanie ekonomistów wynika z tego, że zmiany kursu walutowego mają duży wpływ na wiele kategorii ekonomicznych, m.in. na wielkość handlu zagranicznego, stóp procentowych i przepływów kapitału finansowego oraz inflacji.

W prezentowanej pracy przyjęto makroekonomiczne (fundamentalne) podejście do modelowania kursów walutowych z zastosowaniem aparatu ekonomii matematycznej i ekonometrii. Do wyjaśnienia zmian

kursu walutowego wykorzystano główne kategorie ekonomiczne, takie jak: podaż pieniądza, dochód narodowy, ceny, bilans płatniczy, stopy procentowe.

W literaturze przedmiotu występuje powszechne przekonanie, że podejście fundamentalne jest głównym ogniwem analizy zjawisk kursowych (Sarno i Taylor 2002, MacDonald 2007). W ten sposób wyjaśnia się większość zjawisk zachodzących na rynku walutowym. Jednakże coraz większego znaczenia nabiera analiza mikrostruktury rynku walutowego (Lyons 2001). W tym podejściu bada się aspekty instytucjonalne rynku walutowego, wpływ jego decentralizacji na kursy walutowe oraz interakcje głównych uczestników międzynarodowego rynku walutowego, w wyniku których ustalają się ceny. W literaturze polskiej również dominuje podejście fundamentalne (Kelm 2001, Krauze 2002, 2006, Wdowiński 2005b, c, Milo i Rutkowska 2006, Wdowiński i Zglińska-Pietrzak 2006, Welfe A., Karp i Kęblowski 2006, Syczewska 2007, Rubaszek 2009, Rubaszek, Serwa i Marcinkowska-Lewandowska 2009). Należy również zwrócić uwagę na próby analizy mikrostruktury rynku dla kursu złotego (Kluza i Sławiński 2006).

Niniejsza monografia stanowi podsumowanie badań autora nad własnościami teoretycznymi i praktycznymi modeli kursu złotego. Badania nad kursami złotego zostały rozpoczęte w ramach rozprawy doktorskiej. Wówczas dotyczyły one historycznych form kształtowania się kursu walutowego złotego w latach 1990–1996 i prowadzone były z perspektywy zmian reżimów kursowych w Polsce. Jednym z ważniejszych zagadnień w rozprawie doktorskiej była efektywność polityki pieniężnej i fiskalnej w różnych systemach kursu walutowego.

Prezentowana praca zawiera zaś pewną syntezę różnych modeli kursów walutowych oraz ich walorów aplikacyjnych. Składa się ze wstępu, ośmiu rozdziałów, czterech załączników i spisu literatury. Głównym celem rozprawy jest przedstawienie podstawowych, makroekonomicznych modeli kursów walutowych przez pryzmat związków długookresowych pomiędzy zmiennymi i ich krótkookresowej dynamiki. Wybrane modele poddano weryfikacji empirycznej. W tym celu zasto-

sowano klasyczną analizę regresji i wielowymiarową analizę kointegracji, która w ostatnich dwudziestu latach zdobyła trwale miejsce w ekonometrii. Innym, uzupełniającym celem badań jest analiza porównawcza jakości merytorycznej i statystycznej oszacowanych modeli z punktu widzenia ich walorów aplikacyjnych. Omówienie wyników analizy kointegracji z zastosowaniem zmiennych o miesięcznej i kwartalnej częstotliwości pomiaru oraz alternatywnych czynników wpływających na kurs walutowy zawiera ocenę tendencji i prawidłowości w kształtowaniu się kursu euro w Polsce w latach 1999–2008. W związku z tytułem monografii należy stwierdzić, że zawiera ona próbę zachowania równowagi pomiędzy przedstawieniem teorii a badaniami empirycznymi. Praca ma charakter ekonomiczny, natomiast prezentowane wyniki badań własnych skupiają się na walorach teoretyczno-aplikacyjnych przedstawionych ekonometrycznych modeli kursów walutowych. Walo-ry te sformułowano w oparciu o jakość historycznych prognoz kursów walutowych. Służyły one ocenie jakości merytorycznej i statystycznej oszacowanych zależności. W przyszłości będzie podjęta próba określenia praktycznych zasad modelowania kursów walutowych w zależności od specyfiki środowiska gospodarczego (mikro- i makroekonomicznego). Obok modeli ekonometrycznych w rozprawie zostały przedstawione również modele ekonomiczne, w tym model równowagi łączący teorie parytetu siły nabywczej i parytetu stóp procentowych. Podano własną interpretację ważniejszych modeli kursów walutowych, będących osią współczesnych teorii kursów, a szerzej ekonomicznej teorii stosunków międzynarodowych.

W rozdziale 1 zaprezentowano podstawowe pojęcia związane z kursem walutowym oraz rys historyczny zmian systemu walutowego w Polsce w latach 1990–2008. Poruszono w nim zagadnienia związane z definicjami kursów i reżimów walutowych, dynamiką rozwoju światowego rynku walutowego w ostatnich latach oraz z problematyką optymalnego wyboru reżimu kursowego.

W rozdziale 2, w trosce o spójność dalszego wywodu obejmującego analizy empiryczne, przedstawiono zarys metod analizy szeregów

czasowych wykorzystywanych w pracy oraz analizę danych statystycznych. W szczególności, poruszono podstawowe zagadnienia związane z analizą integracji i kointegracji wielowymiarowej według Johansena w przypadku zmiennych zintegrowanych w stopniu pierwszym, $I(1)$. Te zagadnienia należą już do kanonu ekonometrii.

Rozdział 3 został poświęcony teorii parytetu siły nabywczej. Zawarto w nim przegląd badań światowych i własne wyniki empiryczne dla kursu euro z zastosowaniem klasycznej analizy regresji i wielowymiarowej analizy kointegracji. W analizie empirycznej w charakterze czynników objaśniających dla kursu euro przyjęto alternatywne indeksy: cen konsumpcji CPI, produkcji PPI oraz deflator PKB. Pozwoliło to na oszacowanie poziomu indeksacji kursu euro względem wymienionych indeksów cen zarówno w ujęciu miesięcznym, jak i kwartalnym.

Rozdział 4 stanowi wprowadzenie do teorii parytetu stóp procentowych. Omówiono w nim również zagadnienia związane z efektywnością rynku walutowego przez pryzmat weryfikacji hipotezy racjonalnych oczekiwań. Rozważania zawarte w rozdziałach 3 i 4 stanowią tło dla zagadnień poruszonych w następnych rozdziałach, w szczególności zaś dla modelu kursu równowagi łączącego parytety siły nabywczej i stóp procentowych, przedstawionego w rozdziale 7.

W rozdziale 5 w obszerny sposób przedstawiono teorię monetarną kursów walutowych, w tym modele: Frenkela-Bilsona, Mundella-Fleminga, Dornbuscha i Frankela wraz z własnymi wynikami empirycznymi dla kursu euro. Podobnie jak w rozdziale 3, zastosowano również alternatywne czynniki objaśniające dla kursu euro, wynikające z teorii monetarnej, w tym podaż pieniądza ($M1$, $M2$), wskaźnik dochodu (PKB, produkcja przemysłowa) oraz krótko- i długookresowe stopy procentowe.

Stosunkowo krótki rozdział 6 zawiera omówienie pojęć związanych z kursem realnym, w którym zaproponowano alternatywny model tego kursu, uwzględniający czynniki fundamentalne dla rynku towarowego i pieniężnego, a w szerszym kontekście również rynku finansowego.

Rozdział 7 jest poświęcony współczesnym teoriom kursów walutowych równowagi. Omówiono w nim główne modele, w których wykorzystuje się podejście kapitałowe. W sposób szczególny potraktowano model równowagi rozszerzony o przepływy kapitałowe (*capital enhanced equilibrium exchange rate*, CHEER), proponując jego modyfikację, lepiej opisującą sytuację gospodarczą krajów transformujących się.

Rozdział 8, stanowiący kontynuację i rozwinięcie badań zapoczątkowanych w rozprawie doktorskiej, zawiera omówienie problemu efektywności polityki monetarnej i fiskalnej w systemach kursu stałego i zmiennego. Przedstawiono trzy modele kursu walutowego (należące do nurtu ekonomii matematycznej), które wraz z analizą stabilności rozwiązań stanowią własną interpretację modelu Mundella-Fleminga-Dornbuscha. W modelach dynamikę systemu opisano za pomocą układów równań różniczkowych. Przedstawiono model popytowy, w którym dochód narodowy dostosowuje się do rozmiarów zagregowanego popytu krajowego, model podaży z wyspecyfikowaną funkcją podaży krajowej produkcji oraz model cen i kursu walutowego z podziałem na rynki towarów handlowych i niehandlowych.

Praca zawiera ponadto dodatki, w których znalazły się podstawowe pojęcia związane z linearyzacją równań oraz z rozwiązaniem dynamicznego układu równań różniczkowych pierwszego rzędu w warunkach reżimów kursu stałego i zmiennego. Opis zagadnień uzupełniają listy użytych symboli i nazw zmiennych.

Powstanie niniejszej książki nie byłoby możliwe bez życzliwego wsparcia wielu osób. Przede wszystkim pragnę gorąco podziękować mojemu Nauczycielowi, Panu Profesorowi Władysławowi Milo, za nieustanne motywowanie mnie do pracy naukowej i dydaktycznej. Jako Promotor mojej rozprawy doktorskiej i koordynator wielu krajowych i zagranicznych projektów naukowych, w których uczestniczyłem, Profesor Milo wywarł ogromny wpływ na mój rozwój naukowy. Swoboda naukowa, jaką mi zapewnił, przyczyniła się do rozwoju moich zainteresowań i badań, które jednocześnie nie odbiegały tematycznie od głównych nurtów badań prowadzonych w Katedrze Ekonometrii Uniwersy-

tetu Łódzkiego. Profesor Milo powierzył mi ponadto obowiązek stanowiący w działalności Katedry Ekonometrii jeden z priorytetów, tj. zorganizowanie konferencji naukowej pt. *Forecasting Financial Markets and Economic Decision-Making (FindEcon)*. Miałem przyjemność zorganizować pierwszych pięć konferencji, z których trzy ostatnie miały charakter międzynarodowy z szerokim udziałem naukowców z kilkunastu krajów. Jednym z głównych celów konferencji *FindEcon* jest upowszechnianie osiągnięć naukowych w zakresie modelowania i prognozowania rynków finansowych w powiązaniu z analizą szeroko pojętego wzrostu gospodarczego. Doświadczenie, jakie zdobyłem będąc współredaktorem publikacji pokonferencyjnych stanowiło bardzo ważny element w mojej pracy naukowej. Działalność organizacyjna jest udziałem wielu osób, toteż pragnę gorąco podziękować moim Koleżankom i Kolegom z Katedry Ekonometrii za pomoc przy organizacji konferencji. Bez nich sukces konferencji nie byłby możliwy.

Wyrazy wdzięczności i podziękowania pragnę również przekazać mojemu Nauczycielowi, Panu Profesorowi Władysławowi Welfe. Pan Profesor Welfe wywarł ogromny wpływ na moje zainteresowania naukowe, ukierunkowane na zastosowania ekonometrii, a w szczególności na wykorzystanie modeli wielorównaniowych, które poznałem po raz pierwszy podczas Jego wykładów z ekonometrii stosowanej na kierunku – cybernetyka ekonomiczna i informatyka. Z Panem Profesorem Welfe miałem również przyjemność współpracować przy organizowaniu międzynarodowych konferencji *Macromodels* w roku 1996 i 1999 oraz konferencji *Modelling Economies in Transition* (AMFET) w latach 1999–2009. Efektem tej współpracy jest współredagowanie z Profesorem Welfe serii książek pokonferencyjnych.

Wśród osób, którym chciałbym szczególnie gorąco podziękować jest, zawsze życzliwa, Pani Profesor Nina Łapińska-Sobczak. Tak się złożyło, że w ciągu długoletniej pracy Pani Profesor w Katedrze Ekonometrii również ja miałem przyjemność z Nią współpracować. Podczas wielu dyskusji w sposób szczególny mogłem wówczas korzystać z doświadczenia naukowego i dydaktycznego Pani Profesor.

Pragnę również podziękować Panu Profesorowi J. Jackowi Sztaudyngerowi za współpracę i dyskusję w ramach projektu finansowanego przez Komitet Badań Naukowych w latach 2003–2005 pt. *Ekonometryczne modelowanie procesów integracji z Unią Europejską*.

Chciałbym również podziękować za dotychczasową współpracę moim Kolegom z wielu krajów, których poznałem podczas pobytu na międzynarodowych konferencjach i z którymi miałem przyjemność współpracować podczas projektów zagranicznych, finansowanych przez Komisję Europejską. Są wśród nich: Joseph Plasmans (Belgia), Vladimír Benáček, Alexis Derviz i Vladimír Tomšík (Czechy), Pavlos Karadeloglou i Christos Papazoglou (Grecja), Bas van Aarle i Eelke de Jong (Holandia), Luboš Vagač (Słowacja), Eric J. Pentecost (Wielka Brytania).

W tym miejscu pragnę również wyrazić wdzięczność moim Nauczycielom oraz Koleżankom i Kolegom z Instytutu Ekonometrii Uniwersytetu Łódzkiego za bezinteresowną pomoc okazaną podczas pracy naukowej i dydaktycznej. Za uwagi dotyczące analizy kointegracyjnej pragnę serdecznie podziękować dr. hab. Michałowi Majsterkowi, natomiast dr. Anecie Zglińskiej-Pietrzak, dr. Dominice Bogusz i mgr. Mariuszowi Górajskiemu za uwagi dotyczące analizy dynamicznej, związanej z układami równań różniczkowych pierwszego rzędu.

Poszczególne fragmenty pracy były prezentowane podczas konferencji międzynarodowych i krajowych, podczas seminariów naukowych w Katedrze Ekonometrii UŁ oraz podczas zebrań zespołu „Modelowania gospodarki narodowej” w Katedrze Modeli i Prognoz Ekonometrycznych UŁ. Wszystkim uczestnikom tych spotkań pragnę podziękować za cenne uwagi.

Po zapoznaniu się z całością pracy, cenne uwagi przekazali również Prof. Władysław Milo oraz Prof. Nina Łapińska-Sobczak.

Część badań przedstawionych w niniejszej książce powstała podczas realizowania projektów naukowych, finansowanych przez Komitet Badań Naukowych, Ministerstwo Nauki i Szkolnictwa Wyższego w ramach projektów własnych w latach 1996–2008, Komisję Europej-

ską w ramach projektów ACE w latach 1997–2002 oraz przez władze Uniwersytetu Łódzkiego w ramach badań własnych i stypendium habilitacyjnego. Pragnę wyrazić wdzięczność za okazaną pomoc i wsparcie finansowe.

Redakcji tekstu dla Wydawnictwa UŁ podjęła się Pani Iwona Gos, z którą miałem przyjemność współpracować przy publikacjach Katedry Ekonometrii i konferencji *FindEcon*. Chciałbym Jej podziękować za wnikliwe i krytyczne spojrzenie na tę książkę, które przyczyniło się do poprawy mojego warsztatu pisarskiego.

1

Kurs walutowy: podstawowe pojęcia

Teorię kursów walutowych zwykle przedstawia się w kontekście dwóch reżimów kursowych – kursów stałych (*fixed*) i zmiennych (*flexible* lub *floating*). W odniesieniu do nich formułuje się zasady funkcjonowania dwu działów polityki gospodarczej – pieniężnej i fiskalnej. Takie podejście ma wyraźne walory poznawcze. Wówczas można stosunkowo łatwo określić efektywność instrumentów wybranej polityki w warunkach określonego reżimu kursowego. W praktyce występują różne modyfikacje reżimów kursowych i rzadko spotyka się systemy kursów całkowicie płynnych lub sztywnych. Wśród popularnych systemów, przyjmowanych przez rozmaite kraje, można wyróżnić systemy: dewaluacji pełzającej (*crawling peg*), kotwicy nominalnej (*nominal anchor*), pasma celu¹ (*target zone*) i izby walutowej (*currency board*) (Frankel 2003). W ujęciu teoretycznym, w niniejszej monografii skupiono się na dwóch alternatywnych systemach walutowych – kursów stałych i zmiennych.

Przez reżim kursu walutowego rozumie się zbiór warunków określających politykę kursową. Modele kursów walutowych mają na celu wskazanie kierunków zmian kursów na skutek przekształceń środowiska gospodarczego i założeń polityki gospodarczej, m.in. fiskalnej, monetarnej, celnej, przepływu kapitału i polityki zatrudnienia. Teorie kursów walutowych powstają na ogół w oparciu o modele matematyczne,

¹ Podstawowy model pasma celu wraz z analizą dynamiki kursu walutowego znajduje się w pracy Krugmana (1991).

które cechują się dynamiką i wysokim poziomem współzależności między występującymi w nich zmiennymi. Ma to wpływ na pełniejsze odwzorowanie podstawowych cech modelowanych systemów.

Wyróżnia się dwa rodzaje nominalnego kursu walutowego – bieżący (inaczej kasowy) (*spot*) i terminowy (*forward*). W całej pracy kurs bieżący oznaczono symbolem S , natomiast jego logarytm naturalny $s \equiv \ln S$. Kurs bieżący został zdefiniowany jako krajowa cena waluty obcej, np. cena euro w złotych. Dwustronny (*bilateral*) kurs bieżący S , w skrócie kurs walutowy, określa cenę, po której można nabyć lub sprzedać jednostkę obcej waluty z natychmiastową dostawą. Z kolei kurs terminowy oznaczono symbolem F , natomiast jego logarytm naturalny $f \equiv \ln F$. Dwustronny kurs terminowy F , w skrócie kurs terminowy, oznacza cenę wynegocjowaną w momencie t , po której można nabyć lub sprzedać jednostkę waluty obcej w określonym momencie w przyszłości. Zwykle negocjowaniu podlegają kursy o terminie 90-dniowym. W negocjowaniu ceny uczestniczą dwie strony umowy – zwykle klient indywidualny i bank.

Konsekwencją przyjęcia powyższej definicji kursu, jako krajowej ceny waluty obcej, jest określona terminologia dotycząca wzrostu lub spadku tej ceny. I tak wzrost kursu (np. ceny euro wyrażonej w złotych) oznacza deprecjację waluty krajowej względem waluty obcej, spadek zaś kursu odpowiednio aprecjację. Należy ponadto zwrócić uwagę na różnicę w pojęciach deprecjacji (aprecjacji) i dewaluacji (rewaluacji). Deprecjacja (aprecjacja) zachodzi w systemie kursów zmiennych (płynnych), kiedy następuje zmiana kursu walutowego. Z dewaluacją (rewaluacją) zaś ma się do czynienia wówczas, gdy władze monetarne dokonują administracyjnej zmiany kursu walutowego w celu osiągnięcia celów makroekonomicznych. Ponadto, w przypadku przyjętej klasycznej definicji kursu walutowego, nominalny kurs rynkowy wyższy od umownie przyjętego kursu równowagi oznacza „podwartościowość” waluty krajowej i konsekwentnie „nadwartościowość” w przeciwnym przypadku.

Obok kursów dwustronnych występują również kursy wielostronne (*multilateral*), inaczej nazywane kursami efektywnymi. Wówczas stosuje się inną konwencję niż w przypadku kursów dwustronnych, tj. wzrost (spadek) kursu oznacza aprecjację (deprecjację) waluty krajowej. Ma to związek z tym, że w przypadku kursów efektywnych cena waluty krajowej jest wyrażona jako średnia ważona kursów dwustronnych, przy czym wagi zwykle są ustalane w oparciu o wolumen obrotów handlu zagranicznego w wybranej walucie.

Wyróżnia się również kurs realny – dwustronny i wielostronny – który w powszechnym rozumieniu oznacza poziom konkurencyjności gospodarki krajowej na tle gospodarki zagranicznej. Kurs realny oznacza kurs nominalny, skorygowany o relację cen krajowych i zagranicznych. Zagadnienia związane z realnym kursem walutowym zostaną szerzej omówione w rozdziale 6. Dla porządku warto podać definicję realnego kursu walutowego Q :

$$Q \equiv \frac{SP^*}{P}, \quad (1.1)$$

gdzie: S – kurs nominalny, P – indeks cen krajowych, P^* – indeks cen zagranicznych. Korzystając z własności logarytmu oraz przyjmując, że: $q \equiv \ln Q$, $p \equiv \ln P$ i $p^* \equiv \ln P^*$, otrzymuje się:

$$q \equiv s - p + p^*. \quad (1.2)$$

Jeśli na cenę waluty spojrzeć się przez pryzmat kursów wielostronnych, to dojdzie się do pojęcia koszyka walut. Ów koszyk walutowy stanowi zbiór wszystkich (lub wybranych) n walut, dla których określa się wagi wynikające ze struktury handlu zagranicznego. Następnie konstruuje się nominalny (*nominal effective exchange rate*, NEER) lub realny (*real effective exchange rate*, REER) kurs efektywny. Indeks NEER można zdefiniować następująco:

$$NEER = \sum_{i=1}^n \omega_i \tilde{S}_i, \quad (1.3)$$

gdzie: ω – waga, natomiast $\tilde{S}$ – cena zagraniczna jednostki waluty krajowej. Analogicznie jak w przypadku kursów dwustronnych można zdefiniować efektywny kurs realny:

$$REER = \sum_{i=1}^n \omega_i \frac{\tilde{S}_i P}{P_i}, \quad (1.4)$$

gdzie: P_i – indeks cen w kraju i . W książce zwraca się uwagę wyłącznie na analizę kursów dwustronnych, zarówno nominalnych, jak i realnych. Kursy wielostronne stosuje się powszechnie w modelach handlu zagranicznego, gdzie główną rolę odgrywa struktura tego handlu oraz elastyczności dochodowe, cenowe i kursowe. Oszacowanie powyższych elastyczności jest przedmiotem wielu prac o charakterze empirycznym, przede wszystkim w odniesieniu do zdezagregowanego handlu światowego (Artus i Rhomberg 1973, Artus i McGuirk 1981). Takie badania prowadzi się również w odniesieniu do gospodarki Polski (Welfe W., Florczak i Welfe A. 2000, Wdowiński i Milo 2002, Welfens i Wziętek-Kubiak 2005, Wdowiński 2009).

Światowy rynek walutowy należy do największych rynków. Jego cykliczną statystykę prowadzi Bank Rozliczeń Międzynarodowych (BIS) w raporcie *Triennial Central Bank Survey: Foreign Exchange and Derivatives Market Activity*. Ostatni raport ukazał się w grudniu 2007 r. i został sporządzony na podstawie danych uzyskanych od 1260 instytucjonalnych uczestników rynku z 54 krajów (BIS 2007). Główne wnioski tego raportu są następujące.

Po pierwsze, średni obrót dzienny wzrósł w latach 2004–2007 o 69% do poziomu 3,2 biliona dolarów. Dynamika tego wzrostu była o wiele większa niż w latach 2001–2004. Po drugie, wzrost dotyczył głównie rynku pochodnych instrumentów walutowych. Wzrost dla rynku kasowego wyniósł 59%. Po trzecie, struktura obrotu w sferze instytucjonalnej pokazała wyraźną aktywność inwestycyjną, gdyż wzmożony obrót odbywał się pomiędzy bankami a wielorakimi funduszami: ryzyka (*hedge*), wzajemnymi (*mutual*), emerytalnymi (*pension*), ubezpieczeniowymi (*insurance*). Po czwarte, z punktu widzenia struktury wal-

towej, obrót stał się bardziej zdywersyfikowany. Spadł udział czterech największych walut, przy czym para dolar/euro stanowiła przedmiot największego obrotu. Wzrost obrotów zaobserwowano w odniesieniu do dolara z Hongkongu i dolara nowozelandzkiego, ze względu na wysoką stopę zwrotu. Udział walut rynków wschodzących w obrocie całkowitym wzrósł do blisko 20% w kwietniu 2007 r. Po piąte, struktura geograficzna handlu walutowego nie uległa znaczącej zmianie, ewentualne zmiany tej struktury miały związek z przemieszczaniem się centralnych głównych dealerów walutowych. Szczegółowe informacje dotyczące struktury obrotu dla rynku walutowego zamieszczono w tab. 1.1 i tab. 1.2.

Tab. 1.1. Struktura walutowa obrotu dziennego na świecie

Wyszczególnienie	2001		2004		2007	
	obróć (mld dol.)	udział (%)	obróć (mld dol.)	udział (%)	obróć (mld dol.)	udział (%)
usd/eur	354	30	503	28	840	27
usd/jpy	231	20	298	17	397	13
usd/gbp	125	11	248	14	361	12
usd/aud	47	4	98	5	175	6
usd/chf	57	5	78	4	143	5
usd/cad	50	4	71	4	115	4
eur/chf	12	1	26	1	54	2
eur/gbp	24	2	43	2	64	2
eur/jpy	30	3	51	3	70	2

Źródło: opracowanie własne na podstawie BIS (2007).

Tab. 1.2. Struktura geograficzna obrotu walutowego na świecie

Wyszczególnienie	1998		2001		2004		2007	
	obróć (mld dol.)	udział (%)	obróć (mld dol.)	udział (%)	obróć (mld dol.)	udział (%)	obróć (mld dol.)	udział (%)
1	2	3	4	5	6	7	8	9
Wielka Brytania	637	32,5	504	31,2	753	31	1359	34,1
Stany Zjednoczone	351	17,9	254	15,7	461	19,2	664	16,6

Tab. 1.2. (cd.)

1	2	3	4	5	6	7	8	9
Szwajcaria	82	4,2	71	4,4	79	3,3	242	6,1
Japonia	136	6,9	147	9,1	199	8,2	238	6
Singapur	139	7,1	101	6,2	125	5,2	231	5,8
Hongkong	79	4	67	4,1	102	4,2	175	4,4
Australia	47	2,4	52	3,2	102	4,2	170	4,3
Francja	72	3,7	48	3	64	2,6	120	3
Polska	3	0,2	5	0,3	6	0,3	9	0,2

Źródło: opracowanie własne na podstawie BIS (2007).

Mimo iż modelowanie i prognozowanie kursów walutowych stanowi duże wyzwanie dla ekonomistów z punktu widzenia skali trudności, to można podjąć próbę przedstawienia wzorców zachowań kursów walut. Takie wzorce występują zarówno w długim, jak i w krótkim okresie. Zatem korzystając z terminologii statystycznej, warto zająć się pierwszym i drugim momentem, tj. odpowiednio średnią i wariancją kursu walutowego.

Z punktu widzenia poziomu kursu związku rozpatruje się w długim okresie, przyrostu zaś – lub tempa wzrostu, jeśli weźmie się pod uwagę pierwszą różnicę logarytmów – w krótkim okresie. W modelowaniu kategorii finansowych, a do takich należy kurs walutowy, napotyka się na problemy związane z własnościami statystycznymi szeregów czasowych i przekrojowo-czasowych (danych panelowych). Zwykle ceny na rynku finansowym, w tym szczególnie kursy walutowe, cechują się „grubymi ogonami” rozkładu. Wczesne badania nad tym zjawiskiem zostały przeprowadzone przez Westerfielda (1977), Boothe’a i Glassmana (1987b), Koedijka, Schafgansa, de Vriesa (1990) i de Vriesa (1994). Zdaniem ostatniego z wymienionych autorów, wspomniana własność rozkładu pojawia się na skutek interwencji władz monetarnych na rynku walutowym w systemie kursu zmiennego. Ponadto, de Vries (1994) pokazał, że istotną własnością rozkładu stóp zwrotu kursów walutowych jest skośność, szczególnie w przypadku asymetrii polityki pieniężnej dwóch krajów. Powyższe własności rozkładu cen lub

stóp zwrotu kursów walutowych, znacznie odbiegające od rozkładu normalnego, powodują problemy weryfikacji statystycznej modeli opartych na takich szeregach czasowych. Inną, niepożądaną własnością finansowych szeregów statystycznych jest ich niestacjonarność. W tym przypadku należy stosować analizę kointegracji i modele korekty błędu (lub korekty błędem) (*error correction models*), chociaż w odniesieniu do rynków wschodzących (*emerging markets*) pojawia się problem małej próby. Chcąc go przezwyciężyć, można użyć poprawki małopróbkowej dla statystyk testowych lub wartości krytycznych rozkładów, poprawiających własności testów kointegracji.

Zdaniem niektórych ekonomistów (Meese i Rogoff 1983a, Obstfeld i Rogoff 2000), poziom zmienności kursów walutowych i kategorii fundamentalnych jest zasadniczo odmienny, szczególnie w systemie kursów zmiennych. Stąd prognozowanie kursów w oparciu o wskaźniki makroekonomiczne zwykle nie wypada lepiej niż na podstawie modelu ścieżki losowej (*random walk*) (Frankel i Rose 1995a).

Widoczne problemy modelowania w odniesieniu do poziomu kursów walutowych nie omijają również ich dynamiki. Jest to szczególnie widoczne w systemie kursów zmiennych, chociaż według niektórych ekonomistów to właśnie system kursów stałych powinien być bardziej narażony na załamania strukturalne (Friedman 1953, Sohmen 1961). Szczególnie w krótkim i ultrakrótkim okresie na rynek walutowy napływa wiele informacji, które zwiększają jego zmienność. Podobnie jak w przypadku innych kategorii finansowych, typową cechą stóp zwrotu kursów walutowych jest grupowanie wariancji (*volatility clustering*). Ten efekt można uwzględnić stosując modele klasy ARCH, tj. modele ze zmienną wariancją warunkową (*volatility*) z zastosowaniem alternatywnych rozkładów, np. rozkładu *t*-Studenta lub GED (*generalized error distribution*). Efekt ARCH wyraźnie słabnie, jeśli zastosuje się miesięczny lub kwartalny pomiar kursu walutowego zamiast pomiaru dziennego.

Wahania poziomu zmienności kursów walutowych obserwuje się wyraźnie przy przejściu od reżimu kursu stałego do zmiennego. Z regu-

ły nie obserwuje się wzrostu zmienności kategorii fundamentalnych w systemie kursu zmiennego (Mussa 1986, Baxter i Stockman 1989, Flood i Rose 1995, MacDonald 1999a). Przejściu od systemu kursów stałych do płynnych towarzyszy zmiana mikrostruktury rynku walutowego (Flood i Rose 1995), która wpływa na poziom zmienności kursów. Podobny wzrost zmienności obserwuje się również w odniesieniu do kursów realnych, co jest skutkiem krótkookresowej sztywności cen na rynku towarowym (Mussa 1986).

Występuje wiele modyfikacji granicznych przypadków reżimów kursowych. Standardy klasyfikacji tych reżimów publikuje Międzynarodowy Fundusz Walutowy (MFW) w raporcie *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions* na podstawie deklaracji państw członkowskich. W literaturze przedmiotu również podejmuje się próbę standaryzacji reżimów kursowych. Frankel (2003) zaproponował podział na dziesięć grup (tab. 1.3).

Tab. 1.3. Klasyfikacja reżimów kursowych

Reżim		
kursu płynnego	pośredni	kursu stałego
całkowicie płynny płynny zarządzany	pasmo celu dewaluacja pełzająca dewaluacja w oparciu o koszyk walut dewaluacja z okresową korektą	izba walutowa dolaryzacja lub euroizacja standard oparty na surowcu unia monetarna

Źródło: MacDonald (2007).

Własną klasyfikację zaproponowali również Reinhart i Rogoff (2002), którzy na podstawie miesięcznych obserwacji w latach 1946–1998 dla kursów walut w odniesieniu do 153 krajów sklasyfikowali 14 reżimów kursowych.

Dyskusja nad efektywnością systemów kursów stałych i zmiennych ma długą tradycję w ekonomii stosunków międzynarodowych. Jednym z orędowników systemu kursów zmiennych (płynnych) był M. Friedman. W 1953 r. opublikował pracę, w której przedstawił argumenty za stosowaniem płynnego kursu walutowego. Po pierwsze, zda-

niem Friedmana (1953), płynny kurs walutowy pozwala na prowadzenie autonomicznej polityki pieniężnej, gdyż zmiany podaży pieniądza mają wpływ na zmiany kursu walutowego. Po drugie, płynny kurs walutowy stanowi automatyczny mechanizm kompensujący – prowadzący do odpowiedniej deprecjacji lub aprecjacji – na skutek zakłóceń realnych, np. związanych z popytem. Po trzecie, kurs płynny ma stabilizujący wpływ na gospodarkę. Według Friedmana, wzrost zmienności kursów jest związany z utratą stabilności przez kategorie fundamentalne. Po czwarte, następuje zwiększenie niezależności banku centralnego, który umacnia swą pozycję w zakresie renty emisyjnej lub senioratu (*seigniorage*) i „pożyczkodawcy ostatniej szansy”. Po piąte, płynny kurs walutowy, jako automatyczny stabilizator, ogranicza konieczność stosowania cel i innych pozacelnych barier handlowych. Po szóste, w systemie kursu płynnego utrzymywanie rezerw walutowych przez bank centralny nie jest potrzebne, gdyż nie zachodzi konieczność interwencji walutowych.

Podobna dyskusja toczy się w obszarze stosowania systemu kursów stałych. Tak jak poprzednio, można przytoczyć kilka argumentów za stosowaniem tego systemu. Po pierwsze, jeśli przyjąć, że polityka pieniężna ma wpływ na inflację, natomiast autonomia tej polityki w systemie kursów stałych jest poważnie ograniczona, to powiązanie kursu waluty krajowej z silną walutą zagraniczną może być korzystne dla gospodarki. Taka polityka antyinflacyjna może prowadzić do zwiększenia oceny danego kraju na arenie międzynarodowej. Zakotwiczenie kursu walutowego względem innej, silnej waluty zapobiega prowadzeniu ekspansywnej polityki pieniężnej i pozwala na ograniczanie skali inflacji (Giavazzi i Giovannini 1989a, Dornbusch 2001). Po drugie, system kursów stałych ogranicza lub całkowicie eliminuje ryzyko kursowe, o ile nie następują ataki spekulacyjne zmuszające władze monetarne do dewaluacji. Ograniczenie ryzyka kursowego, w sytuacji słabo rozwiniętych możliwości zabezpieczania się przez nim na rynkach instrumentów pochodnych, działa stabilizująco na handel zagraniczny. Po trzecie, umiejętnie oszacowanie poziomu kursu w oparciu o analizę

równowagi zewnętrznej i wewnętrznej pozwala na uniknięcie trwałych odchyżeń kursu nominalnego od kursu równowagi (*misalignment*). Po czwarte, w tym systemie możliwa jest ścisła współpraca międzynarodowa w obszarze polityki monetarnej i fiskalnej w celu uniknięcia lub poważnego ograniczenia konieczności dewaluacji, prowadzącej wprawdzie do poprawy konkurencyjności, lecz mogącej uderzać w inne kraje. Frankel (2003) w takim braku współpracy upatruje przyczyn powstawania kryzysów walutowych. Jednak utrzymywanie systemu kursów stałych może być kosztowne i nawet w warunkach współpracy nie gwarantuje odporności na ataki spekulacyjne. Pokazują to okresowo pojawiające się kryzysy walutowe i finansowe, które często dotyczą kraje stosujące formę systemu kursów stałych – Meksyk w 1994 r., Tajlandia, Indonezja, Korea w 1997 r., Rosja w 1998 r., Argentyna i Turcja w 2000 r. (Fischer 2001).

Biorąc pod uwagę przedstawione argumenty, wypada stwierdzić, że wybór systemu kursowego jest zadaniem złożonym. Przytoczona argumentacja może w równym stopniu skłaniać zwolenników, jak i przeciwników konkretnego rozwiązania kursowego do opowiadania się za, ich zdaniem, jedynym słusznym rozwiązaniem. Warto zatem spojrzeć na zagadnienie efektywności systemów kursowych od strony empirycznej. Ważna przy tym jest klasyfikacja systemów kursowych obowiązujących w poszczególnych krajach, spójna pod względem metodologicznym. Taką klasyfikację, o której już wspomniano, zaproponowali Reinhart i Rogoff (2002). Z ich badań wynika, że w krajach, w których obowiązywał system kursu płynnego, roczna inflacja przeciętnie nie przekraczała 10%, natomiast wzrost *per capita* wyniósł przeciętnie nieco ponad 2%. Płynny kurs walutowy wydaje się również dobrym mechanizmem uodpornienia gospodarki na zakłócenia warunków handlu (*terms of trade*). W tym przypadku absorpcja zakłóceń realnych, zarówno w krajach rozwiniętych, jak i rozwijających się, jest dość wysoka (Edwards i Yeyati 2003).

Analiza efektywności alternatywnych reżimów kursowych z punktu widzenia wzrostu gospodarczego jest bardzo bogata, zarówno w ob-

szarze badań ekonomiczno-matematycznych, jak i empirycznych. Tego typu badania poruszają się w obszarze potencjalnych korzyści i kosztów przyjęcia określonego reżimu kursowego. Zwykle teoretyczne modele ekonomii matematycznej sprowadzają się do układów równań różniczkowych, za pomocą których można analizować dynamikę procesów gospodarczych (Wdowiński i van Aarle 2001). Badania empiryczne na podstawie modeli ekonometrycznych zawierają wnioski dotyczące możliwych rozwiązań w zakresie reżimu kursowego. Zdaniem Rogoffa i in. (2004), rozwój instytucjonalny rynku finansowego w krajach uprzemysłowionych sprzyja przyjmowaniu przez nie reżimu kursu płynnego. Kraje o słabiej rozwiniętym rynku finansowym, niezintegrowane w dużym stopniu z gospodarką światową, powinny poszukiwać rozwiązań wśród form kursu stałego. Do potencjalnych rozwiązań można zaliczyć kotwicę nominalną lub pasmo celu ze stosunkowo szerokim przedziałem wahań. Szczególne znaczenie ma wiarygodność systemu finansowego, co jest równoznaczne z jego rozwojem instytucjonalnym. Jeśli prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu walutowego, a szerzej finansowego, w danym kraju jest duże, to ujemnie wpływa na jego wzrost gospodarczy. Zdaniem Razina i Rubinsteina (2005), prawdopodobieństwo rośnie wraz ze stopniowym usztywnianiem kursu walutowego.

Optymalny wybór reżimu kursowego może przynieść gospodarce wiele korzyści. Należy go dokonać w oparciu o analizę podstaw funkcjonowania danej gospodarki oraz jej otoczenia makroekonomicznego. Analiza powinna brać pod uwagę wiele czynników. Do najważniejszych należy zaliczyć otwartość gospodarki, integrację rynku finansowego i rynku pracy z rynkiem światowym, poziom sztywności cen, w tym płac oraz cen towarów i usług, zgodność faz cykli koniunkturalnych z najważniejszymi partnerami handlowymi.

W literaturze rozważania nad optymalnym wyborem reżimu kursowego mają ugruntowaną pozycję. Taką dyskusję można w najogólniejszym przypadku sprowadzić do wyboru pomiędzy kursem płynnym a sztywnym. W drugim przypadku praktycznie oznacza to zawarcie unii walutowej. W tym kontekście powinno przywołać się teorię

„optymalnego obszaru walutowego” (*optimum currency area*), którą zaproponował Mundell (1961). Podstawową kwestią teorii Mundella jest symetria lub asymetria absorpcji zakłóceń w gospodarce. Główne tezy teorii zostały sformułowane przez Mundella (1961), Kenena (1963) i McKinnona (1963). Mundell (1961) zwrócił uwagę na rolę mobilności czynników produkcji, szczególnie siły roboczej, pomiędzy krajami. Jego zdaniem, w warunkach sztywności płac i cen, przy dostatecznie dużej mobilności siły roboczej, gospodarka może osiągnąć równowagę w systemie kursu sztywnego. McKinnon (1963) wskazał na rolę otwartości gospodarki uczestniczącej w unii walutowej w przywracaniu równowagi wewnętrznej i zewnętrznej. Według niego, znaczne otwarcie gospodarki sprzyja osiągnięciu równowagi w systemie kursu sztywnego. Kenen (1963) wśród kluczowych zagadnień teorii umieścił poziom dywersyfikacji produkcji w eksporcie. W tym przypadku wyraźnie zdywersyfikowana gospodarka nie wymaga płynności kursu w celu absorpcji zakłóceń realnych. To oznacza, że spadek popytu w wybranej gałęzi nie ma decydującego wpływu na wzrost gospodarczy. Prostą konsekwencją jest wówczas przyjęcie systemu kursu sztywnego.

Okazuje się jednak, że powyższe argumenty rozpatrywane łącznie mogłyby prowadzić do niejednoznacznego wyboru reżimu kursowego, stąd podjęto próbę uogólnienia teorii optymalnych obszarów walutowych w kontekście analizy wielokryterialnej. Analiza sprowadza się wówczas do rozpatrywania zdolności gospodarki do absorpcji zakłóceń. Tę zdolność wyraża efekt netto zastosowania kilku kryteriów (Masson i Taylor 1993).

Zakłócenia mogą mieć charakter symetryczny lub asymetryczny, przejściowy lub trwały. W zależności od skali absorpcji tych zakłóceń, albo są przesłanki do ustanowienia unii walutowej, albo przeciwwskazania. Podstawowym miernikiem symetrii zakłóceń jest synchronizacja cykli koniunkturalnych. Należy wspomnieć, że w początkowej fazie rozwoju teorii optymalnych obszarów walutowych kwestia synchronizacji cykli koniunkturalnych traktowana była egzogenicznie. Podczas gdy Rose i Engel (2002) pokazują, że uczestnictwo w unii walutowej zwiększa

sza korelację cykli koniunkturalnych blisko o 0,1. Jeśli zatem przyjąć, że uczestnictwo w unii walutowej przyczynia się do zwiększenia integracji, to można potraktować kryteria optymalnego obszaru walutowego w sposób endogeniczny. Istotnie, można pokazać, że integracja monetarna (unia walutowa) prowadzi do zróżnicowania geograficznego sektorów handlu zagranicznego oraz większej symetrii w absorpcji zakłóceń (Ricci 1999). Z punktu widzenia utraty mechanizmu absorpcji zakłóceń w postaci kursu walutowego warto zastanowić się nad kwestią, czy płynny kurs walutowy jest stabilizatorem gospodarki. Jeśli waluta poddawana jest atakom spekulacyjnym, to w warunkach wysokiej mobilności kapitału kurs walutowy może sam być źródłem zakłóceń, nie zaś czynnikiem kompensującym (Artis i Ehrmann 2000, Buiters 2000). Wówczas ustanowienie unii walutowej i wspólne prowadzenie polityki monetarnej może ograniczyć skalę zakłóceń asymetrycznych.

Polska gospodarka znajduje się w fazie szybkiej integracji z rynkiem europejskim i światowym. Synchronizacja cykli koniunkturalnych z największymi gospodarkami europejskimi ma dla gospodarki Polski decydujące znaczenie. Spodziewane członkostwo w Unii Walutowej (strefie euro) oznaczać będzie utratę autonomii w polityce pieniężnej, już teraz silnie ograniczonej ze względu na skalę mobilności kapitału i zachodzące procesy integracyjne. Wydaje się, że polski system finansowy jest na to przygotowany, gdyż siły rynkowe od wielu lat kształtują kurs złotego, dzięki czemu ma on szansę na zbliżanie się do stanu równowagi, umożliwiającego realizację celów gospodarczych. Warto jednak zauważyć, że zanim kurs uległ „upłynnieniu”, system kursowy w Polsce w latach 1990–1999 został mocno zmodyfikowany. Rys historyczny tego systemu wraz z analizą skuteczności polityki gospodarczej można znaleźć w pracach takich autorów, jak: Bilski (1999), Nuti (2000), Borowski, Brzoza-Brzezina i Szpunar (2003), Lutkowski (2003), Kokoszcyński (2004), Jurek i Marszałek (2008).

W 1990 r. został wprowadzony sztywny kurs wymiany złotego względem walut obcych. Dzięki temu stworzono podwaliny nowoczesnego podejścia do kwestii polityki pieniężnej i kursowej. W 1991 r.

system walutowy zmodyfikowano dzięki wprowadzeniu „koszyka walut”, którego wartość ulegała stopniowej dewaluacji. System „pełzającej” dewaluacji obowiązywał do maja 1995 r., potem nastąpiła kolejna modyfikacja. Polegała ona na ustaleniu „pasma celu”, czyli przedziału zmienności kursu rynkowego wokół centralnego kursu NBP. Koszyk walut pozostał głównym wyznacznikiem kursu centralnego. Kursy rynkowe mogły się płynnie zmieniać w ściśle określonym przedziale wokół kursu walutowego odniesienia, który był ogłaszany przez NBP. W okresie obowiązywania systemu pasma celu wielokrotnie zmieniała się stopa dewaluacji kursu odniesienia oraz szerokość pasma zmienności. Na początku 1999 r. wraz z powołaniem Unii Gospodarczej i Walutowej (EMU) i wprowadzeniem na jej obszarze wspólnej waluty euro, w Polsce w systemie walutowym nastąpiła zmiana składu koszyka walut, do którego wprowadzono euro z udziałem 55%, a resztę, tj. 45% stanowił dolar. Również w tym czasie zmieniły się założenia polityki pieniężnej, której bezpośrednim celem stała się inflacja (*direct inflation targeting*). Przygotowaniem do zmiany polityki monetarnej było zwiększenie zakresu dopuszczalnej zmienności kursów walutowych do $\pm 12,5\%$ w październiku 1998 r. i dalsze poszerzenie pasma do $\pm 15\%$ w marcu 1999 r., co w praktyce, ze względu na zakres dopuszczalnej zmienności, oznaczało przejście do systemu kursu płynnego. Decyzje o poszerzeniu zakresu zmienności kursów walutowych i jednoczesnym ograniczaniu stopy dewaluacji pełzającej stanowiły przygotowanie do całkowitego upłynnienia kursu złotego. System pasma celu przestał obowiązywać w kwietniu 2000 r. i od tego czasu kursy walutowe w Polsce zaczęły zmieniać się płynnie. Decyzja o stopniowym przejściu od systemu kursów stałych do systemu kursów płynnych wpłynęła na zwiększenie skuteczności polityki pieniężnej. Rys historyczny ewolucji systemu kursowego w Polsce przedstawiono w tab. 1.4.

Tab. 1.4. Ewolucja systemu kursów walutowych w Polsce

Rok	Zmiana
1.01.1990–16.05.1991	sztywny kurs złoty/dolar, 1 dolar = 9500 zł
17.05.1991	nominalna dewaluacja złotego o 16,8%, 1 dolar = 11100 zł
20.05.1991	wprowadzenie koszyka walut: dolar (45%), marka niemiecka (35%), funt brytyjski (10%), frank francuski (5%), frank szwajcarski (5%)
14.10.1991	wprowadzenie dziennej dewaluacji, nie więcej niż 1,8% miesięcznie
26.02.1992	dewaluacja złotego o 12%, średni kurs złoty/dolar w NBP: z 11853 zł na 12238 zł, bez zmian w strukturze koszyka walut
27.02.1992–12.09.1994	miesięczna dewaluacja zmniejszona z 1,8% do 1,6%
27.08.1993	dewaluacja złotego o 8%
13.09.1994–29.11.1994	miesięczna dewaluacja zmniejszona z 1,6% do 1,5%
30.11.1994–15.02.1995	miesięczna dewaluacja zmniejszona z 1,5% do 1,4%
16.02.1995–15.05.1995	miesięczna dewaluacja zmniejszona z 1,4% do 1,2%
16.05.1995	wprowadzenie systemu „pasma celu”, szerokość pasma: $\pm 7\%$, miesięczna dewaluacja kursu centralnego: 0,9%
22.12.1995	rewaluacja złotego o 6%
26.02.1998	miesięczna dewaluacja zmniejszona do 0,8%, zmiana szerokości pasma z $\pm 7\%$ na $\pm 10\%$
17.07.1998	miesięczna dewaluacja zmniejszona do 0,65%
10.09.1998	miesięczna dewaluacja zmniejszona do 0,5%
29.10.1998	zmiana szerokości pasma z $\pm 10\%$ na $\pm 12,5\%$
1.01.1999	wprowadzenie nowego koszyka walut: euro (55%), dolar (45%)
25.03.1999	miesięczna dewaluacja zmniejszona do 0,3%, zmiana szerokości pasma z $\pm 12,5\%$ na $\pm 15\%$
12.04.2000	początek systemu płynnych kursów złotego

Źródło: opracowanie własne oraz Jurek i Marszałek (2008).

System kursów i rynek walutowy w Polsce ulegają ewolucji, zmienia się również zakres instrumentów polityki pieniężnej i jej antyinflacyjna skuteczność. Wymagają tego zmieniające się warunki gospodarcze, tj. integracja europejska, poszerzanie strefy euro. Porozumienia walutowe w Europie wymagają działań w kierunku integracji rynków

towarowych i kapitałowych. Oznacza to coraz większą swobodę wymiany międzynarodowej. Jak każdy proces, tak i ten przynosi określone korzyści i koszty. Z jednej strony postępująca integracja rynków kapitałowych i towarowych pobudza rozwój rynków finansowych, w tym walutowych, tj. np. rozwój rynków terminowych kontraktów walutowych, a z drugiej strony zwiększona płynność aktywów podnosi ryzyko spekulacji. Ryzyko kursu walutowego i związane z nim ryzyko spekulacji może okazać się, szczególnie dla państw o słabiej rozwiniętym rynku finansowym, poważnym zagrożeniem dla stabilnego rozwoju gospodarczego, a w szczególności dla wzrostu obrotów handlu zagranicznego. Świadczą o tym przykłady kryzysów walutowych w Czechach, Rosji i w państwach azjatyckich w latach 1997–1998. Porozumienia handlowe prowadzą do zaniku barier celnych w handlu międzynarodowym, a wywołana tym wzmożona konkurencja może się przyczyniać z jednej strony do pozytywnych przemian strukturalnych w danej gospodarce, a z drugiej zaś do obniżenia wpływów budżetowych ze wszystkimi tego konsekwencjami. Swoboda wymiany kapitału i stałe kursy walutowe poważnie osłabiają efektywność polityki pieniężnej. Z kolei płynność kursu może przyczyniać się do wzrostu ryzyka kursowego, które niekorzystnie wpływa na aktywność i obroty handlu zagranicznego, a tym samym na wzrost gospodarczy. Wydaje się, że ryzyko to może w większym stopniu dotyczyć eksportu niż importu. Niewątpliwie polityka gospodarcza jest pasmem społeczno-ekonomicznych kompromisów.

W tym rozdziale przedstawiono podstawowe pojęcia związane z kursem walutowym z uwzględnieniem systemu kursowego w Polsce. Następnie zostaną szczegółowo omówione wybrane modele kursów walutowych wraz z weryfikacją empiryczną w odniesieniu do konkretnych przypadków. Zanim zostanie zaprezentowana analiza empiryczna, w rozdziale 2 podano podstawowe pojęcia związane z wykorzystanymi w monografii metodami analizy szeregów czasowych – analizą integracji i kointegracji zmiennych.

2

Zarys metod analizy szeregów czasowych i analiza danych statystycznych

2.1. Wprowadzenie

Badania empiryczne kursów walutowych w praktyce nie napotykają na problemy związane z długością próby statystycznej, gdyż pomiar kursów może odbywać się w zasadzie z dowolną częstotliwością. Powszechnie stosuje się w analizie kursów dane statystyczne o wysokiej częstotliwości pomiaru (śróddzienne i dzienne) oraz o niskiej częstotliwości (miesięczne, kwartalne i roczne). W tym ostatnim przypadku, szczególnie dla danych rocznych, spotyka się głównie analizy wykorzystujące szeregi przekrojowo-czasowe, np. w odniesieniu do parytetu siły nabywczej, który będzie przedmiotem rozważań w rozdziale 3.

W niniejszej monografii poddano badaniu empirycznemu miesięczny i kwartalny kurs euro w Polsce. Wykorzystano w tym celu statystyczne szeregi czasowe, dla których zastosowano klasyczną analizę regresji oraz analizę integracji i kointegracji. Przedmiotem analiz empirycznych nie będą dane panelowe, chociaż w celach porównawczych dla tego typu danych w kolejnych rozdziałach podano wybrane wyniki badań innych autorów.

Zakres i cele prezentowanej pracy nie są zorientowane na szczegółowe przedstawienie metod analizy kointegracji. Raczej analiza integracji i kointegracji ma stanowić narzędzie rozwiązania określonego problemu badawczego. Będzie zatem stosowana w sposób możliwie

uproszczony, nie odnosząc się do szczegółów stanowiących przedmiot zainteresowania statystyków matematycznych.

Zarys analizy procesów stochastycznych w odniesieniu do testów pierwiastków jednostkowych przedstawiono w podrozdziale 2.2. Podstawowe zagadnienia dotyczące analizy kointegracji z zastosowaniem metody Johansena omówiono w podrozdziale 2.3. Do szacowania parametrów modeli wykorzystano, obok metody Johansena, również klasyczną metodę najmniejszych kwadratów (MNK). W odniesieniu do metody MNK zastosowano algorytm numeryczny, którego założenia są opisane w podrozdziale 2.4. Własności statystyczne wykorzystanych miesięcznych i kwartalnych szeregów czasowych zostaną omówione w podrozdziale 2.5.

2.2. Elementarne pojęcia z analizy procesów stochastycznych

Podstawowym pojęciem w analizie szeregów czasowych jest proces stochastyczny. Przez proces stochastyczny, nazywany dalej procesem, rozumie się rodzinę zmiennych losowych o wartościach rzeczywistych, indeksowaną przez t , gdzie t oznacza czas (Charemza i Deadman 1997). Proces oznacza się jako zbiór $\{X_t\}$. Każdy element $X_1, X_2, \dots, X_t$ procesu $\{X_t\}$ jest zmienną losową. Procesy zapisuje się za pomocą symboli X_t , Y_t . Zmienną losową X_t , dla ustalonego $t \in T$, nazywamy wartością procesu w chwili t . Wartości przyjmowane przez zmienne losowe X_t określamy stanami procesu, które tworzą przestrzeń stanów. Zbiór T jest zwykle zawarty w zbiorze liczb rzeczywistych. Jeśli T jest podzbiorem zbioru liczb całkowitych (zbiorem dyskretnym), to mówi się o procesach z czasem dyskretnym. Jeśli T jest przedziałem, wówczas chodzi o procesy z czasem ciągłym. Milo (1990) proponuje, aby oznaczenie X_t stosować do procesów z czasem dyskretnym, natomiast oznaczenie $X(t)$ do procesów z czasem ciągłym.

Zwykle rozważa się procesy, w których zmienne losowe X_t przyjmują wartości rzeczywiste. Dla procesu $\{X_t\}$ można policzyć wartość oczekiwaną. Jest to wówczas ciąg wartości oczekiwanych dla poszczególnych zmiennych X_t , który jest funkcją czasu t .

Niech wartość oczekiwana procesu jest równa μ , wariancja σ^2 , natomiast kowariancja $Cov(X_t, X_{t-j})$ dla dwóch zmiennych X_t i X_{t-j} to η_j . Proces stochastyczny $\{X_t\}$ jest słabo stacjonarny, tj. w ograniczeniu do średnich, wariancji i kowariancji procesu, jeśli: $E(X_t) = \mu = const$, $Var(X_t) = \sigma^2 = const$, $Cov(X_t, X_{t-j}) = \eta_j$. Zatem wartość oczekiwana i wariancja procesu są stałe w czasie, natomiast kowariancja dla dwóch momentów obserwacji zależy wyłącznie od odległości między nimi, nie zaś od samych momentów tych obserwacji.

Następnym pojęciem jest pojęcie szeregu czasowego. Szeregiem czasowym $\mathbf{x} = [x(t_1) \dots x(t_n)]'$ nazywa się uporządkowany względem t ciąg (zbiór) próbkowych realizacji zmiennych losowych $X(t_1), \dots, X(t_n)$, tj. szeregiem czasowym $\mathbf{x} \in R^n$ określa się próbkową realizację rzeczywistego procesu losowego $\{X_t\}$ (Milo 1990). W przypadku dyskretnym szereg czasowy odpowiadający procesowi $\{X_t\}$ można zapisać jako:

$$\{x_t\}_{t=1}^n = \{x_1, \dots, x_n\},$$

a ściślej jako:

$$\{t, x_t\}_{t=1}^n \equiv \begin{bmatrix} 1 & x_1 \\ \dots & \dots \\ n & x_n \end{bmatrix}.$$

Proces stochastyczny jest niestacjonarny, jeśli jeden lub więcej warunków dla wartości oczekiwanej, wariancji lub kowariancji nie jest

spełnionych¹. Przykładem procesu niestacjonarnego jest proces ścieżki losowej (*random walk*) lub proces ścieżki losowej z dryfem (przesunięciem) (*random walk with drift*). Postać tego ostatniego można opisać wzorem (Greene 2003):

$$x_t = \mu + x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2.1)$$

gdzie ε_t to proces białego szumu, tzn. $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$ (ciąg niezależnych zmiennych losowych o jednakowym rozkładzie). Mamy wówczas:

$$x_t = \sum_{i=0}^{\infty} (\mu + \varepsilon_{t-i}).$$

W tym przypadku zarówno wartość oczekiwana, jak i wariancja procesu x_t są funkcjami czasu. Zatem proces x_t jest procesem niestacjonarnym. Jednak proces:

$$z_t = x_t - x_{t-1} = \mu + \varepsilon_t,$$

jest procesem stacjonarnym o wartości oczekiwanej $E(z_t) = \mu$ i wariancji $Var(z_t) = \sigma_\varepsilon^2$. Mówi się zatem, że proces x_t jest zintegrowany w stopniu pierwszym, tzn. $x_t \sim I(1)$, jeśli obliczenie pierwszych różnic powoduje, że proces staje się stacjonarny. Proces ścieżki losowej można również zapisać w postaci:

$$(1 - L)x_t = \mu + \varepsilon_t, \quad (2.2)$$

gdzie: $Lx_t = x_{t-1}$, natomiast L to operator opóźnienia. Równanie charakterystyczne dla (2.2) posiada jeden pierwiastek równy jeden. Zatem testowanie szeregów na stacjonarność sprowadza się do weryfikacji hipotez o występowaniu pierwiastków jednostkowych².

¹ Pierwszą pozycją w literaturze polskiej, traktującą o kwestiach stacjonarności szeregów czasowych, była praca Zielińskiego (1979).

² Jest wiele testów pierwiastków jednostkowych (Mills i Markellos 2008, por. również Zglińska-Pietrzak 1999, 2002a). Wśród najpopularniejszych można wymienić

Najprostszy i najczęściej stosowany jest test DF (Dickey i Fuller 1979). Przedstawiając go, można posłużyć się zapisem modelu autoregresji pierwszego rzędu $AR(1)$:

$$x_t = \gamma x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0, \quad \text{dla } t \neq s. \quad (2.3)$$

Wśród własności modelu $AR(1)$ można wyróżnić:

$$E(x_t | x_{t-1}) = \gamma x_{t-1},$$

$$Var(x_t | x_{t-1}) = Var(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2.$$

Można pokazać (Tsay 2005), że jeśli $|\gamma| < 1$, to proces $AR(1)$ jest procesem słabo stacjonarnym. Wówczas wartość oczekiwana, wariancja i autokowariancje przyjmują wartości skończone. Ponadto, dla $|\gamma| < 1$

estymator MNK: $\hat{\gamma} = \frac{\sum_{t=2}^T x_t x_{t-1}}{\sum_{t=2}^T x_{t-1}^2}$, jest zbieżny do γ , tj. $p \lim \hat{\gamma} = \gamma$

oraz $\sqrt{T}(\hat{\gamma} - \gamma) \xrightarrow{d} N(0, 1 - \gamma^2)$. Dickey i Fuller (1979) pokazali, że jeśli $\gamma = 1$, to:

$$T(\hat{\gamma} - \gamma) \xrightarrow{d} \nu,$$

gdzie ν jest zmienną losową o skończonej wariancji, a ponadto w skończonych próbach $E(\hat{\gamma}) < 1$ (Greene 2003). Dla procesu losowego (2.3), w teście DF stawia się następujące hipotezy:

$$H_0 : \gamma = 1,$$

$$H_a : \gamma < 1.$$

test Dickeya-Fullera (DF) (Dickey i Fuller 1979, 1981), Phillipsa-Perrona (PP) (Phillips i Perron 1988), KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt i Shin 1992).

Przy założeniu prawdziwości hipotezy zerowej można zbudować dwie statystyki testowe:

- tradycyjną statystykę t : $DF_\tau = \frac{\hat{\gamma} - 1}{S(\hat{\gamma})}$, dla której przy podej-

mowaniu decyzji przyjmuje się inne (ogólnie rzecz biorąc wyższe) niż w rozkładzie t -Studenta wartości krytyczne, obliczone przez Dickeya i Fullera w drodze symulacji metodami Monte Carlo (Fuller 1976, Dickey i Fuller 1981);

- statystykę $DF_\gamma = T(\hat{\gamma} - 1)$, którą porównuje się z wartościami krytycznymi, zawartymi w pracy Fullera (1976).

Jeśli statystyka testowa jest mniejsza od wartości krytycznej przy ustalonym poziomie istotności (np. 1%), to hipotezę zerową odrzuca się na rzecz alternatywnej. Wówczas wnioskuje się o stacjonarności szeregu czasowego.

Jeśli zakłócenia ε_t podlegają autokorelacji, powinno zastosować się rozszerzony test Dickeya-Fullera (ADF), wynikający z modelu $AR(p)$:

$$x_t = \gamma_1 x_{t-1} + \gamma_2 x_{t-2} + \cdots + \gamma_p x_{t-p} + \varepsilon_t.$$

Test ADF z uwzględnieniem stałej i trendu można wyrazić w postaci regresji pomocniczej w następujący sposób:

$$\Delta x_t = \mu + \beta t + \tilde{\gamma} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (2.4)$$

gdzie:

$$\tilde{\gamma} = \sum_{i=1}^p \gamma_i - 1,$$

$$\phi_i = -\sum_{j=1}^i \gamma_{p-i+j}.$$

Wykorzystując model (2.4), stawia się dwie hipotezy, przy czym hipoteza zerowa jest hipotezą łączną:

$$H_0 : \beta = \tilde{\gamma} = 0 ,$$

$$H_a : \tilde{\gamma} < 0 .$$

Do weryfikacji powyższych hipotez można wykorzystać statystykę DF_τ . W teście ADF należy ustalić rząd opóźnienia p . Najczęściej stosuje się kryterium informacyjne Akaike’a (1973) i kryterium bayesowskie Schwarza (1978).

Jedną z modyfikacji testu DF jest test Phillipsa i Perrona (1988) (PP). W teście PP ulegają modyfikacji statystyki testowe DF_τ i DF_γ . Korektę „nieparametryczną” stosuje się zamiast wprowadzania opóźnień zmiennej Δx_t w regresji pomocniczej (2.4). Test PP ma na ogół słabsze własności w małych próbach od innych testów (Mills i Markellos 2008).

Test KPSS różni się od podanych wcześniej ze względu na hipotezy badawcze. W tym teście hipoteza zerowa zakłada stacjonarność szeregu czasowego ($H_0 : y_t \sim I(0)$), hipoteza alternatywna zaś, że w szeregu występuje pierwiastek jednostkowy ($H_a : y_t \sim I(1)$).

Niech dany będzie model (Lütkepohl i Krätzig 2004):

$$y_t = x_t + z_t ,$$

gdzie x_t jest procesem ścieżki losowej, takim że: $x_t - x_{t-1} = v_t$, $v_t \sim i.i.d.(0, \sigma_v^2)$, natomiast z_t jest procesem stacjonarnym niezależnym od v_t . W sytuacji, gdy x_t nie jest procesem ścieżki losowej, to szereg y_t jest stacjonarny wokół trendu. W związku z tym formułuje się hipotezy:

$$H_0 : \sigma_v^2 = 0 , \text{ wobec } H_a : \sigma_v^2 > 0 .$$

Kwiatkowski i in. (1992) zaproponowali następującą statystykę:

$$KPSS = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{T^2 \hat{\sigma}^2} ,$$

gdzie: $S_t = \sum_{j=1}^t \hat{\omega}_j$, $\hat{\omega}_t = y_t - \bar{y}$, natomiast $\hat{\sigma}^2$ jest zgodnym estymatorem długookresowej wariancji składnika losowego z_t , tj.

$$\hat{\sigma}^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \text{var} \left(\sum_{t=1}^T z_t \right).$$

Kwiatkowski i in. (1992) obliczyli asymptotyczny rozkład statystyki KPSS przy założeniu, że $v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$ i $z_t \sim N(0, \sigma_z^2)$ oraz stabilizowali jego wartości krytyczne. Hipotezę zerową odrzuca się, jeśli statystyka testu jest większa od wartości krytycznej. W pracy źródłowej podano również wartości krytyczne dla przypadku występowania trendu deterministycznego w procesie generowania y_t .

Powyższe testy (ADF i KPSS) zostaną zastosowane do analizy pierwiastków jednostkowych w zmiennych, występujących w modelach kursu walutowego.

2.3. Pojęcie kointegracji i zarys metody Johansena

Pojęcie i metody analizy kointegracji są powszechnie stosowane w analizie zjawisk społeczno-ekonomicznych (Welfe A. 1995, Majsterek 2008). Kointegracja zmiennych jest pojęciem statystycznym i bardzo ważną cechą modeli, gdyż pozwala uzyskać poprawne własności statystyczne modelowanych zależności. Jeśli bowiem szacuje się parametry równań długookresowych bez dbałości o kointegrację zmiennych (dla zmiennych cechujących się zarówno trendem stochastycznym, jak i deterministycznym), to zachodzi ryzyko, że oszacowane relacje będą miały charakter zależności pozornych (Granger i Newbold 1974). Uzyskane w ten sposób związki są często wysoce skorelowane, mogą jednak nie wykazywać cech związków przyczynowo-skutkowych.

Kointegrację dwóch lub większej liczby zmiennych określa się jako istnienie ich stacjonarnej kombinacji liniowej. Dla analiz ekonomicznych ma to duże znaczenie, gdyż kointegracja oznacza istnienie również długookresowej zależności pomiędzy zmiennymi systemu ekonomicznego. Wówczas poprzez mechanizm korekty błędów można mo-

delować związki krótko- i długookresowe. Warto zauważyć, że takie badania ekonomiczne mają źródło w dobrze zdefiniowanym wnioskowaniu statystycznym. Analiza kointegracji zwiększa zatem szansę poprawnego weryfikowania teorii ekonomicznych, gdyż stanowi pewne remedium na przerzucanie danych (*data mining*).

Zmienna niestacjonarna (*integrated variable*, zintegrowana w stopniu pierwszym, $I(1)$) staje się stacjonarna $I(0)$ na skutek operacji różnicowania. Zawsze można więc zbudować model obejmujący interesujące nas zmienne, tak aby każda z nich była stacjonarna. Jednak wówczas napotyka się na problem modelowania długiego okresu. Operacja różnicowania powoduje wyrażenie zmiennych w postaci dynamicznej. Modele oparte na takich zmiennych zwykło się określać mianem modeli krótkookresowych. Co zatem z długim okresem? W tym przypadku analiza kointegracji i związany z nią model korekty błędu wydają się dobrym rozwiązaniem, aby poprawnie modelować zjawiska w krótkim i długim okresie oraz uniknąć błędów specyfikacji modeli. Przeprowadzenie wyłącznie analizy dynamiki krótkookresowej ma zastosowanie w przypadku tych zjawisk, dla których analiza długookresowa ma mniejsze znaczenie. Wystarczy przywołać rynek giełdowy, który cechuje się dużą dynamiką zjawisk. Powszechnie uważa się, że analiza długookresowa ma tutaj mniejsze znaczenie i małe szanse poprawnego określenia związków. Stąd dla rynku giełdowego (i szerzej finansowego) prowadzi się najczęściej analizy dynamiczne (w odniesieniu do rynku polskiego por. Jajuga 2000, Doman M. 2006, Osiewalski, Pajor i Pipień 2006, Fiszeder 2007, Osiewalski i Pajor 2007, Wdowiński 2008), chociaż podejmuje się również próby analizy kointegracji zmiennych (Miłobędzki 2007). Taka analiza dla rynku giełdowego jest bardzo istotna, chociaż jest zdominowana przez analizy dynamiczne, wykorzystujące modele warunkowej wariancji (GARCH i pokrewne).

Z faktu, że kointegracja ma źródła statystyczne wynika, że wykazanie zależności kointegrującej pomiędzy zmiennymi nie potwierdza istnienia związku o charakterze ekonomicznym. Analiza kointegracji nie zwalnia zatem od myślenia o relacjach pomiędzy zmiennymi w kontek-

ście teorii ekonomii. Możliwe jest bowiem skonstruowanie modeli skointegrowanych, które nie odzwierciedlają związków ekonomicznych. Jednocześnie dużo trudniej znaleźć kointegrację w przypadku błędów specyfikacji modelu. Analiza kointegracji wyłącznie wspomaga proces modelowania ekonomicznego i pozwala unikać budowania związków pozornych. Takie podejście powinno być punktem wyjścia wszelkich analiz o charakterze kointegracyjnym.

Występują także ograniczenia stosowalności analizy kointegracji. Jednym z nich jest liczebność próby zastosowanej do estymacji parametrów modelu. Próba statystyczna powinna być jak najdłuższa (najlepiej o niskiej częstotliwości pomiaru zmiennych), gdyż mowa jest o związkach długookresowych. Nie zawsze jest to możliwe, szczególnie w przypadku krajów o krótkiej historii rynkowych zależności gospodarczych. Nie ma wyraźnych przeszkód w stosowaniu analizy kointegracji w odniesieniu do gospodarki Polski. Szeregi czasowe, miesięczne i kwartalne, generowane przez wiele lat od momentu przejścia do gospodarki rynkowej, liczące co najmniej kilkadziesiąt obserwacji, stanowią wystarczający materiał statystyczny do przeprowadzania analiz kointegracji. Warto wówczas zastosować korekty małopróbkowe w procesie testowania (Reimers 1992, Reinsel i Ahn 1992, Johansen 2002, Kębłowski 2009).

Zagrożeniem dla analiz kointegracji jest występowanie załamań strukturalnych w gospodarce. Jednak powszechnie wiadomo, że takie załamania są częścią zmieniającej się struktury gospodarki. Taka zmiana dokonuje się również w gospodarkach ustabilizowanych. Jeśli oszacowane związki przejdą próbę czasu, to można je uznać za związki długookresowe. Wyniki analizy kointegracji są ponadto wrażliwe na błędy specyfikacji modeli. Analiza kointegracji nie stanowi substytutu dla podstawowych badań ekonomicznych, tj. prowadzonych na gruncie teorii, chociaż może mieć silny wpływ na modyfikację teorii ekonomicznych.

Analiza kointegracji na trwałe zmieniła oblicze badań ekonomicznych. Jest ona stale poddawana weryfikacji poprzez jej zastosowa-

nie do analizy empirycznej najróżniejszych zależności. Ponadto, jej rozwój odbywa się również w obszarze statystyki matematycznej poprzez analizę własności testów, szczególnie w małych próbach, stosowanych do weryfikacji hipotez o rzędzie kointegracji. Bardzo ważny jest kierunek rozwoju analizy kointegracji w odniesieniu do systemów zmiennych zintegrowanych w stopniu drugim, $I(2)$ (Haldrup 1999, Johansen 2006, Juselius 2006, Kelm i Majsterek 2007, Majsterek 2008).

Należy jednak pamiętać, że duże systemy równań w praktyce trudno jest szacować z zastosowaniem analizy kointegracji, gdyż na przeszkodzie stoi zbyt wiele zmiennych. W małych systemach można zastosować analizę kointegracji. Nadal jednak klasyczna analiza regresji ma zastosowanie w dużych modelach wielorównaniowych, w których struktura równań wynika z dobrze pojętej teorii ekonomicznej. Są wreszcie obszary badań ekonometrycznych, jak np. w modelowaniu rynków finansowych, w których operuje się najczęściej na zmiennych stacjonarnych. Badacz jest zainteresowany głównie zależnościami krótkookresowymi, niekiedy ultrakrótkookresowymi, i w konsekwencji analiza kointegracji rzadziej ma zastosowanie.

Celem badań przeprowadzonych w niniejszej monografii jest poszukiwanie zależności długookresowych dla kursu euro i dlatego w dalszej części pracy będzie zastosowana analiza kointegracji. Obecnie w literaturze przedmiotu można znaleźć wiele publikacji dotyczących zastosowań kointegracji do modelowania kursów walutowych złotego (Brzeszczyński i Kelm 2002, Wdowiński i Zglińska-Pietrzak 2006, Wdowiński 2007b, Rubaszek 2009). Ich autorzy koncentrują się na wybranym podejściu do modelowania długookresowych kursów walutowych. Ze względu na bogactwo podejść do modelowania kursów, skupiających się zarówno na aspektach krótko- jak i długookresowych, w niniejszej pracy podjęto próbę ich syntezy i wskazania kierunków modelowania kursów walutowych.

Modelowanie kursów, zarówno ich dynamiki, jak i związków długookresowych, ma zasadnicze znaczenie dla zrozumienia mechanizmów wymiany międzynarodowej. Ze względu na obowiązujący w Polsce sys-

tem kursów płynnych oraz spodziewane członkostwo Polski w systemie ERM2 i dalsze przystąpienie do strefy euro powoduje, że analiza kursu złotego, w tym w oparciu o analizę kointegracji, nabiera szczególnego znaczenia. W tym kontekście ważne jest uwzględnienie specyfiki gospodarki Polski, a w szczególności zachodzących w niej dostosowań strukturalnych. Te dostosowania mają wpływ na specyfikację modeli kursu walutowego, wymagają również zastosowania odpowiednich metod estymacji ich parametrów.

Popularność pojęcia kointegracji wiąże się z pracą Engle'a i Grangera (1987). Do wcześniejszych prób przedstawienia alternatywy dla tradycyjnego modelowania strukturalnego należy zaliczyć pracę Simsa (1980), dotyczącą modelowania wektorowej autoregresji (VAR). Model VAR stanowi podstawę nowoczesnego podejścia do analizy kointegracji, której współczesny rozwój wiąże się z pracami Johansena i Juselius (Johansen 1988, Johansen i Juselius 1990, Johansen 1995a, Juselius 2006). Metoda Johansena jest powszechnie uznawana w literaturze za kanon analizy kointegracji, chociaż powstały alternatywne metody analizy (Stock i Watson 1993). Nie zyskały one takiej popularności jak metoda Johansena, która ponadto została wbudowana w wiele pakietów ekonometrycznych (*CATS in RATS*, *PCFiml*, *Econometric Views*). Dzięki pakietom komputerowym stosowanie analizy kointegracji jest łatwiejsze, o ile poprawnie zdefiniuje się zasady postępowania przy analizowaniu konkretnego problemu.

Po przeprowadzeniu analizy stacjonarności i ustaleniu stopnia zintegrowania zmiennych objętych analizą, należy oszacować model VAR i zbadać jego własności. Na podstawie modelu VAR szacuje się następnie relację kointegracji. Oszacowanie modelu VAR nie jest kłopotliwe, gdyż dla każdej zmiennej endogenicznej specyfikuje on taki sam zestaw regresorów. Wśród nich występują wyłącznie opóźnione zmienne endogeniczne. Jeśli zatem składniki losowe z poszczególnych równań nie podlegają procesowi autokorelacji, to każde równanie modelu VAR można oszacować metodą MNK. Jeśli ponadto składniki losowe mają rozkład normalny, to szacunki wykonane metodą MNK są

tożsame z wynikami uzyskanymi za pomocą metody największej wiarygodności (MNW).

Szczególnie ważne w procesie estymacji modelu $VAR(k)$ jest ustalenie rzędu opóźnienia k . Do testowania tego rzędu można zastosować test ilorazu wiarygodności lub kryteria informacyjne. Należy poczynić założenie o normalności rozkładu składników losowych. Przegląd testów stosowanych w szacowaniu rzędu k można znaleźć w pracy Lütkepohla (2005). Przed przystąpieniem do dalszej analizy empirycznej kursu euro warto podać podstawowe założenia analizy kointegracji według Johansena (1988) dla przypadku $I(1)$.

Niech dany będzie wektor $\mathbf{z}'_t = [z_{1t}, z_{2t}, \dots, z_{nt}]$ stochastycznych zmiennych endogenicznych, dla których można określić proces generowania danych (DGP) za pomocą modelu wektorowej autoregresji $VAR(k)$ bez warunków ograniczających (w postaci nieskrępowanej) (Johansen 1988):

$$\mathbf{z}_t = \mathbf{A}_1 \mathbf{z}_{t-1} + \mathbf{A}_2 \mathbf{z}_{t-2} + \dots + \mathbf{A}_k \mathbf{z}_{t-k} + \boldsymbol{\mu}_t + \boldsymbol{\Phi} \mathbf{D}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (2.5)$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim N(0, \boldsymbol{\Sigma}), \quad t = 1, \dots, T,$$

gdzie: $\mathbf{z}_t$ – wektor $(n \times 1)$ zmiennych zintegrowanych $I(1)$, $\mathbf{A}_i$ – macierz $(n \times n)$ parametrów, $\boldsymbol{\mu}$ – wektor $(n \times 1)$ wyrazów wolnych, $\mathbf{D}_t$ – wektor $(m \times 1)$ zmiennych egzogenicznych, $\boldsymbol{\Phi}$ – macierz $(n \times m)$ parametrów, $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ – wektor $(n \times 1)$ składników losowych, natomiast $\mathbf{z}_0, \dots, \mathbf{z}_{-k}$ są ustalone.

Należy zwrócić uwagę, że wektor $\mathbf{D}_t$ może zawierać zmienną czasową, zmienne sztuczne, centralne (ortogonalne) zmienne sezonowe oraz inne stacjonarne zmienne egzogeniczne $I(0)$. Model (2.5) można zapisać w równoważnej postaci modelu wektorowej korekty błędu (VECM):

$$\begin{aligned} \Delta \mathbf{z}_t = & \boldsymbol{\Gamma}_1 \Delta \mathbf{z}_{t-1} + \boldsymbol{\Gamma}_2 \Delta \mathbf{z}_{t-2} + \dots + \boldsymbol{\Gamma}_{k-1} \Delta \mathbf{z}_{t-k+1}, \\ & + \boldsymbol{\Pi} \mathbf{z}_{t-k} + \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Phi} \mathbf{D}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \end{aligned} \quad (2.6)$$

gdzie:

$$\mathbf{\Gamma}_i = -(\mathbf{I} - \mathbf{A}_1 - \dots - \mathbf{A}_i), \quad i = 1, \dots, k-1, \quad \mathbf{\Pi} = -(\mathbf{I} - \mathbf{A}_1 - \dots - \mathbf{A}_k).$$

Parametry $\mathbf{\Gamma}_1, \dots, \mathbf{\Gamma}_k, \mathbf{\Pi}, \mathbf{\Phi}, \mathbf{\Sigma}$ zmieniają się dowolnie.

Zaletą modelu (2.6) jest to, że zawiera informację o krótkookresowej dynamice zjawisk z_{it} , $i = 1, \dots, n$ oraz informację o długookresowym stabilnym związku pomiędzy zmiennymi z_{it} , poprzez odpowiednio macierze $\mathbf{\Gamma}$ i $\mathbf{\Pi}$. Należy zauważyć, że przyrosty zmiennych $\mathbf{z}_t$ są stacjonarne, tj. $\Delta \mathbf{z}_t \sim I(0)$. Aby wówczas składniki losowe stanowiły stacjonarne procesy białego szumu, $\mathbf{\varepsilon}_t \sim I(0)$, związek $\mathbf{\Pi} \mathbf{z}_{t-k}$ również musi być stacjonarny. Wnioskowanie o występowaniu kointegracji pomiędzy zmiennymi wektora $\mathbf{z}_t$, tj. o ich stacjonarnej kombinacji liniowej, ma związek z testowaniem rzędu macierzy $\mathbf{\Pi}$. Można wyróżnić trzy przypadki dla relacji $\mathbf{\Pi} \mathbf{z}_{t-k}$:

- zmienne wektora $\mathbf{z}_t$ są stacjonarne. Wówczas macierz $\mathbf{\Pi}$ jest pełnego rzędu, $rz(\mathbf{\Pi}) = n$, i wystarczy oszacować parametry modelu (2.5);
- nie występuje związek kointegracji pomiędzy zmiennymi wektora $\mathbf{z}_t$. Zatem nie występują stacjonarne kombinacje liniowe $\mathbf{\Pi} \mathbf{z}_{t-k}$. Wówczas macierz $\mathbf{\Pi}$ jest macierzą zerową ($n \times n$). W konsekwencji należy oszacować parametry modelu (2.6), który nie będzie zawierał związków długookresowych;
- występuje związek kointegracji dla zmiennych wektora $\mathbf{z}_t$. Wówczas macierz $\mathbf{\Pi}$ można przedstawić w postaci $\mathbf{\Pi} = \mathbf{\alpha} \mathbf{\beta}'$, gdzie $\mathbf{\alpha}, \mathbf{\beta}$ są macierzami ($n \times r$) pełnego rzędu $r < n$. Wówczas zdecydowanie zaleca się postać (2.6).

Przypadek 3 jest szczególnie interesujący, gdyż wskazuje na możliwość występowania $r \leq n-1$ niezależnych związków kointegracji takich, że $\mathbf{\beta}' \mathbf{z}_{t-k} \sim I(0)$. Wówczas macierz $\mathbf{\Pi}$ jest niepełnego rzędu, $rz(\mathbf{\Pi}) = r \leq n-1$, której r kolumn stanowi liniowo niezależne, sta-

cjonarne kombinacje zmiennych $\mathbf{z}_t$ nazywane bazowymi wektorami kointegracji. Zatem testowanie rzędu r macierzy $\mathbf{\Pi}$ oznacza testowanie rzędu kointegracji, tj. liczby wektorów kointegracji, na których rozpięta jest przestrzeń kointegracji.

Johansen (1988) zaproponował metodę szacowania macierzy α i β , opartą na podejściu Andersona (1951). Metodę estymacji można przedstawić w następujący sposób (Harris 1995, Johansen 1995a). Załóżmy, że model (2.6) można zapisać w postaci:

$$\Delta \mathbf{z}_t - \mathbf{\Pi} \mathbf{z}_{t-k} = \mathbf{\Gamma}_1 \Delta \mathbf{z}_{t-1} + \dots + \mathbf{\Gamma}_{k-1} \Delta \mathbf{z}_{t-k+1} + \boldsymbol{\mu} + \mathbf{\Phi} \mathbf{D}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t. \quad (2.7)$$

Na tej podstawie szacuje się $\Delta \mathbf{z}_t$ i $\mathbf{z}_{t-k}$ osobno jako funkcje zmiennych $\Delta \mathbf{z}_{t-1}, \dots, \Delta \mathbf{z}_{t-k+1}, \boldsymbol{\mu}, \mathbf{D}_t$. Niech reszty z tych regresji wynoszą odpowiednio $\mathbf{R}_{0t}$ i $\mathbf{R}_{kt}$. Następnie buduje się cztery macierze reszt stopnia n , tj. $\mathbf{S}_{00}, \mathbf{S}_{0k}, \mathbf{S}_{k0}, \mathbf{S}_{kk}$ o postaci:

$$\mathbf{S}_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \mathbf{R}_{it} \mathbf{R}_{jt}', \quad i, j = 0, k. \quad (2.8)$$

Funkcja wiarygodności, maksymalizowana względem parametrów $\mathbf{\Gamma}_1, \dots, \mathbf{\Gamma}_k, \mathbf{\Phi}, \boldsymbol{\Sigma}$ ma postać:

$$L_{\max}^{-2/T}(\boldsymbol{\beta}) = (2\pi e)^n \left| \mathbf{S}_{00} \right| \frac{\left| \boldsymbol{\beta}' (\mathbf{S}_{kk} - \mathbf{S}_{k0} \mathbf{S}_{00}^{-1} \mathbf{S}_{0k}) \boldsymbol{\beta} \right|}{\left| \boldsymbol{\beta}' \mathbf{S}_{kk} \boldsymbol{\beta} \right|}. \quad (2.9)$$

Tak wyznaczoną funkcję wiarygodności minimalizuje się względem $\boldsymbol{\beta}$, rozwiązując równanie wyznacznikowe:

$$\left| \lambda \mathbf{S}_{kk} - \mathbf{S}_{k0} \mathbf{S}_{00}^{-1} \mathbf{S}_{0k} \right| = 0. \quad (2.10)$$

Rozwiązaniem równania (2.10) są pierwiastki równania wielomianowego względem λ , tj. wartości własne $1 > \hat{\lambda}_1 > \dots > \hat{\lambda}_n > 0$ oraz wektory własne $\mathbf{v} = [\hat{\mathbf{v}}_1, \dots, \hat{\mathbf{v}}_n]$, które spełniają warunki:

$$\lambda_i \mathbf{S}_{kk} \hat{\mathbf{v}}_i = \mathbf{S}_{k0} \mathbf{S}_{00}^{-1} \mathbf{S}_{0k} \hat{\mathbf{v}}_i, \quad i = 1, \dots, n, \quad (2.11)$$

oraz:

$$\hat{\mathbf{v}}' \mathbf{S}_{kk} \hat{\mathbf{v}} = \mathbf{I}. \quad (2.12)$$

Estymator MNW macierzy β ma postać:

$$\hat{\beta} = [\hat{\mathbf{v}}_1, \dots, \hat{\mathbf{v}}_r], \quad (2.13)$$

estymator macierzy α zaś ma postać:

$$\hat{\alpha} = \mathbf{S}_{0k} \hat{\beta}. \quad (2.14)$$

Wektory $\hat{\mathbf{v}}_1, \dots, \hat{\mathbf{v}}_r$ interpretuje się jako wektory kointegracji, odpowiadające zaś im wartości własne $\hat{\lambda}_1 > \dots > \hat{\lambda}_r$ można traktować jako kwadraty współczynników korelacji kanonicznej pomiędzy $\Delta \mathbf{z}_t$ i $\mathbf{z}_{t-k}$ przy warunku $\Delta \mathbf{z}_{t-1}, \dots, \Delta \mathbf{z}_{t-k+1}$ (Spanos 1986). Przypomnijmy, że $\Delta \mathbf{z}_t \sim I(0)$, natomiast $\mathbf{z}_{t-k} \sim I(1)$. Oznacza to, że znalezienie stabilnych relacji pomiędzy zmiennymi $\mathbf{z}_{t-k}$, które są silnie skorelowane z przyrostami $\Delta \mathbf{z}_t$, jednocześnie wskazuje na ich stacjonarność. Stacjonarność bowiem $\beta' \mathbf{z}_{t-k} \sim I(0)$ warunkuje silną korelację ze stacjonarną częścią modelu dla $\Delta \mathbf{z}_t$. W związku z powyższym wnioskiem o korelacji, w uzasadnionych przypadkach można zastosować uproszczoną analizę kointegracji, polegającą na przyjęciu w modelu VECM wektora kointegracji, odpowiadającemu największej wartości własnej $\hat{\lambda}_1$, jeśli zachowuje on poprawną treść ekonomiczną (MacDonald i Taylor 1994b).

Testowanie rzędu kointegracji, czyli liczby r liniowo niezależnych kolumn macierzy Π , można przeprowadzić za pomocą dwóch testów (Johansen 1995a). Ponieważ (uporządkowane) wartości własne mierzą siłę związku $\beta' \mathbf{z}_{t-k}$ i $\Delta \mathbf{z}_t$, to hipoteza zerowa o występowaniu co najwyżej r wektorów kointegracji ma postać:

$$H_0 : \lambda_i = 0 \text{ dla } i = r+1, \dots, n. \quad (2.15)$$

Warto zwrócić uwagę, że jeśli w modelu (2.6) przyjmie się $\Pi = \alpha\beta'$, co oznacza sformułowanie hipotezy H_r , za punkt wyjścia zaś przyjmie się model (2.5), to w ten sposób formułuje się sekwencję hipotez:

$$H_0 \subset \dots \subset H_r \subset H_n. \quad (2.16)$$

Wówczas hipoteza H_0 to model (2.5) oszacowany na przyrostach $\Delta \mathbf{z}_t$, natomiast H_n to ten sam model oszacowany na poziomach $\mathbf{z}_t$. Modele $H_1, \dots, H_{n-1}$ wskazują na występowanie jednego lub wielu związków kointegracji. Biorąc pod uwagę hipotezę (2.15), w pierwszym teście – nazywanym testem śladu – oblicza się statystykę według wzoru:

$$\lambda_{trace} = -2 \ln Q(H_r / H_n) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i). \quad (2.17)$$

Zgodnie z (2.16) porównuje się wartości funkcji wiarygodności dla H_r i H_n , co stanowi test występowania r wektorów kointegracji.

Kolejnym testem istotności wartości własnych według hipotezy (2.15) jest test największej wartości własnej o postaci:

$$\lambda_{\max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}), \quad r = 0, 1, 2, \dots, n-1. \quad (2.18)$$

Wartości krytyczne dla testów śladu i największej wartości własnej podali Johansen i Juselius (1990) oraz Osterwald-Lenum (1992). Własności przedstawionych testów na rząd kointegracji zostały poddane wielu badaniom. Cheung i Lai (1993) pokazali, że obciążenie statystyk w skończonych próbach w kierunku nadmiernego odrzucania hipotezy o braku kointegracji jest rosnącą funkcją n i k . Ponadto zwrócili uwagę, że test śladu jest odporniejszy na występowanie skośności i nadmiernej kurtozy rozkładu reszt. Johansen (2002) zaproponował korektę statystyki testowej, opartej na ilorazie wiarygodności, na podstawie aproksymacji przedstawionej przez Bartletta (1937), w celu poprawy wnioskowania opartego na asymptotycznym rozkładzie χ^2 . Gonzalo

(1994) pokazał, że testy kointegracji są odporne na niewielkie odchylenia reszt od wielowymiarowego rozkładu normalnego.

Przywołajmy ponownie model (2.6), w którym do zbioru regresorów został wprowadzony wektor $\mathbf{D}$ zawierający składowe deterministyczne oraz pozostałe zmienne egzogeniczne $I(0)$. Jeśli ograniczy się składowe tego wektora do trendu deterministycznego, przyjmując dla uproszczenia zapisu $k = 2$, a następnie wprowadzi składowe deterministyczne do relacji kointegracji, to można zapisać:

$$\Delta \mathbf{z}_t = \Gamma_1 \Delta \mathbf{z}_{t-1} + \Pi \mathbf{z}_{t-2} + \mathbf{B} \mathbf{x}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (2.19)$$

gdzie: $\mathbf{B}$ – macierz parametrów ($n \times 2$), $\mathbf{x}'_t = [1, t]$, $t = 1, \dots, T$. Możliwość dołączenia stałej i trendu zarówno do relacji kointegrującej, jak i do części dynamicznej modelu ma duże znaczenie ze statystycznego i ekonomicznego punktu widzenia. Należy jednak pamiętać, że zmienia się wówczas asymptotyczny rozkład statystyk w testach rzędu kointegracji. Johansen (1995a) wyróżnił pięć przypadków wprowadzenia trendu do modelu (2.19):

$$H_2(r) : \Pi \mathbf{z}_{t-2} + \mathbf{B} \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\alpha} \boldsymbol{\beta}' \mathbf{z}_{t-2}, \quad (2.20)$$

$$H_1^*(r) : \Pi \mathbf{z}_{t-2} + \mathbf{B} \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\alpha} (\boldsymbol{\beta}' \mathbf{z}_{t-2} + \boldsymbol{\mu}_1), \quad (2.21)$$

$$H_1(r) : \Pi \mathbf{z}_{t-2} + \mathbf{B} \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\alpha} (\boldsymbol{\beta}' \mathbf{z}_{t-2} + \boldsymbol{\mu}_1) + \boldsymbol{\alpha}_\perp \boldsymbol{\mu}_2, \quad (2.22)$$

$$H^*(r) : \Pi \mathbf{z}_{t-2} + \mathbf{B} \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\alpha} (\boldsymbol{\beta}' \mathbf{z}_{t-2} + \boldsymbol{\mu}_1 + \boldsymbol{\delta}_1 t) + \boldsymbol{\alpha}_\perp \boldsymbol{\mu}_2, \quad (2.23)$$

$$H(r) : \Pi \mathbf{z}_{t-2} + \mathbf{B} \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\alpha} (\boldsymbol{\beta}' \mathbf{z}_{t-2} + \boldsymbol{\mu}_1 + \boldsymbol{\delta}_1 t) + \boldsymbol{\alpha}_\perp \boldsymbol{\mu}_2 + \boldsymbol{\alpha}_\perp \boldsymbol{\delta}_2 t, \quad (2.24)$$

gdzie $\boldsymbol{\alpha}' \boldsymbol{\alpha}_\perp = 0$. Wybór hipotezy dotyczącej składowych deterministycznych jest ważny i niełatwo go dokonać. Johansen (1992) zaproponował testowanie hipotezy łącznej, wykorzystując tzw. zasadę Pantuli (1989) (por. również Berger i Sinclair 1984). Jej zastosowanie polega na testowaniu wszystkich postaci trendu, począwszy od najbardziej do najmniej restrykcyjnych, przyjmując kolejno rzędy kointegracji $r = 0, \dots, n - 1$. Dla każdego przypadku oblicza się statystyki λ_{trace} oraz

$\lambda_{\max}$ i kończy postępowanie przy pierwszym wystąpieniu braku podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

Przejdźmy teraz do ważnego zagadnienia, jakim jest testowanie hipotez parametrycznych w kointegracji. Niech dany będzie wektor $\mathbf{z}'_t = [y_{1t}, y_{2t}, x_t]$. Wówczas model (2.6) bez składowych deterministycznych dla $k = 2$ i $r = 2$ można zapisać w postaci:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \\ \Delta x_t \end{bmatrix} = \mathbf{\Gamma}_1 \begin{bmatrix} \Delta y_{1,t-1} \\ \Delta y_{2,t-1} \\ \Delta x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-2} \\ y_{2,t-2} \\ x_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix}. \quad (2.25)$$

Metoda Johansena (1991, Johansen i Juselius 1990, 1992, 1994, Boswijk i Doornik 2004) jest tak popularna również, a może przede wszystkim dlatego, że rozwinęto w niej możliwości testowania liniowych warunków ograniczających dotyczących parametrów macierzy α i β . Weryfikacja hipotez, jak powszechnie się przyjmuje, decyduje o walorach aplikacyjnych tej metody w analizie szeroko pojętych zależności ekonomicznych.

Warto zatem przyjrzeć się bliżej roli macierzy α w skointegrowanym systemie (2.25). Jej współrzędne nazywa się parametrami dostosowania. Określają one prędkość, z jaką przyrosty $\Delta \mathbf{z}_t$ dostosowują się do poziomu krótkookresowej nierównowagi, mogącej powstać pomiędzy skointegrowanymi zmiennymi $\mathbf{z}_t$. Ściślej mówiąc, współrzędne α_{ij} tej macierzy dla $i = 1, \dots, n$, $j = 1, \dots, r$, określają dostosowanie zmiennej Δz_{it} w kierunku równowagi wyznaczonej przez związek kointegracji j . Jeśli zatem przyjmie się, że dla ustalonego i parametr $\alpha_{ij} = 0$, $j = 1, \dots, r$, to oznacza, że informacje zawarte w wektorach kointegracji β nie mają wpływu na dynamikę zmiennej Δz_{it} . Wówczas z_{it} nazywa się zmienną słabo egzogeniczną względem modelowanego systemu (Engle, Hendry i Richard 1983, Urbain 1992). Należy zwrócić uwagę, że zmienna z_{it} jest słabo egzogeniczna wyłącznie względem

parametrów macierzy β . Wprawdzie relacje kointegracji nie mają wpływu na dynamikę zmiennej z_{it} , to jednak ta zmienna pozostaje w wektorze kointegracji, jej dynamika zaś jest również funkcją dynamiki pozostałych zmiennych. Co ważne, testowanie słabej egzogeniczności zmiennych względem β może dotyczyć wszystkich lub tylko wybranych wektorów kointegracji. Zatem w teście egzogeniczności dla ustalonego i stawia się hipotezę:

$$H_0 : \alpha_{ij} = 0, \quad j = 1, \dots, r. \quad (2.26)$$

Weryfikacja polega na obliczeniu statystyki testowej o postaci:

$$-2 \ln Q = T \sum_{i=1}^r \ln \left(\frac{1 - \hat{\lambda}_i^*}{1 - \hat{\lambda}_i} \right), \quad (2.27)$$

gdzie $\hat{\lambda}_i^*$ oznacza wartości własne dla modelu z nałożonymi warunkami ograniczającymi (restrykcjami). Wartość statystyki (2.27) porównuje się z wartościami krytycznymi rozkładu $\chi^2[r(n-m)]$, gdzie $(n-m)$ to liczba warunków nałożonych na macierz α .

Warunki na parametry α_{ij} nie są jedynymi możliwymi do nałożenia na skointegrowany system. Równie istotna jest analiza związków w wektorach kointegracji, składających się na macierz β . Możliwość testowania statystycznej istotności warunków nałożonych na parametry macierzy β ma ogromne walory aplikacyjne, gdyż pozwala na testowanie hipotez o charakterze ekonomicznym. To zaś prowadzi do ustalenia czy wektor lub wektory kointegracji z nałożonymi warunkami należą do przestrzeni kointegracji. Dzięki temu możliwa jest wszechstronna analiza treści ekonomicznej modelowanego systemu wielu zmiennych, włącznie z nakładaniem warunków zerowych, czyli takich, że wybrany parametr $\beta_{ij} = 0$, $i = 1, \dots, n$, $j = 1, \dots, r$ lub warunków homogeniczności, np. $\beta_{1j} + \beta_{2j} = 0$.

Kombinacja liniowa wektorów kointegracji jest również wektorem kointegracji i powstaje problem identyfikowalności współrzędnych ko-

lumn macierzy β . Zatem z nałożeniem warunków na parametry β wiąże się problem identyfikowalności modelu. Ten problem powstaje, gdy $r > 1$, gdyż dla $r = 1$ przestrzeń kointegracji jest określona przez jeden wektor. Johansen i Juselius (1994) oraz Johansen (1995b) podali warunki identyfikowalności dla każdego wektora kointegracji β_i , $i = 1, \dots, r$, formułując zestaw hipotez:

$$H_\beta : \beta = (\mathbf{H}_1 \varphi_1, \mathbf{H}_2 \varphi_2, \dots, \mathbf{H}_r \varphi_r), \quad (2.28)$$

gdzie $\mathbf{H}_i$ to macierze o pełnym rzędzie kolumnowym o wymiarach $(n \times m_i)$, określające warunki nakładane na każdy wektor kointegracji, φ_i zaś to wektory szacowanych parametrów o wymiarach $(m_i \times 1)$. Każda macierz $\mathbf{H}_i$ nakłada k_i warunków, przy czym $k_i + m_i = n$. Warunki określone za pomocą macierzy $\mathbf{H}_i$ można również wyrazić za pomocą macierzy $\mathbf{R}_i$ o wymiarach $(n \times k_i)$, takiej że $\mathbf{R}_i' \beta_i = \mathbf{0}$. Macierz $\mathbf{R}_i$ jest dopełnieniem ortogonalnym macierzy $\mathbf{H}_i$, stąd $\mathbf{R}_i' \mathbf{H}_i = \mathbf{0}$. Warunki identyfikowalności, oparte na macierzach $\mathbf{R}_i$ i $\mathbf{H}_i$, zostały podane w pracy Johansena i Juselius (1994). Zgodnie z nimi, warunki zawarte w macierzach $\mathbf{R}_1, \dots, \mathbf{R}_r$ identyfikują poszczególne wektory kointegracji wtedy i tylko wtedy, gdy dla $k = 1, \dots, r - 1$ i dla dowolnego zbioru indeksów $1 \leq i_1 < \dots < i_k \leq r$ niezawierającego i zachodzi warunek:

$$rz(\mathbf{R}_i' \mathbf{H}_{i_1}, \dots, \mathbf{R}_i' \mathbf{H}_{i_k}) \geq k. \quad (2.29)$$

Jeśli np. przyjąć, że rząd kointegracji $r = 2$, to przy założeniu, iż $H_\beta : \beta = (\mathbf{H}_1 \varphi_1, \mathbf{H}_2 \varphi_2)$ oraz $\mathbf{R}_1' \beta_1 = \mathbf{0}$ i $\mathbf{R}_2' \beta_2 = \mathbf{0}$, pierwszy wektor jest identyfikowalny, gdy $rz(\mathbf{R}_1' \mathbf{H}_2) \geq 1$, drugi wektor zaś jest identyfikowalny, gdy $rz(\mathbf{R}_2' \mathbf{H}_1) \geq 1$. Należy zwrócić uwagę, że jeśli nałożyć się na każdy wektor dokładnie $k_i = r - 1$ warunków, które prowadzą do spełnienia warunków identyfikowalności (2.29), to wówczas model

jest jednoznacznie identyfikowalny. W tym przypadku nie zmienia się wartość funkcji wiarygodności. Jeśli zaś liczba warunków $k_i > r - 1$, dla których spełnione są warunki konieczne identyfikowalności (2.29), to model jest nadmiernie identyfikowalny. Testowanie nadmiernej identyfikowalności modelu przeprowadza się za pomocą testu ilorazu wiarygodności (Boswijk 1995, 1996).

Na koniec warto zwrócić uwagę, że możliwe jest łączne testowanie warunków nałożonych jednocześnie na parametry macierzy α i β (Boswijk 1995).

Metoda Johansena została opracowana dla procesów niestacjonarnych. W przypadku najprostszym dla zmiennych $I(1)$. Przypadek bardziej zaawansowany dotyczy systemów obejmujących zmienne $I(2)$ (Johansen 1995a, Juselius 2006, Majsterek 2008). Zastosowanie metody Johansena dla przypadku $I(2)$ zyskuje coraz większe znaczenie i wymaga przyjęcia założenia o występowaniu zmiennych, które stają się stacjonarne po wyznaczeniu ich drugich różnic. Majsterek (2008) przyjmuje, że proces generowania cen jest zintegrowany $I(2)$, co implikuje, że inflacja jest procesem niestacjonarnym $I(1)$. W badaniach empirycznych testy pierwiastków jednostkowych mogą wskazywać na zintegrowanie szeregów cen w stopniu drugim. Jednak z teoretycznego punktu widzenia zwykle przyjmuje się, że inflacja jest procesem stacjonarnym. Szczególnie, jeśli weźmie się pod uwagę teorie parytetu siły nabywczej i parytetu stóp procentowych oraz kwestie skuteczności polityki pieniężnej z punktu widzenia realizacji bezpośredniego celu inflacyjnego. Należy jednak podkreślić, że przyjęcie modelu ze zmiennymi $I(2)$ pozwala dodatkowo, obok związków krótko- i długookresowych, wydzielić również zależności średniookresowe, związane ze zmianami cyklicznymi.

Analizę kointegracji dla kursu euro, przedstawioną w niniejszej monografii, przeprowadzono przyjmując standardowe założenia dotyczące postępowania w metodzie Johansena. Przy wyborze rzędu opóźnienia k w modelu VAR kierowano się wartością statystyki w teście

sekwencyjnym i kryteriami informacyjnymi (Lütkepohl 2005). Rząd opóźnień k modeli VAR ustalono jako wypadkową przyjętych kryteriów, do których zalicza się: statystykę sekwencyjnego testu LR, statystykę FPE (*final prediction error*), kryterium informacyjne Akaike'a (AIC), kryterium informacyjne Schwarza (SIC) oraz kryterium informacyjne Hannana-Quinna (HQ). W przypadku różnych wskazań dotyczących rzędu k weryfikowano własności statystyczne poszczególnych modeli VAR. Następnie przyjmowano model, który cechował się najwyższą jakością statystyczną. W ocenie jakości zastosowano następujące testy wielowymiarowe: normalności reszt, LM na autokorelację reszt (Lütkepohl 2005), wielowymiarową wersję testu Portmanteau Boxa-Pierce'a i Ljunga-Boxa na autokorelację reszt (Ljung i Box 1978), White'a na heteroskedastyczność reszt (Kelejian 1982, Doornik 1995). W testowaniu rzędu kointegracji i składowych deterministycznych zastosowano zasadę Pantuli (Johansen 1992). W testach śladu i największej wartości własnej dotyczących rzędu kointegracji przyjęto mało próbkową poprawkę dla wartości statystyk testowych według Reinsela i Ahna (1992). Wartości krytyczne dla poziomu istotności 5% przyjęto za pracami takich autorów, jak: Osterwald-Lenum (1992) oraz MacKinnon, Haug i Michelis (1999). Szacunki zostały wykonane w pakiecie *Econometric Views 5.1*. Zastosowano częściową automatyzację statystycznego procesu decyzyjnego z wykorzystaniem własnego algorytmu, który posłużył do wielokrotnego szacowania modeli VAR, badania ich własności statystycznych w małych próbach oraz do zastosowania testów kointegracji zgodnie z procedurą Pantuli.

Decyzję o wyborze rzędu opóźnień w modelu VAR podjęto przyjmując dodatkowo następujące założenia. Po pierwsze, model powinien uwzględniać możliwie najmniejszą liczbę opóźnień, aby zachować jak największą liczbę stopni swobody w estymacji parametrów i redukować rząd autoregresji w poszczególnych równaniach. Po drugie, przy porównywalnych własnościach statystycznych modeli dla różnych opóźnień, przyjęto te, dla których rząd opóźnień był mniejszy. Po

trzecie, oszacowane równania powinny posiadać dobre własności statystyczne i wysoki stopień objaśnienia.

2.4. Klasyczna analiza regresji: algorytm numeryczny

W celu przeprowadzenia estymacji parametrów modeli kursu euro za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów (MNK) posłużono się własną aplikacją w programie *Econometric Views 5.1* do częściowej automatyzacji procesu estymacji i wyboru postaci modelu. Aplikacja o nazwie *easyRely* (*Enhanced Algorithm for SYstematic REgression anaLYsis*) (Wdowiński 2009) pozwala na oszacowanie modeli liniowych i potęgowych. Do cech tej aplikacji zalicza się:

- szacowanie modeli z wykorzystaniem $n_{\max} = 10$ zmiennych objaśniających;
- zadanie maksymalnego rzędu p opóźnienia regresorów, tj. szacowanie modeli w liczbie $(p + 1)^n$;
- szacowanie modeli dla zmiennych sezonowych (NSA) i pozbawionych sezonowości (SA);
- szacowanie parametrów dla indywidualnych regresorów oraz dla regresorów wyrażonych w postaci ilorazów lub różnic (dyferencjałów) odpowiednich regresorów;
- szacowanie modeli względem poziomów i przyrostów zmiennych;
- określanie zakresu próby dla estymacji;
- możliwość przeprowadzenia estymacji rekursywnej;
- filtrowanie wyników na podstawie zadanych kryteriów „optymalności”; aplikacja zawiera następujące filtry: (a) wszystkie wyniki, (b) poprawność merytoryczna wyników z punktu widzenia znaku ocen parametrów i poprawność statystyczna ze względu na istotność statystyk dla reszt, (c) własności filtru (b) rozszerzone o łączną istotność ocen parametrów, związaną ze statystyką F , (d) własności filtru (c) rozszerzone o istotność indywidualnych ocen parametrów, związaną ze statystyką t ; kryteria „optymalności” obejmują nałożenie warunków na poziomy istotności dla statystyk; ponadto aplikacja zapisuje

w postaci tablic: wyniki z punktu widzenia ocen parametrów i rzędu opóźnień dla filtru (d), tablicę liczebności i udziałów poszczególnych regresji w ramach filtrów (a)-(d) oraz tablicę z wynikami wszystkich regresji zawierającą oceny parametrów wraz ze statystykami.

Wyniki są oznaczane jako „optymalne” (filtr D) na podstawie ograniczonego zbioru kryteriów statystycznych dla reszt³. Do tych kryteriów zaliczono statystyki: normalności rozkładu (J-B), autokorelacji (B-G), efektu ARCH, heteroskedastyczności (WHITE). Spis symboli znajduje się w dodatku C. W odniesieniu do wymienionych testów przyjęto poziom istotności 5%, dla statystyki t zaś wartość krytyczną równą 2.

Aplikacja pozwala na wygenerowanie wielu wyników oraz na ich uporządkowaną syntezę. W tym znaczeniu jest to system wspomagający podejmowanie decyzji. Należy oczekiwać rozwoju aplikacji o podobnym charakterze, zwłaszcza w obliczu dynamicznie rozwijających się metod obliczeniowych, komputerów i Internetu. Szczególnie istotne jest powstanie kompilatorów dla popularnych pakietów obliczeniowych, statystycznych i ekonometrycznych, aby tworzone dla nich aplikacje można było łatwo wykorzystywać w różnych systemach operacyjnych i integrować z aplikacjami internetowymi. Wówczas możliwe będzie tworzenie wydajnych systemów wspomagających podejmowanie decyzji, jako aplikacji internetowych o powszechnym dostępie. Należy oczekiwać, że takie rozwiązania spowodują dynamiczny rozwój zastosowań statystyki i ekonometrii w wielu dziedzinach nauki, gdyż dostęp do oprogramowanych metod i modeli będzie mógł się odbywać poprzez Internet.

2.5. Analiza danych statystycznych

W następnych rozdziałach zostanie omówiona analiza empiryczna dla kursu euro w oparciu o klasyczną metodę MNK i analizę kointegracji z zastosowaniem metody Johansena. Analiza MNK zostanie prze-

³ Problemy testowania są szeroko omówione w pracy Domańskiego (1991).

przewodzona dla danych kwartalnych, analiza kointegracji zaś dla danych miesięcznych i kwartalnych.

Przed przystąpieniem do analizy kointegracji należy zbadać stopień zintegrowania wszystkich zmiennych, które zostaną uwzględnione w modelu. Spis symboli zmiennych znajduje się w dodatku D. Analizę stopnia zintegrowania zmiennych przeprowadzono w oparciu o dwa testy – Dickeya-Fullera i KPSS – które zostały przedstawione w podrozdziale 2.2.

W przypadku danych miesięcznych próby statystyczne dla zmiennych liczyły od 113 do 225 obserwacji. W tab. 2.1–tab. 2.4 pokazano wyniki testowania pierwiastków jednostkowych.

Tab. 2.1. Wyniki testu Dickeya-Fullera (dane miesięczne, poziomy zmiennych)

Zmienna	Rozszerzony test Dickeya-Fullera											
	Akaike						Schwarz					
	bez stałej		stała		stała i trend		bez stałej		stała		stała i trend	
	stat	p-val	stat	p-val	stat	p-val	stat	p-val	stat	p-val	stat	p-val
	poziom											
GBY10YMEMUM_ES	-1,97	0,05	-1,93	0,32	-2,11	0,54	-2,30	0,02	-1,98	0,29	-1,60	0,79
GBY10YMEMUM_ES_SA	-2,85	0,00	-2,51	0,11	-1,29	0,89	-2,00	0,04	-2,03	0,27	-2,04	0,58
GBY10YPLM_ES	-0,87	0,34	-1,31	0,62	-2,23	0,47	-0,87	0,34	-1,31	0,62	-2,23	0,47
log(IPEMUM_ES)	1,28	0,95	-0,79	0,82	-2,81	0,19	1,57	0,97	-0,55	0,88	-2,81	0,19
log(IPPLM_ES)	4,50	1,00	-0,60	0,87	-2,07	0,56	4,50	1,00	-0,60	0,87	-2,07	0,56
log(M1PEMUM_ECB)	1,84	0,98	-0,17	0,94	-2,60	0,28	1,84	0,98	-0,17	0,94	-2,60	0,28
log(M1PEMUM_ECB_SA)	5,83	1,00	1,12	1,00	-2,17	0,50	11,33	1,00	1,52	1,00	-2,28	0,44
log(M1PPLM_NBP)	2,15	0,99	0,78	0,99	-2,04	0,58	6,50	1,00	0,52	0,99	-1,51	0,82
log(M1PPLM_NBP_SA)	8,09	1,00	0,94	1,00	-0,99	0,94	8,09	1,00	0,94	1,00	-0,99	0,94
log(M2PEMUM_ECB)	1,70	0,98	2,76	1,00	1,14	1,00	1,70	0,98	2,76	1,00	1,14	1,00
log(M2PEMUM_ECB_SA)	2,81	1,00	4,35	1,00	1,91	1,00	14,24	1,00	4,35	1,00	1,91	1,00
log(M2PPLM_NBP)	1,89	0,99	-0,30	0,92	-1,90	0,65	5,01	1,00	-2,29	0,18	-2,88	0,17
log(M2PPLM_NBP_SA)	1,82	0,98	0,14	0,97	-2,02	0,58	10,60	1,00	-2,73	0,07	-2,89	0,17
MM3MEMUM_ES	-2,01	0,04	-2,23	0,20	-0,83	0,96	-1,49	0,13	-1,67	0,45	-0,89	0,95
MM3MPLM_ES	-1,65	0,09	-1,76	0,40	-3,31	0,07	-2,65	0,01	-1,92	0,32	-3,31	0,07
log(PCPIHEMUM_ES)	1,60	0,97	2,18	1,00	-1,36	0,87	1,27	0,95	2,08	1,00	-1,49	0,83

Tab. 2.1. (cd.)

log(PCPIHEMUM_ES_SA)	7,93	1,00	2,68	1,00	-1,12	0,92	7,93	1,00	3,11	1,00	-0,77	0,97
log(PCPIHPLM_ES)	1,10	0,93	-1,80	0,38	-2,35	0,40	1,10	0,93	-5,08	0,00	-2,35	0,40
log(PLNEURM_ES)	0,16	0,73	-3,98	0,00	-1,02	0,94	1,16	0,94	-3,98	0,00	-1,02	0,94
log(PPPIEMUM_ES)	2,08	0,99	2,90	1,00	-0,25	0,99	2,94	1,00	2,90	1,00	-0,25	0,99
log(PPPIEMUM_ES_SA)	2,39	1,00	1,99	1,00	-0,42	0,99	2,97	1,00	3,02	1,00	-0,19	0,99
log(PPPIPLM_ES)	1,23	0,94	-2,46	0,13	-2,28	0,44	4,24	1,00	-4,68	0,00	-2,88	0,17

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 2.2. Wyniki testu Dickeya-Fullera (dane miesięczne, przyrosty zmiennych)

Zmienna	Rozszerzony test Dickeya-Fullera											
	Akaike						Schwarz					
	bez stałej		stała		stała i trend		bez stałej		stała		stała i trend	
	stat	p-val	stat	p-val	stat	p-val	stat	p-val	stat	p-val	stat	p-val
	przyrost											
GBY10YMEMUM_ES	-6,03	0,00	-6,19	0,00	-6,31	0,00	-10,76	0,00	-10,93	0,00	-11,05	0,00
GBY10YMEMUM_ES_SA	-5,29	0,00	-5,72	0,00	-6,16	0,00	-5,74	0,00	-5,91	0,00	-6,06	0,00
GBY10YPLM_ES	-6,77	0,00	-6,76	0,00	-6,73	0,00	-6,77	0,00	-6,76	0,00	-6,73	0,00
log(IPEMUM_ES)	-4,71	0,00	-4,88	0,00	-4,85	0,00	-4,71	0,00	-6,36	0,00	-6,34	0,00
log(IPPLM_ES)	-6,40	0,00	-18,75	0,00	-18,70	0,00	-17,17	0,00	-18,75	0,00	-18,70	0,00
log(M1PEMUM_ECB)	-1,02	0,28	-1,71	0,42	-1,56	0,80	-1,02	0,28	-2,10	0,25	-1,97	0,62
log(M1PEMUM_ECB_SA)	-1,11	0,24	-6,75	0,00	-6,90	0,00	-2,08	0,04	-22,31	0,00	-22,49	0,00
log(M1PPLM_NBP)	-1,10	0,24	-2,36	0,15	-2,61	0,28	-1,10	0,24	-16,61	0,00	-16,60	0,00
log(M1PPLM_NBP_SA)	-1,25	0,19	-14,71	0,00	-14,76	0,00	-1,70	0,08	-14,71	0,00	-14,76	0,00
log(M2PEMUM_ECB)	-0,02	0,67	-1,50	0,53	-2,86	0,18	0,00	0,68	-1,50	0,53	-2,86	0,18
log(M2PEMUM_ECB_SA)	-0,77	0,38	-2,73	0,07	-21,33	0,00	-1,15	0,23	-20,19	0,00	-21,33	0,00
log(M2PPLM_NBP)	-1,41	0,15	-2,46	0,13	-1,65	0,77	-1,58	0,11	-6,76	0,00	-6,99	0,00
log(M2PPLM_NBP_SA)	-1,56	0,11	-2,37	0,15	-2,01	0,59	-1,56	0,11	-10,93	0,00	-11,20	0,00
MM3MEMUM_ES	-4,09	0,00	-4,23	0,00	-4,73	0,00	-5,51	0,00	-5,56	0,00	-5,74	0,00
MM3MPLM_ES	-3,14	0,00	-3,24	0,02	-3,29	0,07	-6,47	0,00	-9,20	0,00	-9,35	0,00
log(PCPIHEMUM_ES)	0,38	0,79	-1,02	0,74	-2,62	0,27	0,38	0,79	-1,02	0,74	-2,29	0,44
log(PCPIHEMUM_ES_SA)	-0,40	0,54	-10,16	0,00	-10,77	0,00	-0,94	0,31	-10,16	0,00	-10,77	0,00
log(PCPIHPLM_ES)	-2,34	0,02	-2,37	0,15	-1,92	0,64	-2,34	0,02	-2,37	0,15	-1,92	0,64
log(PLNEURM_ES)	-2,73	0,01	-4,48	0,00	-11,26	0,00	-10,25	0,00	-9,97	0,00	-11,26	0,00
log(PPPIEMUM_ES)	-3,93	0,00	-4,47	0,00	-9,18	0,00	-3,93	0,00	-8,21	0,00	-9,18	0,00
log(PPPIEMUM_ES_SA)	-2,91	0,00	-3,77	0,00	-4,62	0,00	-3,43	0,00	-5,29	0,00	-8,51	0,00
log(PPPIPLM_ES)	-2,16	0,03	-2,38	0,15	-5,98	0,00	-3,52	0,00	-8,14	0,00	-9,30	0,00

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 2.3. Wyniki testu KPSS (dane miesięczne, poziomy zmiennych)

Zmienna	Test KPSS			
	Newey-West		Andrews	
	stała	stała i trend	stała	stała i trend
	statystyka			
	poziom			
GBY10YMEMUM_ES	1,72	0,32	0,38	0,26
GBY10YMEMUM_ES_SA	1,72	0,32	0,38	0,32
GBY10YPLM_ES	0,88	0,18	0,45	0,16
log(IPEMUM_ES)	1,86	0,13	0,67	0,09
log(IPPLM_ES)	1,55	0,21	0,67	0,12
log(M1PEMUM_ECB)	1,96	0,40	0,49	0,37
log(M1PEMUM_ECB_SA)	1,96	0,40	2,50	0,15
log(M1PPLM_NBP)	1,37	0,30	1,35	0,14
log(M1PPLM_NBP_SA)	1,37	0,30	1,32	0,15
log(M2PEMUM_ECB)	1,95	0,44	0,72	0,35
log(M2PEMUM_ECB_SA)	1,96	0,43	0,88	0,36
log(M2PPLM_NBP)	1,43	0,22	0,56	0,14
log(M2PPLM_NBP_SA)	1,43	0,22	0,54	0,14
MM3MEMUM_ES	1,49	0,37	0,35	0,83
MM3MPLM_ES	1,46	0,14	0,38	0,27
log(PCPIHEMUM_ES)	1,50	0,32	0,87	0,15
log(PCPIHEMUM_ES_SA)	1,49	0,30	0,76	0,29
log(PCPIHPLM_ES)	1,34	0,34	0,38	0,15
log(PLNEURM_ES)	1,37	0,45	0,35	0,53
log(PPIEMUM_ES)	1,37	0,32	0,37	0,63
log(PPIEMUM_ES_SA)	1,37	0,32	0,37	0,65
log(PPIPLM_ES)	1,47	0,35	0,38	0,16
poziom istotności	wartości krytyczne			
1%	0,739	0,216	0,739	0,216
5%	0,463	0,146	0,463	0,146
10%	0,347	0,119	0,347	0,119

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 2.4. Wyniki testu KPSS (dane miesięczne, przyrosty zmiennych)

Zmienna	Test KPSS			
	Newey-West		Andrews	
	stała	stała i trend	stała	stała i trend
	statystyka			
	przyrost			
GBY10YMEMUM_ES	0,15	0,04	0,17	0,04
GBY10YMEMUM_ES_SA	0,17	0,04	0,20	0,04
GBY10YPLM_ES	0,11	0,12	0,11	0,11
log(IPEMUM_ES)	0,09	0,09	0,09	0,09
log(IPPLM_ES)	0,06	0,06	0,06	0,06
log(M1PEMUM_ECB)	0,07	0,04	0,04	0,02
log(M1PEMUM_ECB_SA)	0,23	0,11	0,21	0,10
log(M1PPLM_NBP)	0,24	0,10	0,22	0,05
log(M1PPLM_NBP_SA)	0,22	0,07	0,24	0,09
log(M2PEMUM_ECB)	0,05	0,02	0,05	0,02
log(M2PEMUM_ECB_SA)	0,73	0,24	0,86	0,27
log(M2PPLM_NBP)	0,52	0,37	0,70	0,47
log(M2PPLM_NBP_SA)	0,53	0,37	1,04	0,71
MM3MEMUM_ES	0,39	0,06	0,48	0,07
MM3MPLM_ES	0,15	0,05	0,20	0,06
log(PCPIHEMUM_ES)	0,36	0,50	0,25	0,02
log(PCPIHEMUM_ES_SA)	0,80	0,06	0,79	0,05
log(PCPIHPLM_ES)	1,18	0,27	1,20	0,26
log(PLNEURM_ES)	1,36	0,06	1,34	0,06
log(PPPIEMUM_ES)	0,70	0,06	0,80	0,08
log(PPPIEMUM_ES_SA)	0,69	0,06	0,77	0,07
log(PPPIPLM_ES)	1,09	0,16	1,14	0,16
poziom istotności	wartości krytyczne			
1%	0,739	0,216	0,739	0,216
5%	0,463	0,146	0,463	0,146
10%	0,347	0,119	0,347	0,119

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie wyników zawartych w tab. 2.1–tab. 2.4, w szczególności w oparciu o poziomy prawdopodobieństw testów (*p-val*), należy wnioskować, że poziomy zmienne są niestacjonarne $I(1)$, ich przyrosty zaś są stacjonarne, $I(0)$. Pewne wątpliwości mogą budzić wyniki testu ADF dla przyrostów kilku zmiennych, w tym inflacji CPI w strefie euro i w Polsce. Do tych wątpliwości nie dają jednak podstaw wyniki testu KPSS, z wyłączeniem inflacji CPI w Polsce. W związku z uwagą poczynioną w podrozdziale 2.3, dotyczącą zagadnienia stacjonarności inflacji, przyjęto, że poziomy wszystkich zmiennych miesięcznych, które będą zastosowane w analizie empirycznej, są $I(1)$.

W przypadku danych kwartalnych próby statystyczne dla zmiennych liczyły od 38 do 75 obserwacji. W tab. 2.5–tab. 2.8 pokazano wyniki testowania pierwiastków jednostkowych.

Tab. 2.5. Wyniki testu Dickeya-Fullera (dane kwartalne, poziomy zmiennych)

Zmienna	Rozszerzony test Dickeya-Fullera											
	Akaike						Schwarz					
	bez stałej		stała		stała i trend		bez stałej		stała		stała i trend	
	stat	p-val	stat	p-val	stat	p-val	stat	p-val	stat	p-val	stat	p-val
	poziom											
GBY10YMEMUQ_ES	-2,38	0,02	-2,02	0,28	-2,39	0,38	-1,79	0,07	-1,98	0,29	-2,39	0,38
GBY10YMEMUQ_ES_SA	-2,10	0,03	-1,79	0,38	-0,96	0,94	-2,79	0,01	-2,28	0,18	-2,47	0,34
GBY10YPLQ_ES	-2,17	0,03	-2,72	0,08	-2,44	0,35	-2,17	0,03	-0,99	0,75	-2,44	0,35
GBY10YPLQ_ES_SA	-1,79	0,07	-1,87	0,34	-1,36	0,85	-1,79	0,07	-1,87	0,34	-1,36	0,85
log(CGPLQ_ES)	6,13	1,00	3,06	1,00	0,47	1,00	6,13	1,00	2,17	1,00	-0,54	0,98
log(CGPLQ_ES_SA)	5,22	1,00	3,12	1,00	0,00	1,00	5,22	1,00	2,27	1,00	-0,47	0,98
log(M1PEMUQ_ECB)	1,16	0,94	-0,98	0,75	-2,74	0,23	3,59	1,00	-0,98	0,75	-2,74	0,23
log(M1PEMUQ_ECB_SA)	2,36	1,00	-0,69	0,84	-3,09	0,12	7,67	1,00	0,90	1,00	-2,72	0,23
log(M1PPLQ_NBP)	2,06	0,99	1,22	1,00	-1,18	0,90	2,06	0,99	1,22	1,00	-1,18	0,90
log(M1PPLQ_NBP_SA)	2,77	1,00	0,81	0,99	-1,11	0,91	2,60	1,00	0,81	0,99	-2,68	0,25
log(M2PEMUQ_ECB)	0,53	0,83	2,45	1,00	1,33	1,00	0,53	0,83	2,45	1,00	1,33	1,00
log(M2PEMUQ_ECB_SA)	0,04	0,69	4,40	1,00	2,57	1,00	12,22	1,00	2,82	1,00	0,22	1,00
log(M2PPLQ_NBP)	1,70	0,98	0,76	0,99	-2,72	0,23	1,94	0,99	-0,88	0,79	-4,36	0,01
log(M2PPLQ_NBP_SA)	1,56	0,97	0,72	0,99	-3,52	0,05	1,03	0,92	0,72	0,99	-3,47	0,06
MM3MEMUQ_ES	-1,99	0,05	-2,30	0,17	-1,01	0,94	-1,41	0,15	-1,67	0,44	-1,07	0,93
MM3MPLQ_ES	-2,43	0,02	-1,34	0,60	-3,81	0,02	-1,90	0,05	-1,86	0,35	-2,95	0,16

Tab. 2.5. (cd.)

log(PCPIHEMUQ_ES)	1,76	0,98	2,62	1,00	-1,50	0,82	0,79	0,88	1,95	1,00	-1,50	0,82
log(PCPIHEMUQ_ES_SA)	1,92	0,99	3,48	1,00	-1,67	0,75	14,70	1,00	3,48	1,00	-0,73	0,96
log(PCPIHPLQ_ES)	1,60	0,97	-2,16	0,22	-2,68	0,25	1,06	0,92	-4,12	0,00	-3,01	0,14
log(PCPIHPLQ_ES_SA)	1,56	0,97	-3,10	0,03	-2,95	0,16	1,56	0,97	-3,10	0,03	-2,95	0,16
log(PKBEMUQ_ES)	2,06	0,99	-1,89	0,33	-3,12	0,11	2,28	0,99	-1,30	0,62	-2,25	0,45
log(PKBEMUQ_ES_SA)	7,50	1,00	-0,75	0,82	-1,47	0,83	7,50	1,00	-0,75	0,82	-1,47	0,83
log(PKBPLQ_ES)	1,58	0,97	0,87	0,99	-2,17	0,49	2,96	1,00	0,33	0,98	-1,40	0,85
log(PKBPLQ_ES_SA)	6,42	1,00	-0,76	0,82	-2,48	0,34	6,42	1,00	-0,76	0,82	-2,48	0,34
log(PLNEURQ_ES)	-0,15	0,63	-2,95	0,04	-0,91	0,95	0,33	0,78	-4,65	0,00	-0,91	0,95
log(PPKBEMUQ_ES)	2,43	1,00	0,06	0,96	-2,62	0,28	1,84	0,98	1,64	1,00	-3,93	0,02
log(PPKBEMUQ_ES_SA)	11,33	1,00	1,50	1,00	-2,88	0,18	11,33	1,00	1,50	1,00	-0,77	0,96
log(PPKBPLQ_ES)	1,15	0,93	-3,56	0,01	-2,57	0,30	4,53	1,00	-3,56	0,01	-1,92	0,63
log(PPPIEMUQ_ES)	1,70	0,98	1,64	1,00	-0,58	0,98	1,70	0,98	1,64	1,00	-0,58	0,98
log(PPPIEMUQ_ES_SA)	2,36	0,99	2,63	1,00	0,09	1,00	1,66	0,98	2,63	1,00	-0,70	0,97
log(PPPIPLQ_ES)	0,94	0,90	-3,62	0,01	-3,78	0,03	2,32	0,99	-6,68	0,00	-3,28	0,08

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 2.6. Wyniki testu Dickeya-Fullera (dane kwartalne, przyrosty zmiennych)

Zmienna	Rozszerzony test Dickeya-Fullera											
	Akaike						Schwarz					
	bez stałej		stała		stała i trend		bez stałej		stała		stała i trend	
	stat	p-val	stat	p-val	stat	p-val	stat	p-val	stat	p-val	stat	p-val
	przyrost											
GBY10YMEMUQ_ES	-4,77	0,00	-5,14	0,00	-5,49	0,00	-4,78	0,00	-4,92	0,00	-5,05	0,00
GBY10YMEMUQ_ES_SA	-3,78	0,00	-4,10	0,00	-6,29	0,00	-4,47	0,00	-5,80	0,00	-6,29	0,00
GBY10YPLQ_ES	-4,93	0,00	-4,91	0,00	-2,62	0,27	-4,93	0,00	-4,91	0,00	-3,99	0,02
GBY10YPLQ_ES_SA	-2,67	0,01	-3,08	0,04	-3,27	0,09	-3,99	0,00	-3,98	0,00	-3,85	0,03
log(CGPLQ_ES)	-0,37	0,55	-14,53	0,00	-6,69	0,00	-0,37	0,55	-14,53	0,00	-15,38	0,00
log(CGPLQ_ES_SA)	-0,06	0,66	-8,18	0,00	-7,61	0,00	-0,06	0,66	-8,18	0,00	-8,93	0,00
log(M1PEMUQ_ECB)	-0,62	0,44	-1,37	0,59	-0,60	0,98	-0,62	0,44	-3,89	0,00	-0,60	0,98
log(M1PEMUQ_ECB_SA)	-0,73	0,40	-2,58	0,10	-0,87	0,95	-1,12	0,24	-8,74	0,00	-8,84	0,00
log(M1PPLQ_NBP)	-0,71	0,40	-2,08	0,25	-3,96	0,02	-0,71	0,40	-2,08	0,25	-3,96	0,02
log(M1PPLQ_NBP_SA)	-1,33	0,17	-2,91	0,05	-3,03	0,14	-1,33	0,17	-2,89	0,05	-3,03	0,14
log(M2PEMUQ_ECB)	0,97	0,91	-0,18	0,93	-1,90	0,64	0,97	0,91	-0,18	0,93	-4,55	0,00
log(M2PEMUQ_ECB_SA)	0,57	0,84	-0,53	0,88	-5,34	0,00	0,57	0,84	-10,25	0,00	-11,70	0,00
log(M2PPLQ_NBP)	-1,20	0,21	-2,07	0,26	-1,57	0,79	-1,35	0,16	-2,42	0,14	-1,83	0,68
log(M2PPLQ_NBP_SA)	-0,91	0,32	-1,88	0,34	-0,69	0,97	-0,91	0,32	-1,32	0,61	-0,69	0,97

Tab. 2.6. (cd.)

MM3MEMUQ_ES	-3,81	0,00	-3,94	0,00	-4,09	0,01	-4,76	0,00	-4,79	0,00	-4,98	0,00
MM3MPLQ_ES	-3,58	0,00	-4,67	0,00	-4,82	0,00	-3,70	0,00	-3,85	0,00	-3,94	0,02
log(PCPIHEMUQ_ES)	0,78	0,88	-0,47	0,89	-2,68	0,25	0,78	0,88	-0,47	0,89	-1,77	0,70
log(PCPIHEMUQ_ES_SA)	0,05	0,69	-1,74	0,40	-7,35	0,00	0,05	0,69	-5,87	0,00	-7,35	0,00
log(PCPIHPLQ_ES)	-3,32	0,00	-3,40	0,02	-2,23	0,46	-2,85	0,01	-2,12	0,24	-5,20	0,00
log(PCPIHPLQ_ES_SA)	-2,02	0,04	-2,09	0,25	-2,41	0,37	-2,58	0,01	-2,98	0,04	-3,29	0,08
log(PKBEMUQ_ES)	-0,62	0,44	-2,24	0,19	-2,52	0,32	-1,08	0,25	-2,60	0,10	-2,66	0,26
log(PKBEMUQ_ES_SA)	-1,52	0,12	-7,17	0,00	-7,15	0,00	-2,12	0,03	-7,17	0,00	-7,15	0,00
log(PKBPLQ_ES)	-1,37	0,16	-3,37	0,02	-3,34	0,07	-1,52	0,12	-3,37	0,02	-3,34	0,07
log(PKBPLQ_ES_SA)	-1,89	0,06	-8,77	0,00	-8,70	0,00	-1,89	0,06	-8,77	0,00	-8,70	0,00
log(PLNEURQ_ES)	-1,92	0,05	-2,05	0,27	-7,08	0,00	-3,56	0,00	-3,72	0,01	-7,08	0,00
log(PPKBEMUQ_ES)	0,95	0,91	-2,05	0,27	-1,56	0,79	0,95	0,91	-2,15	0,23	-3,01	0,14
log(PPKBEMUQ_ES_SA)	1,07	0,92	-2,97	0,04	-4,79	0,00	-1,61	0,10	-4,55	0,00	-4,79	0,00
log(PPKBPLQ_ES)	-3,23	0,00	-2,95	0,05	-1,49	0,82	-1,60	0,10	-2,57	0,11	-8,43	0,00
log(PPPIEMUQ_ES)	-2,10	0,04	-2,68	0,09	-3,59	0,04	-2,10	0,04	-2,68	0,09	-3,59	0,04
log(PPPIEMUQ_ES_SA)	-0,87	0,33	-3,30	0,02	-4,71	0,00	-1,92	0,05	-2,51	0,12	-4,71	0,00
log(PPPIPLQ_ES)	-1,90	0,06	-3,90	0,00	-3,11	0,11	-2,88	0,00	-3,90	0,00	-5,11	0,00

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 2.7. Wyniki testu KPSS (dane kwartalne, poziomy zmiennych)

Zmienna	Test KPSS			
	Newey-West		Andrews	
	stała	stała i trend	stała	stała i trend
	statystyka			
	poziom			
GBY10YMEMUQ_ES	1,04	0,22	0,37	0,18
GBY10YMEMUQ_ES_SA	1,04	0,22	0,37	0,18
GBY10YPLQ_ES	0,54	0,13	0,37	0,14
GBY10YPLQ_ES_SA	0,54	0,12	0,45	0,16
log(CGPLQ_ES)	1,00	0,32	0,41	0,34
log(CGPLQ_ES_SA)	0,88	0,24	0,47	0,23
log(M1PEMUQ_ECB)	1,16	0,28	0,79	0,31
log(M1PEMUQ_ECB_SA)	1,16	0,25	1,27	0,14
log(M1PPLQ_NBP)	0,90	0,19	1,72	0,14
log(M1PPLQ_NBP_SA)	0,90	0,19	1,60	0,17
log(M2PEMUQ_ECB)	1,17	0,31	1,22	0,33
log(M2PEMUQ_ECB_SA)	1,17	0,28	0,72	0,72

Tab. 2.7. (cd.)

log(M2PPLQ_NBP)	0,87	0,14	0,52	0,15
log(M2PPLQ_NBP_SA)	0,87	0,14	0,50	0,14
MM3MEMUQ_ES	0,90	0,24	0,35	1,59
MM3MPLQ_ES	0,84	0,12	0,36	0,17
log(PCPIHEMUQ_ES)	0,96	0,21	0,85	0,15
log(PCPIHEMUQ_ES_SA)	0,96	0,21	0,79	0,23
log(PCPIHPLQ_ES)	0,87	0,23	0,38	0,15
log(PCPIHPLQ_ES_SA)	0,87	0,23	0,38	0,15
log(PKBEMUQ_ES)	0,88	0,23	0,39	0,22
log(PKBEMUQ_ES_SA)	0,88	0,15	1,01	0,14
log(PKBPLQ_ES)	1,01	0,11	0,51	0,14
log(PKBPLQ_ES_SA)	0,89	0,13	0,80	0,09
log(PLNEURQ_ES)	0,81	0,27	0,34	0,41
log(PPKBEMUQ_ES)	0,89	0,19	0,90	0,17
log(PPKBEMUQ_ES_SA)	0,89	0,20	1,18	0,35
log(PPKBPLQ_ES)	0,81	0,23	0,38	0,16
log(PPPIEMUQ_ES)	0,79	0,23	0,37	0,86
log(PPPIEMUQ_ES_SA)	0,78	0,22	0,37	1,27
log(PPPIPLQ_ES)	0,84	0,24	0,38	0,15
poziom istotności	wartości krytyczne			
1%	0,739	0,216	0,739	0,216
5%	0,463	0,146	0,463	0,146
10%	0,347	0,119	0,347	0,119

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 2.8. Wyniki testu KPSS (dane kwartalne, przyrosty zmiennych)

Zmienna	Test KPSS			
	Newey-West		Andrews	
	stała	stała i trend	stała	stała i trend
	statystyka			
	przyrost			
GBY10YMEMUQ_ES	0,19	0,04	0,22	0,05
GBY10YMEMUQ_ES_SA	0,19	0,04	0,24	0,05
GBY10YPLQ_ES	0,11	0,11	0,12	0,12
GBY10YPLQ_ES_SA	0,10	0,10	0,10	0,10

Tab. 2.8. (cd.)

log(CGPLQ_ES)	0,13	0,13	0,08	0,08
log(CGPLQ_ES_SA)	0,21	0,18	0,14	0,12
log(M1PEMUQ_ECB)	0,24	0,13	0,92	0,56
log(M1PEMUQ_ECB_SA)	0,38	0,14	0,39	0,14
log(M1PPLQ_NBP)	0,17	0,07	0,17	0,06
log(M1PPLQ_NBP_SA)	0,17	0,07	0,25	0,10
log(M2PEMUQ_ECB)	0,33	0,08	0,33	0,08
log(M2PEMUQ_ECB_SA)	1,02	0,16	1,03	0,15
log(M2PPLQ_NBP)	0,27	0,23	0,41	0,31
log(M2PPLQ_NBP_SA)	0,29	0,21	0,32	0,24
MM3MEMUQ_ES	0,35	0,05	0,36	0,06
MM3MPLQ_ES	0,15	0,04	0,17	0,05
log(PCPIHEMUQ_ES)	0,43	0,27	0,65	0,05
log(PCPIHEMUQ_ES_SA)	0,56	0,06	0,88	0,07
log(PCPIHPLQ_ES)	0,68	0,23	0,65	0,23
log(PCPIHPLQ_ES_SA)	0,70	0,20	0,45	0,17
log(PKBEMUQ_ES)	0,33	0,16	0,53	0,38
log(PKBEMUQ_ES_SA)	0,12	0,08	0,13	0,08
log(PKBPLQ_ES)	0,32	0,23	0,12	0,09
log(PKBPLQ_ES_SA)	0,19	0,18	0,22	0,20
log(PLNEURQ_ES)	0,86	0,06	0,90	0,06
log(PPKBEMUQ_ES)	0,13	0,10	0,08	0,06
log(PPKBEMUQ_ES_SA)	0,19	0,06	0,19	0,06
log(PPKBPLQ_ES)	0,56	0,13	0,92	0,14
log(PPPIEMUQ_ES)	0,56	0,06	0,52	0,07
log(PPPIEMUQ_ES_SA)	0,56	0,06	0,51	0,07
log(PPPIPLQ_ES)	0,78	0,17	0,66	0,15
poziom istotności	wartości krytyczne			
1%	0,739	0,216	0,739	0,216
5%	0,463	0,146	0,463	0,146
10%	0,347	0,119	0,347	0,119

Źródło: opracowanie własne.

Wnioskując na podstawie poziomów prawdopodobieństw zawartych w tab. 2.5–tab. 2.8 dla przypadków ze stałą oraz stałą i trendem, podobnie jak dla danych miesięcznych, należy przyjąć, że wszystkie zmienne są zintegrowane w stopniu pierwszym, $I(1)$. Trzeba jednak się liczyć z tym, że niektóre zmienne, np. inflacja w Polsce, mogą być stacjonarne wokół trendu deterministycznego.

W związku z powyższymi wynikami dla danych miesięcznych i kwartalnych można zastosować wariant metody Johansena, opisany w podrozdziale 2.3.

W odniesieniu do weryfikacji empirycznej, przedstawionej w następnych rozdziałach, należy poczynić następujące uwagi ogólne. Po pierwsze, modele względem poziomów zmiennych zostały oszacowane w postaci potęgowej za pomocą metody MNK, stąd oceny parametrów mają interpretację stałych w czasie elastyczności. Modele względem temp wzrostu zmiennych mają postać liniową, przy czym tempa wzrostu są aproksymowane za pomocą pierwszej różnicy logarytmów naturalnych zmiennych, stąd oceny parametrów można w przybliżeniu interpretować jako elastyczności (Wdowiński, Zglińska-Pietrzak i Tomasiak 1997). Estymacja parametrów poszczególnych modeli została przeprowadzona w oparciu o aplikację przedstawioną w podrozdziale 2.4. Po drugie, do badania kointegracji wykorzystano metodę Johansena, opisaną w podrozdziale 2.3.

Przyjęto ponadto próby statystyczne o zmiennej liczebności w zależności od dostępności danych dla poszczególnych zmiennych. Liczba obserwacji („obs”) wskazana w tablicach i przy omawianiu wyników estymacji parametrów modeli oznacza „efektywną” liczbę obserwacji, tj. po skorygowaniu o maksymalny rząd opóźnienia regresorów (zgodnie z algorytmem opisanym w podrozdziale 2.4). W tablicach z wynikami estymacji (por. np. tab. 3.4) wyrażenie „egzo” z odpowiednim numerem oznacza kolejne zmienne objaśniające. Własne szacunki parametrów modeli w rozdziałach 3, 5 i 7 zostały wykonane w pakiecie *Econometric Views 5.1*. W rozdziale 8 w celach symulacyjnych wykorzystano pakiet *Mathematica 2.2*.

W rozdziale 3 zostanie zaprezentowana analiza parytetu siły nabywczej, zarówno w ujęciu teoretycznym, jak i empirycznym dla kursu euro zgodnie z przedstawionymi powyżej założeniami. W analizie empirycznej tego kursu zostaną wykorzystane miesięczne i kwartalne szeregi statystyczne, które wcześniej zostały poddane analizie stopnia zintegrowania.

3

Teoria parytetu siły nabywczej

3.1. Wprowadzenie

Teoria parytetu siły nabywczej (*purchasing power parity*, PPP) jest jedną z najbardziej znanych teorii kursów walutowych. Stanowi ona powiązanie nominalnego kursu walutowego z cenami krajowymi i zagranicznymi. Formalne podejście do teorii PPP sięga początku XX w. Podstawy tej teorii zostały sformułowane przez Cassela (1916, 1918, 1928).

Kurs walutowy według teorii PPP, inaczej kurs parytetowy, stanowi często pierwszy punkt odniesienia przy określaniu nad- lub podwartościowości waluty. Relacja PPP jest ponadto jednym z ogniw wielu bardziej zaawansowanych teorii kursów walutowych.

Przez wiele lat teoretyczny kurs parytetowy był utożsamiany z kursem równowagi. W latach sześćdziesiątych XX w. powstały fundamentalne prace, które na nowo podjęły analizę teorii PPP, natomiast w latach osiemdziesiątych nasiliła się jej krytyka jako teorii odległej od zależności występujących we współczesnej gospodarce (Frenkel 1981a).

Szczególne znaczenie w weryfikacji teorii PPP miało sformułowanie współczesnych metod analizy statystycznej i ekonometrycznej – teoria procesów stochastycznych, kointegracja i zaawansowane metody analizy danych przekrojowo-czasowych (panelowych). Nowoczesne, wielostronne spojrzenie na teorię PPP, określające jej wady i zalety,

doprowadziło do sformułowania przez Rogoffa (1996) „zagadki PPP” (*PPP puzzle*).

W związku z występowaniem wielu płaszczyzn teorii PPP, w następnych podrozdziałach zostanie przedstawiona teoria klasyczna i poszczególne, najbardziej istotne ogniwa „zagadki PPP” oraz przegląd badań empirycznych z uwzględnieniem najnowszych badań w oparciu o analizę kointegracji.

3.2. PPP: podstawy teoretyczne

Teoria PPP stanowi jedną z najstarszych i często empirycznie weryfikowanych teorii kursów walutowych. Jej krytyka jest również bardzo bogata¹. Źródłem teorii jest prawo jednej ceny (*law of one price*, LOP), które stanowi, że dla dowolnego dobra i zachodzi relacja:

$$P_{it} = \bar{S}_t P_{it}^*, \quad (3.1)$$

gdzie: P_{it} – cena krajowa dobra i , P_{it}^* – cena zagraniczna dobra i , natomiast $\bar{S}_t$ – kurs walutowy równowagi, stanowiący krajową cenę waluty zagranicznej oraz t to indeks czasu. Takie sformułowanie zasady parytetu wynika z arbitrażu, zgodnie z którym przy pominięciu kosztów transportu, ceł i innych barier handlu, ceny towarów wymienianych w obrocie zagranicznym po skorygowaniu o kurs walutowy powinny być sobie równe.

Prawo jednej ceny można uogólnić na poziomie zagregowanym. Jeśli przyjmie się, że w gospodarce krajowej i zagranicznej wytwarza się n homogenicznych dóbr oraz udział każdego dobra w zagregowanej produkcji wynosi ω_i , to indeks cen można wyrazić w następujący sposób:

$$P_t = \sum_{i=1}^n \omega_i P_{it}. \quad (3.2)$$

¹ Por. np. Dornbusch (1987). W pracach Wdowińskiego (2005b, c) można znaleźć dyskusję nt. parytetu PPP wraz z przeglądem literatury i wynikami empirycznymi dla Polski.

Podobną zależność formułuje się dla gospodarki zagranicznej. Ponadto zakłada się, że:

$$\sum_{i=1}^n \omega_i = 1, \quad (3.3)$$

przy czym wagi są identyczne w obu krajach. Jeśli prawo jednej ceny obowiązuje dla wszystkich dóbr, to obowiązuje również dla ich koszyka. Należy zauważyć, że odstępstwa od tej zależności w przypadku pojedynczych dóbr nie muszą oznaczać odstępstw dla całego koszyka, gdyż efekt ten może zanikać wskutek operacji agregowania i ważenia. Korzystając z (3.1), można otrzymać warunek dla absolutnego parytetu PPP:

$$\bar{S}_t = \frac{P_t}{P_t^*}. \quad (3.4)$$

Wygodnie jest zapisać warunek (3.4) w postaci log liniowej:

$$\bar{s}_t = p_t - p_t^*. \quad (3.5)$$

Z (3.5) można otrzymać warunek dla realnego kursu walutowego:

$$q_t \equiv \bar{s}_t - p_t + p_t^*. \quad (3.6)$$

W warunkach występowania PPP logarytm realnego kursu walutowego jest równy zeru.

Rachunek komplikuje się, jeśli pod uwagę weźmie się tzw. parytet efektywny, czyli kolejny poziom agregacji. Wówczas, podobnie jak w przypadku nominalnych i realnych kursów efektywnych, należy odnieść ważoną sumę cen koszyków konsumpcji innych krajów, istotnych z punktu widzenia celu badania, do przeciętnej ceny koszyka dóbr, np. w Polsce. Wagi zwykle odzwierciedlają strukturę handlu zagranicznego. Efektywny kurs parytetowy można zapisać w następujący sposób²:

² Należy zwrócić uwagę na to, że w tym wypadku S_t oznacza kurs efektywny wprowadzony w rozdziale 1.

$$\bar{S}_t = \frac{\sum_{i=1}^n \omega_i P_{it}^*}{P_t}, \quad (3.7)$$

co oznacza efektywną cenę ważonej konsumpcji poszczególnych krajów względem konsumpcji w Polsce. W dalszej części rozdziału pod uwagę weźmiemy parytet dla kursów dwustronnych, tj. między dwiema gospodarkami.

Założenia teorii PPP są bardzo restrykcyjne i w konsekwencji trudne do spełnienia w praktyce. Po pierwsze, rzadko występują homogeniczne dobra, wytwarzane w kraju i za granicą, które można by uznać za doskonale substytuty. Po drugie, zwykle wagi ω różnią się, niekiedy znacznie, pomiędzy krajami. Po trzecie, handel nie odbywa się w warunkach pozbawionych kosztów transportu i innych barier. Jeśli przyjąć, że koszty transportu i inne bariery handlu są stałe, to można sformułować warunek parytetu w inny sposób:

$$\bar{s}_t = \kappa + p_t - p_t^*, \quad (3.8)$$

gdzie: κ – koszty transportu. Przekształcenie wyrażenia (3.8) pozwala na otrzymanie warunku, przy którym mogą zachodzić odchylenia kursu nominalnego od PPP:

$$-\kappa \leq q_t \leq \kappa. \quad (3.9)$$

Wyrażenie warunku (3.5) względem pierwszych różnic prowadzi do sformułowania zasady parytetu w formie względnej. Niech $\Delta \bar{s}_t \equiv \bar{s}_t - \bar{s}_{t-1}$, $\Delta p_t \equiv p_t - p_{t-1}$ i $\Delta p_t^* \equiv p_t^* - p_{t-1}^*$. Można wówczas zapisać:

$$\Delta \bar{s}_t = \Delta p_t - \Delta p_t^*. \quad (3.10)$$

Warunek (3.10) stanowi, że poziom deprecjacji waluty krajowej jest równy różnicy stóp inflacji w kraju i za granicą.

Podstawowym zagadnieniem w analizie PPP jest wybór wskaźników cen³ P_t i P_t^* . Wybór ten oczywiście zależy od celu badania. Towarzyszy mu interpretacja kursu realnego. Jeśli za deflator cen przyjmie się indeks kosztów utrzymania (przy założeniu podobieństwa w strukturze spożycia), to kurs realny będzie wyrazem siły nabywczej pieniądza krajowego w stosunku do pieniądza zagranicznego w przeliczeniu na jednostkę spożycia koszyka dóbr konsumpcyjnych. Zastosowane deflatory mogą mieć albo strukturę agregatu⁴, albo mogą to być ceny poszczególnych towarów. Jest to o tyle istotne, że w przypadku agregatów (indeksów) cen wyniki są często obciążone, np. ze względu na istotne różnice w strukturze spożycia, jak również na skalę obrotów towarów handlowych (*tradables*) w stosunku do towarów niehandlowych (*non-tradables*). Jednym z założeń teorii PPP jest również takie, że wszystkie towary podlegają obrotowi w handlu zagranicznym, tj. są handlowe. Ponieważ niektóre z nich mają postać niehandlowych towarów i usług, to kurs realny oparty na takich agregatach cenowych nie stanowi dobrego miernika siły nabywczej pieniądza krajowego. Można podjąć próbę skonstruowania indeksu cen, który obejmowałby wyłącznie towary handlowe, lecz jest to zadanie trudne.

Można wskazać w literaturze na dwa nurty dotyczące wyboru wskaźników cen. Pierwszy nurt skupia się wyłącznie na dobrach handlowych, drugi zaś na dobrach handlowych i niehandlowych. W pierwszym przypadku istotą jest arbitraż na rynku międzynarodowym, w drugim zaś wewnętrzna struktura cen i ich reakcja na bodźce monetarne. Jeśli bowiem zmiany cen są indukowane przez bodźce monetarne, nie zaś te o charakterze realnym, to wzrost podaży pieniądza prowadzi do proporcjonalnego wzrostu cen, zarówno towarów handlowych, jak i niehandlowych. Wówczas wybór wskaźnika cen jest w zasadzie

³ Por. Maeso-Fernández (1998) w odniesieniu do różnych aspektów terminologii stosowanej przy definiowaniu absolutnego i relatywnego parytetu PPP w powiązaniu z poziomem cen i indeksami cen.

⁴ Mogą to być deflatory PKB, eksportu, importu, cen towarów i usług konsumpcyjnych, cen produkcji przemysłowej itp.

dowolny. Jeśli jednak ceny są efektem zaburzeń podażowych po realnej stronie gospodarki, to relacje cen ulegają znacznym wahaniom i wówczas wybór indeksu cen w analizie PPP staje się kluczowy. W skrajnym przypadku można przyjąć stawki płac jako wskaźniki cen.

Aby pokazać znaczenie wewnętrznej struktury cen, przyjmijmy za Frenkelem (1981a), że indeksy cen krajowych P_D i zagranicznych P_F są potęgową funkcją typu Cobba-Douglasa cen towarów handlowych $P_{D,T}$ i $P_{F,T}$ oraz niehandlowych $P_{D,N}$ i $P_{F,N}$. Mamy zatem:

$$P_D = P_{D,N}^{\alpha_D} P_{D,T}^{1-\alpha_D}, \quad (3.11)$$

$$P_F = P_{F,N}^{\alpha_F} P_{F,T}^{1-\alpha_F}, \quad (3.12)$$

gdzie α_D i α_F oznaczają odpowiednio udział krajowych i zagranicznych wydatków na towary niehandlowe. Zatem względną cenę krajowych i zagranicznych towarów handlowych można zapisać jako:

$$\frac{P_{D,T}}{P_{F,T}} = \frac{\left(\frac{P_{D,T}}{P_{D,N}}\right)^{\alpha_D}}{\left(\frac{P_{F,T}}{P_{F,N}}\right)^{\alpha_F}} \cdot \frac{P_D}{P_F}. \quad (3.13)$$

Jeśli PPP odnosi się wyłącznie do towarów handlowych, na mocy (3.4), (3.11), (3.12) i (3.13), to:

$$\ln S = \alpha_D \ln \left(\frac{P_{D,T}}{P_{D,N}} \right) - \alpha_F \ln \left(\frac{P_{F,T}}{P_{F,N}} \right) + \ln \left(\frac{P_D}{P_F} \right). \quad (3.14)$$

Przyjmując ekonometryczną wersję równania (3.14) oraz zakładając, że $\alpha_D = \alpha_F \equiv \beta$, otrzymuje się wersję uproszczoną:

$$\ln S_t = \alpha + \beta \ln \left(\frac{\frac{P_{D,T}}{P_{D,N}}}{\frac{P_{F,T}}{P_{F,N}}} \right)_t + \ln \left(\frac{P_D}{P_F} \right)_t + u_t, \quad (3.15)$$

gdzie u_t oznacza składnik losowy, $u_t \sim N(0, \sigma_u^2)$. Widać wyraźnie, że jeśli wewnętrzna struktura cen towarów handlowych względem nie-handlowych jest stała, to jej pominięcie wpłynie jedynie na oszacowanie wyrazu wolnego. W przypadku istotnej zmienności tej struktury, jej pominięcie prowadzi już do błędów specyfikacji.

Odmienne zdania niż Krugman (1978), Roll (1979), Frenkel (1981a), Cumby i Obstfeld (1982) na temat niespełnienia PPP w latach siedemdziesiątych XX w. są Davutyan i Pippenger (1985). Według nich, oszacowania parametru β w równaniu (3.15) mogą być obciążone w kierunku zera w warunkach zmniejszania się wagi zaburzeń o podłożu monetarnym i nie stanowi to argumentu przeciw PPP. Davutyan i Pippenger pokazali, że zaburzenia po stronie gospodarki realnej, które dominują nad zaburzeniami monetarnymi, powodują spadek wartości parametru β i współczynnika R^2 .

Przyjmijmy za autorami, że wariancja σ_P^2 relacji cen (P/P^*) pochodzi z dwóch niezależnych źródeł. Mamy zatem:

$$\sigma_P^2 = \sigma_M^2 + \sigma_R^2. \quad (3.16)$$

Wariancja σ_M^2 , z którą utożsamia się zmiany polityki monetarnej, nie powoduje zmian w wewnętrznej relacji cen krajowych. Z kolei wariancja σ_R^2 oznacza zmiany podażowe, mające wpływ na zmiany relacji cen, które nie pozostają w systematycznym związku ze zmianami kursu walutowego. W tych warunkach ocena parametru β metodą MNK jest następująca:

$$p \lim \beta = \frac{1}{1 + \frac{\sigma_R^2}{\sigma_M^2}}. \quad (3.17)$$

Jeśli zatem zaburzenia monetarne są silniejsze niż zaburzenia realne, to ocena parametru β dąży do jedności. Jednak w sytuacji większej koordynacji polityki monetarnej, nawet przy niezmiennych bodźcach realnych, ocena parametru spada. W tym właśnie Davutyan i Pippenger upatrują trudności w znalezieniu nieobciążonych ocen parametru kierunkowego równania (3.15), pozwalających na poprawne wnioskowanie o potencjalnych odchyleniach kursu walutowego od parytetu PPP. Ich zdaniem nie można mówić o odrzuceniu hipotezy PPP w latach siedemdziesiątych.

Rozwinięcie teorii PPP w warunkach nierównowagi na rynku towarowym zaproponował Dornbusch (1976a). Model Dornbuscha, o którym szerzej jest mowa w rozdziale 5, opiera się na założeniu „niezabezpieczonego” parytetu stóp procentowych (*uncovered interest rate parity*, UIP). W tym modelu procesy dostosowawcze na rynku towarów i aktywów finansowych zachodzą z różną prędkością. Równowaga na rynkach kapitałowych przywracana jest szybciej w stosunku do rynku towarów. Stąd dynamika kursu walutowego jest m.in. funkcją prędkości powrotu do stanu równowagi w wyniku impulsu wytrącającego gospodarkę ze stanu spoczynku. Kurs walutowy, w rozumieniu omawianego modelu, stanowi podstawowy element transmisji polityki monetarnej na całkowity popyt na produkcję krajową. Po pierwsze, w krótkim okresie ekspansja monetarna przynosi natychmiastową deprecjację waluty krajowej, co w głównej mierze składa się na fluktuacje nominalnego i realnego kursu walutowego. Po drugie, w procesie dostosowawczym kurs walutowy może ulegać spadkowi przy rosnącym ogólnym poziomie cen, co stanowi argument przeciw teorii parytetu PPP. Po trzecie, zmiany kursu walutowego mają bezpośredni wpływ na krajową inflację. Efekt polityki pieniężnej może być w tym rozumieniu dwojaki i jest on funkcją założeń względem całkowitej produkcji. Jeśli

przyjmie się warunki pełnego zatrudnienia, czyli stałość poziomu produkcji, to ekspansja monetarna przynosi w krótkim okresie obniżkę stóp procentowych i nadmierną deprecjację waluty krajowej, czyli tzw. „przestrzelenie” (*overshooting*) kursu nominalnego i realnego. Jeśli z kolei poziom produkcji odpowiada na zmiany popytu w krótkim okresie, co oznacza, że podaż jest elastyczna względem popytu, to kurs walutowy nie musi ulec nadmiernej deprecjacji a stopy procentowe mogą pozostać na niezmiennym poziomie. Jednak warunki, w których kurs nie reaguje nadmiernie w tym drugim przypadku, są raczej trudne do spełnienia. Jak pokazał Gärtner (1993), sytuacja taka jest możliwa wówczas, gdy krzywa równowagi rynku pieniężnego jest pionowa.

Dalsze rozwinięcie teorii PPP, tym razem w warunkach równowagi na rynku towarowym i pieniężnym, zaproponował Stockman (1980). Wśród podstawowych założeń tego modelu jest zmienność indeksu cen warunków handlu (*terms of trade*). Zdaniem niektórych ekonomistów, indeks ten stanowi główną przyczynę zmian zachodzących na rynkach wymiany zagranicznej (Keynes 1930, Haberler 1949, Friedman i Schwartz 1963, Krueger 1969, Dornbusch i Krugman 1976, Isard 1977, Kravis i Lipsey 1978). Stockman pokazał, że w warunkach równowagi na rynku towarowym i pieniężnym również, podobnie jak w modelu Dornbuscha, mogą zachodzić odchylenia kursu nominalnego od parytetu PPP, gdyż zmiany kursu walutowego mogą mieć też podłoże realne, związane z podażą i popytem na krajowe i zagraniczne towary i usługi. W modelu równowagi dopuszcza się odchylenia kursu walutowego od parytetu PPP również w warunkach elastycznych cen prowadzących do zachowania stanu równowagi.

Jeśli ceny towarów są sztywne w krótkim okresie, bądź władze monetarne przeprowadzają interwencje lub też następuje zmiana różnicy stóp procentowych, to możliwe są odchylenia kursu od parytetu PPP w krótkim okresie (Officer 1976). Wówczas kurs PPP traktuje się jako kurs równowagi, do którego zmierza bieżący kurs nominalny. Można zatem rozluźnić warunek o stałości realnego kursu walutowego i określić ścieżkę powrotu do stanu równowagi. Miarą odległości kursu

nominalnego od parytetu jest okres „półtrwania” (*half-life*, H-L) odchylenia od PPP.

Niech odchylenie realnego kursu walutowego q od jego stanu długookresowego $\bar{q}$, stałego w warunkach PPP, podlega procesowi autoregresji pierwszego rzędu, $AR(1)$ (Rossi 2005):

$$q_t - \bar{q} = \phi_0 + \phi_1(q_{t-1} - \bar{q}) + \varepsilon_t, \quad 0 < \phi_1 < 1, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2). \quad (3.18)$$

Po upływie czasu h odchylenie procentowe od stanu równowagi $\bar{q}$ jest równe ϕ_1^h . W ten sposób dopuszcza się możliwość występowania krótkookresowych odchylen kursu bieżącego od długookresowego parytetu i wówczas $q_t \neq \bar{q}$. Czas h , potrzebny do wygaśnięcia zakłócenia o połowę, można wyznaczyć przyjmując $\phi_1^h = \frac{1}{2}$. Wówczas mamy:

$$h = \frac{\ln(0,5)}{\ln(\phi_1)}. \quad (3.19)$$

Należy podkreślić, że współczynnik (3.19) stanowi miarę najprostszą, opartą na procesie $AR(1)$. W literaturze można znaleźć bardziej zaawansowane podejścia oparte na procesie $AR(p)$ (Andrews i Chen 1994, Mark 2001).

Okresy H-L zwykle zawierają się w przedziale 3–5 lat (Rogoff 1996, por. również Kowalski 2006). Znaczne odchylenia kursu nominalnego od PPP, których nie można opisać za pomocą tradycyjnych modeli, Rogoff (1996) nazwał „zagadką PPP”.

Tradycyjne spojrzenie na PPP, według idei Cassela, pozwala sądzić, że kurs walutowy osiąga stan równowagi w parytecie PPP. Nie jest to jedyne spojrzenie na parytet PPP. Roll (1979) zaproponował alternatywne podejście – PPP rynku efektywnego (*efficient market PPP*) – które sprowadza realny kurs walutowy do procesu ścieżki losowej. W tym podejściu przyjmuje się, że arbitraż zachodzi na rynku kapitałowym, zamiast w handlu zagranicznym, jak w teorii tradycyjnej. Przyjmuje się warunki doskonałej mobilności kapitału, w konse-

kwencji spełnione są założenia „niezabezpieczonego” parytetu stóp procentowych UIP, o którym szerzej w rozdziale 4. Parytet UIP można opisać wzorem:

$$E_t(\Delta s_{t+k}) = i_t - i_t^*, \quad (3.20)$$

gdzie: Δs_{t+k} – k -okresowa zmiana (tempo wzrostu) nominalnego kursu walutowego, i – nominalna krajowa stopa procentowa, i^* – nominalna zagraniczna stopa procentowa, E – operator oczekiwań.

Korzystając z warunku Fishera dla realnej stopy procentowej r w odniesieniu do gospodarki krajowej i zagranicznej, można wyznaczyć różnicę nominalnych stóp procentowych. Po podstawieniu tej różnicy do (3.20) i uporządkowaniu wyrazów otrzymuje się wyrażenie (MacDonald 2007):

$$E_t(\Delta q_{t+k}) = E_t(r_{t,t+k}) - E_t(r_{t,t+k}^*), \quad (3.21)$$

gdzie: Δq_{t+k} – k -okresowa zmiana (tempo wzrostu) realnego kursu walutowego.

Przyjmując, że oczekiwania w (3.21) są formułowane racjonalnie oraz względna różnica oczekiwanych stóp procentowych r i r^* jest stała, otrzymuje się:

$$q_t = q_{t-1} + \phi_0 + \varepsilon_t, \quad (3.22)$$

gdzie: q_t – realny kurs walutowy, ϕ_0 – wyraz wolny, ε_t – składnik losowy, $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Wyrażenie (3.22) opisuje proces ścieżki losowej z przesunięciem (dryfem). Jest to proces niestacjonarny, $I(1)$. W związku z takim podejściem do PPP można spotkać się ze stwierdzeniem, że realne kursy walutowe są niestacjonarne, a co za tym idzie, odchylenia kursu od parytetu są trwałe. Wówczas PPP nie zachodzi nawet w długim okresie.

Z przedstawionych rozważań wynika, że teoria PPP stanowi ortodoksyjne spojrzenie na związek kursów walutowych i cen. Spełnienie

założeń tej teorii wymaga zaistnienia określonych warunków. Należy do nich zaliczyć (Frenkel 1981a): (1) stabilność wewnętrznej struktury cen krajowych, których zmiany są indukowane głównie poprzez bodźce monetarne, (2) brak znaczących zmian w celnych i pozacelnych barierach handlu, (3) stabilność rynków finansowych. Spełnienie wymienionych założeń może oznaczać zaistnienie parytetu PPP nawet w krótkim okresie. Patrząc jednak na cechy kursów walutowych oraz cen towarów i usług, można powiedzieć, że kursy walutowe – jako względna cena dwóch aktywów – zachowują się również podobnie jak ceny instrumentów finansowych i w związku z tym ich kształtowanie się ma silny związek z oczekiwaniami. Oczekiwania zaś mogą podlegać silnym wahaniom w zależności od rodzaju informacji napływających z rynków (Mussa 1976, 1979, Dornbusch 1978, Frenkel i Mussa 1980, Frenkel 1981b).

Literatura przedmiotu badań teoretycznych i empirycznych nad teorią PPP jest bardzo obszerna. W następnym podrozdziale znajduje się przegląd wybranych badań empirycznych.

3.3. Przegląd badań empirycznych

Doświadczenia wyniesione z okresu płynnych kursów walutowych lat dwudziestych XX w. stanowiły bogate źródło wiedzy na temat efektywności tego systemu i dały początek wyraźnego zainteresowania teorią PPP (Taussig 1927). Po II wojnie światowej krytykę PPP przedstawił Haberler (1945). Zwracał uwagę na to, że rozbieżności w interpretacji empirycznego parytetu PPP wynikają z przyjęcia w rachunku różnych indeksów cen, z których każdy obejmuje różną liczbę towarów będących przedmiotem międzynarodowego obrotu handlowego. Haberler sugerował ponadto, że zachodzące zmiany strukturalne mogą w znacznym stopniu wpływać na bilans handlowy i proponował dezagregację zbioru towarów na handlowe i niehandlowe.

Wczesny przegląd badań nad PPP można znaleźć w pracy Haberlera (1961). Późniejszymi badaniami zajmowali się: Officer (1976), Isard (1977), Kravis i Lipsey (1978), Krugman (1978), Frenkel (1980,

1981a), Hakkio (1984), Giovanetti (1992), Breuer (1994), Froot i Rogoff (1994). Empiryczną weryfikację parytetu siły nabywczej dla Polski można znaleźć w pracach takich autorów, jak: Syczewska (1999, 2007), Kujawski i Strzała (2002), Bruzda (2004), Kelm (2004), Wdowiński (2005b, c), Krauze (2006).

Hipotezę PPP można weryfikować w dwóch płaszczyznach, tj. w odniesieniu do prawa jednej ceny (LOP) i zagregowanego parytetu PPP, w formie absolutnej lub względnej. Bardzo istotnym elementem weryfikacji empirycznej jest zastosowana metoda estymacji parametrów modeli. Rozwój nowoczesnych metod analizy niestacjonarnych szeregów czasowych umożliwił szerokie podejście do testowania PPP i uzyskiwania nowych wniosków.

Pierwsze próby weryfikacji LOP były podejmowane z wykorzystaniem tradycyjnego aparatu ekonometrycznego. Jedną z pierwszych, znaczących prac jest praca Isarda (1977), w której podjęto próbę weryfikacji LOP dla danych zdezagregowanych. Isard nie znalazł potwierdzenia dla występowania LOP wśród towarów według klasyfikacji SITC na poziomie 2- do 5-cyfrowym w handlu między USA a Niemcami oraz na poziomie 7-cyfrowym w handlu między USA a Kanadą, Niemcami i Japonią. Kravis i Lipsey (1978) przeprowadzili podobne badanie, stosując jeszcze głębszą dezagregację. Tak jak Isard, Kravis i Lipsey nie znaleźli przesłanek empirycznych dla występowania LOP. Podobne rezultaty uzyskał Giovannini (1988), który badał LOP w odniesieniu do handlu między Japonią a USA na wysokim poziomie dezagregacji. We wszystkich przywołanych badaniach stwierdzono występowanie dużych i trwałych odchyłeń nominalnego kursu walutowego od PPP.

Współczesne badania nad LOP zapoczątkował Engel (1993), który pokazał, że dla głównych krajów uprzemysłowionych w okresie 1973–1990 dla danych miesięcznych i dla wielu towarów zachodziła następująca relacja wariancji:

$$Var(p_i - p_j) < Var(p_i - s - p_i^*).$$

To oznaczało, że wariancja relacji cen wewnątrz kraju była mniejsza od wariancji tej relacji pomiędzy krajami dla tego samego towaru. W konsekwencji, Engel jako główną przyczynę zmienności realnych kursów walutowych, opartych na CPI (indeks cen konsumpcji, *consumer price index*), podał naruszenie LOP. Jego wnioski potwierdzili Rogers i Jenkins (1995), stosując głębszą dezagregację cen dla okresu 1973M4–1991M12. Engel (1999) dokonał aktualizacji swojego pierwotnego podejścia. Podstawowy wniosek, jaki wynika z tego badania, sprowadza się do stwierdzenia, że w ponad 95% przypadków zmienność realnych dwustronnych kursów walutowych, wyrażonych w dolarach, była powodowana przez ceny towarów handlowych. Zatem ceny towarów handlowych w znacznej mierze wyjaśniają zmienność realnych kursów walutowych, opartych na indeksie CPI.

Zdecydowaną większość analiz stanowią badania nad PPP w formie absolutnej. Dyskusja w tym obszarze ma ugruntowaną pozycję w literaturze światowej.

Ważnym głosem w dyskursie jest praca Balassy (1964), który skrytykował teorię parytetu PPP. Według niego, klasycznie rozumianego modelu PPP nie można traktować jako wskaźnika kursu walutowego równowagi i zarazem jako normatywnego podejścia do kwestii dewaluacji czy rewaluacji walut w celu równoważenia bilansu handlowego. Balassa nie zanegował samej teorii PPP, lecz wskazał na kierunki jej rozwoju poprzez modele uwzględniające podział dóbr na towary i usługi. Sceptycznie podchodził zaś do kwestii posługiwania się PPP jako narzędziem polityki gospodarczej. Zdaniem Balassy, podział na towary i usługi ma zasadnicze znaczenie w teorii PPP. Usługi stanowią bowiem element rachunku parytetu PPP, nie mają jednak bezpośredniego wpływu na kurs walutowy. W sytuacji, gdy wydajność pracy w sektorze usług jest niższa niż w sektorze produkcji przemysłowej, natomiast różnice płac w gospodarce zanikają wskutek wzrostu mobilności siły roboczej, usługi są względnie droższe w krajach o wysokiej wydajności pracy. Oznacza to, że odchylenia kursu walutowego od parytetu PPP są rosnącą funkcją różnic w poziomach wydajności

pracy pomiędzy krajami na skutek pogłębiających się różnic w cenach usług. Usługi są ponadto na ogół pracochłonne, co jeszcze silniej wpływa na międzynarodowe różnice w ich cenach. Zdaniem Balassy, wprowadzenie do modeli PPP efektów związanych z podziałem towarów na produkcyjne i nieprodukcyjne (usługi) może przyczynić się do dokładniejszego poznania mechanizmu powiązań kursu walutowego z cenami. Zastrzegł jednak, że o ile odchylenia kursu walutowego od parytetu PPP mogą stanowić wskazówkę w zakresie potencjalnej nadwartościowości lub podwartościowości walut, to nie należy traktować tej teorii jako normatywnego podejścia do polityki kursów walutowych. Po wielu latach Dornbusch (1987) również stwierdził, że przyczyną zmian realnych kursów walutowych mogą być różnice we wzroście wydajności pracy pomiędzy krajami.

W obszarze badań empirycznych Balassa (1964) jako pierwszy dokonał próby weryfikacji następującej hipotezy: kraje o wyższym dochodzie cechują się wyższym poziomem relacji cen krajowych do zagranicznych, skorygowanej o kurs walutowy (odwrotność realnego kursu walutowego), i uzyskał empiryczne potwierdzenie tej hipotezy w próbie przekrojowej, obejmującej wybrane kraje uprzemysłowione. Wśród wczesnych badań nad tym efektem, nazwanym później efektem Balassy-Samuelsona, należy wymienić prace takich autorów, jak: Gilbert i Kravis (1954), Gilbert i in. (1958), Kravis (1975). Ich badania były oparte na próbach przekrojowych. Wśród nowszych analiz należy wymienić pracę Summersa i Hestona (1991), którzy porównali kraje o zróżnicowanym dochodzie, natomiast De Gregorio, Giovannini i Wolf (1994) oparli swe badania na próbach przekrojowo-czasowych. Wykorzystaniem szeregów czasowych w badaniach zajmowali się: Hsieh (1982), Edison i Klován (1987), Marston (1987). We wszystkich wymienionych pracach empirycznie potwierdzono występowanie efektu Balassy-Samuelsona, czyli ujemnego wpływu wzrostu wydajności pracy na realny kurs walutowy.

Zanim przejdziemy do dalszej dyskusji, warto zapisać ogólną postać równań, które są najczęściej poddawane weryfikacji⁵. Takie równania będą również przedmiotem dalszej weryfikacji w odniesieniu do kursu euro. Mamy zatem:

$$s_t = \alpha + \beta p_t + \beta^* p_t^* + \varepsilon_t, \quad (3.23)$$

$$s_t = \alpha + \beta(p_t - p_t^*) + \varepsilon_t, \quad (3.24)$$

$$\Delta s_t = \alpha + \beta \Delta p_t + \beta^* \Delta p_t^* + \varepsilon_t, \quad (3.25)$$

$$\Delta s_t = \alpha + \beta(\Delta p_t - \Delta p_t^*) + \varepsilon_t. \quad (3.26)$$

W odniesieniu do prób czasowych najczęściej weryfikowane są równania (3.23) i (3.24), zdecydowanie rzadziej zaś (3.25) i (3.26). Jeśli przyjmie się próbę przekrojowo-czasową, to zazwyczaj równania przyjmują postać:

$$s_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta p_{it} + \beta^* p_{it}^* + \varepsilon_{it}, \quad (3.27)$$

$$s_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta(p_{it} - p_{it}^*) + \varepsilon_{it}. \quad (3.28)$$

Rozwój ekonometrii pozwolił podzielić badania nad PPP na kilka okresów. Froot i Rogoff (1994) wyróżnili trzy główne etapy. Faza I została zapoczątkowana w latach siedemdziesiątych XX w., kiedy obowiązywał system kursów płynnych. Nie istniały jeszcze wówczas, dziś powszechnie stosowane, zaawansowane narzędzia wnioskowania ekonometrycznego i statystycznego, za pomocą których można było analizować związki krótko- i długookresowe. Modele z tamtego okresu nie uwzględniały dynamiki cen i kursów walutowych.

Jako pierwsze można przytoczyć znaczące badania Frenkela (1978a), który skupił się na ocenie współczynników β i β^* w równaniu (3.23). Mniej interesowały go statystyczne własności składnika losowego. Frenkel postulował, że równanie łączące kurs walutowy z cenami

⁵ Ewolucję podejść do testowania hipotezy parytetu PPP wraz z szerokim przeglądem literatury można znaleźć w pracy Strzały (2002).

jest jednym z ważniejszych założeń modeli wyjaśniających kształtowanie się kursów walutowych, szczególnie w odniesieniu do gospodarek o wysokiej inflacji. Jednak badania te doprowadziły Frenkela do wniosku, że odrzucenie hipotezy PPP może wiązać się z występowaniem zaburzeń po stronie czynników realnych gospodarki i sztywnością cen. Jego zdaniem PPP powinno traktować się jako relację długookresową.

Kilka lat później Frenkel (1981a) przeprowadził następną analizę, która miała silny wpływ na dalsze badania nad PPP. Przedstawił analizę dla lat siedemdziesiątych na tle lat dwudziestych, tj. dla okresu kursów płynnych, w którym przesłanki istnienia parytetu PPP były bliższe spełnienia. Pokazał, że dla okresu kursów płynnych w próbie miesięcznej w latach 1921–1925 dane statystyczne, obejmujące różne indeksy cen (CPI i WPI, *wholesale price index*, indeks cen hurtowych), były zgodne z hipotezą PPP w formie absolutnej, tzn. oszacowania parametru β były bliskie jedności. Przykładowo, dla kursu frank/dolar (indeks WPI) Frenkel uzyskał następujące wyniki:

$$\hat{s}_t = 1,183 + 1,091(p_t - p_t^*), \quad SEE = 0,054, \quad D - W = 1,70. \quad (3.29)$$

(0,16) (0,11)

W nawiasach pod ocenami parametrów podano błędy standardowe. Opis stosowanych symboli można znaleźć w dodatku C. Ocena parametru β nie różni się istotnie od jedności. W analogicznym badaniu dla lat siedemdziesiątych, tj. w okresie obowiązywania Europejskiego Systemu Walutowego, ta ocena istotnie różniła się od jedności. W tym okresie – zdaniem Frenkela – nie można mówić o spełnieniu hipotezy PPP zarówno w formie absolutnej, jak i względnej. Frenkel oparł analizę na próbie danych miesięcznych 1973M6–1979M7. W porównaniu z oszacowaniami dla lat dwudziestych, wyniki dla lat siedemdziesiątych miały niską jakość. Dla wersji absolutnej PPP współczynniki przy cenach były istotne jedynie w przypadku kursu dolar/marka, w przypadku zaś wersji względnej PPP, wszystkie współczynniki dla cen były nieistotne i ponadto wyraz wolny również nie różnił się istotnie od zera. Dla kursu dolar/frank w wersji absolutnej dla indeksu WPI w okresie 1973–1979, Frenkel (1981a) uzyskał następujące wyniki:

$$\hat{s}_t = -1,521 + 0,184(p_t - p_t^*), \quad SEE = 0,029, \quad D - W = 2,26. \quad (3.30)$$

$(0,03) \qquad (0,37)$

Według niego, niektóre oszacowania okazały się niestabilne w próbie, szczególnie w przypadku kursu dolar/funt⁶. Należy zwrócić uwagę, że przedmiotem badań były zwykle kursy różnych walut względem dolara. Jak pokazał Frenkel, modele dla wzajemnych kursów walut europejskich miały o wiele wyższą jakość. Współczynniki regresji były na ogół istotne statystycznie, a elastyczności kursu walutowego względem cen nie odbiegały znacznie od jedności. Może to wskazywać, że znaczne odchylenia kursu nominalnego od PPP są charakterystyczne dla USA. Ogólniej należałoby powiedzieć, iż z uwagi na skalę kosztów transportu, występowanie parytetu PPP jest bardziej prawdopodobne między krajami bezpośrednio ze sobą sąsiadującymi. Ponadto, w latach siedemdziesiątych niektóre waluty europejskie zostały związane tzw. „węzeł” walutowym, a następnie powstał Europejski System Walutowy wraz z mechanizmem kursowym.

Należy zatem stwierdzić, że występowanie PPP jest wrażliwe na zmiany kosztów handlu, głównie kosztów transportu, ale również zmiany barier celnych, a także różnych form administracyjnej kontroli cen, w tym porozumień walutowych. Frenkel przeprowadził ponadto analizę wewnętrznej relacji cen krajowych w oparciu o równanie:

$$\ln P_{cpi,t} = \alpha + \beta \ln P_{ppi,t} + u_t, \quad (3.31)$$

gdzie: P_{cpi} – indeks cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI), P_{ppi} – indeks cen produkcji przemysłowej (PPI, *producer price index*), u – składnik losowy. Oceny parametru β w przypadku USA, Wielkiej Brytanii, Niemiec i Francji okazały się różne od 1 – najsilniej w przypadku Francji – co wskazuje na dość wyraźną zmianę w wewnętrznej

⁶ Taki wniosek Frenkel wyciągnął na podstawie wyników kolejnej estymacji dla skróconej próby (do 1979M2 w miejsce 1979M7). Nie podał jednak żadnej statystyki służącej weryfikacji stabilności ocen parametrów w próbie.

strukturze cen, która mogła być odpowiedzialna za błąd specyfikacji równania (3.15).

Nieco później Hakkio (1984) przedstawił szacunki MNK dla dwustronnych kursów franka, dolara kanadyjskiego i jena względem dolara oraz indeksów CPI w próbie 1973Q3–1982Q4, które podobnie jak u innych autorów, świadczyły na niekorzyść PPP. Następnie zastosował autoregresyjną potrójną metodę najmniejszych kwadratów, która uwzględnia korelację składników losowych równań PPP dla poszczególnych krajów. Po nałożeniu ograniczenia, że elastyczności kursów walutowych względem cen mają być sobie równe, współczynniki te okazały się istotne statystycznie o wartościach bliskich jedności.

Przedstawiony rys historyczny badań nad parytetem PPP dla okresu kursów płynnych lat siedemdziesiątych XX w. podważył wiarygodność tej teorii. Badania nie dostarczyły bowiem przekonujących dowodów empirycznych na to, że PPP wyraża długookresowy związek pomiędzy nominalnym kursem walutowym a relacją cen. W tym kontekście wnioski Krugmana (1978) i Frenkela (1981a) o niewystępowaniu parytetu PPP są reprezentatywne dla większości badań nad tą teorią dla lat siedemdziesiątych. Wniosek Frenkela (1981a), że „jednym z uderzających faktów dotyczących związku między cenami a kursami walutowymi w latach siedemdziesiątych była bardzo niska jakość modelu PPP”, podzielało wielu ekonomistów. Krugman (1978) i Frenkel (1981a) nawiązali ponadto do problemu endogeniczności zarówno kursu walutowego, jak i relacji cen. Wiadomo, że w tym przypadku szacunki metodą MNK dają obciążone oceny parametrów. Ci autorzy, jako jedni z pierwszych, zastosowali metodę zmiennych instrumentalnych, przy czym każdy z nich zastosował różne instrumenty.

Na lata siedemdziesiąte przypadł również rozwój zaawansowanych metod analizy szeregów czasowych. Jako przykład prac z zakresu badań nad PPP z zastosowaniem tych metod można podać opracowania Rolla (1979) oraz Adlera i Lehmana (1983), którzy zajęli się pierwszymi różnicami realnych kursów walutowych. Według nich, realne kursy walutowe są procesami ścieżki losowej. Jako szeregi niestacjo-

narne nie wykazują tendencji w kierunku długookresowego stanu równowagi. Dynamiczny rozwój metod przyniósł wiele innych prac empirycznych na temat teorii PPP (Cumby i Obstfeld 1982, Hakkio 1984, Davutyan i Pippenger 1985, MacDonald 1988). Wnioski z tych badań są zróżnicowane, lecz z reguły nie potwierdzono występowania parytetu PPP.

Pierwszym zastosowaniem metod analizy danych panelowych w weryfikacji PPP była praca Hakkio (1984). Wykorzystał w niej panel obejmujący szeregi miesięczne w przekroju głównych walut dla okresu 1973M3–1982M4 i oszacował równanie (3.23). Otrzymał wyniki wskazujące na występowanie PPP, gdyż oceny nieistotnie różniły się od jedności. Z kolei MacDonald (1988) przyjął dane roczne i oszacował równania (3.23) i (3.24) dla okresu 1973–1985, również otrzymując potwierdzenie dla relacji PPP. Rozpatrzył modele PPP dla Francji, Niemiec, Japonii, Szwajcarii i Wielkiej Brytanii. W większości przypadków oszacowania dla indeksów cen WPI były lepsze niż dla indeksów CPI. Jest to skutkiem tego, że indeksy cen WPI obejmują więcej towarów handlowych. Należy podkreślić, że większość współczesnych badań panelowych dotyczy prób rocznych, gdyż relację PPP powszechnie uznaje się za związek długookresowy.

Podstawowe wnioski, jakie wynikają z badań nad teorią PPP, przeprowadzonych w okresie lat siedemdziesiątych XX w., z wyłączeniem części badań panelowych, sprowadzają się do empirycznej negacji tej teorii.

Jak słusznie zauważył Bilson (1980), negacja teorii PPP nie musi oznaczać braku wspólnego trendu pomiędzy cenami wyrażonymi we wspólnej walucie. Jego model jest następujący:

$$\ln P_t = a_0 + a_1 \ln(SP^*)_t + \varepsilon_t, \quad (3.32)$$

gdzie: P – indeks cen krajowych, P^* – indeks cen zagranicznych, S – nominalny kurs walutowy, ε – składnik losowy. Wyniki analizy tego modelu zawarte w pracy Frenkela (1980) wskazywały na istotne powiązanie indeksów cen, wyrażonych we wspólnej walucie.

W latach osiemdziesiątych XX w. (faza II według Froota i Rogoffa 1994) podjęto próbę weryfikacji parytetu PPP, skupiając się na realnym kursie walutowym o postaci (3.6). Wiele badań z tego okresu dotyczyło weryfikacji hipotezy o niestacjonarności kursu realnego q_t . Jej odrzucenie oznaczało stacjonarność szeregu kursu realnego, a więc stacjonarną relację kursu walutowego i cen, w której współczynniki stojące przy cenach są równe jedności. To z kolei oznaczało przyjęcie hipotezy o występowaniu PPP w formie absolutnej.

W rozdziale 2 wspomniano już, że postawienie i testowanie hipotez o występowaniu pierwiastków jednostkowych było możliwe dzięki pracy Dickeya i Fullera (1979). Dzięki ich opracowaniu stało się możliwe badanie własności procesu generującego realny kurs walutowy. Wśród autorów badań dotyczących zastosowań tego testu do realnego kursu walutowego można wymienić: Adler i Lehmann (1983), Darby (1983), Hakkio (1984), Frankel (1986), Edison (1987), Huizinga (1987), Meese i Rogoff (1988). Z analiz Adlera i Lehmana (1983) oraz Darby (1983) wynika brak podstaw do odrzucenia hipotezy o procesie ścieżki losowej w realnym kursie walutowym. Meese i Rogoff (1988) zastosowali testy pierwiastków jednostkowych dla danych miesięcznych w odniesieniu do krajów uprzemysłowionych, których waluty pozostawały w systemach kursów płynnych. Z ich badań wynika również, że nie można przyjąć hipotezy o stacjonarności realnego kursu walutowego. Hakkio (1984) jako pierwszy zastosował dane przekrojowe, dzięki czemu zwiększył próbę i moc testowania. Jednak nie doprowadziło to do odrzucenia hipotezy o niestacjonarności realnego kursu walutowego.

W odniesieniu do testowania pierwiastków jednostkowych w szeregach realnych kursów walutowych sformułowano również zastrzeżenia. W szczególności, Campbell i Perron (1991) pokazali, że jednowymiarowe testy pierwiastków jednostkowych mają małą moc. Stąd wynikają trudności w odrzuceniu hipotezy zerowej wówczas, gdy jest ona fałszywa. Zatem w celu zwiększenia mocy testów, ekonomiści zaczęli stosować coraz dłuższe próby roczne. Motywacją do podjęcia takich badań było przekonanie, że w sytuacji względnie długich okresów H-L,

zwiększenie długości próby rocznej pozwoli na łatwiejsze odrzucenie hipotezy zerowej o niestacjonarności realnego kursu walutowego. Ponadto badania Shillera i Perrona (1985) oraz Perrona (1990) pokazały, że samo zwiększenie częstotliwości pomiaru zmiennej nie jest wystarczające, gdyż PPP należy do relacji długookresowych.

Wśród prac opierających się na próbach rocznych o dużej liczebności, sięgających 100 lat, mających prowadzić do zwiększenia mocy wnioskowania należy wskazać opracowania Frankela (1986) i Edisona (1987), którzy pokazali, że w długim okresie w przypadku np. kursu dolar/funt można mówić o występowaniu parytetu PPP.

Wiele badań wykorzystujących dane roczne dotyczyło również analizy stacjonarności realnych kursów walutowych (Frankel 1986, Edison 1987, Abuaf i Jorion 1990, Diebold, Husted i Rush 1991, Grilli i Kaminsky 1991, Lothian i Taylor 1996). Z tych prac wynika, że PPP jest relacją długookresową z przeciętnym okresem H-L, wynoszącym 3–4 lata. W niektórych badaniach ten okres wynosił 7 lat, co wskazuje na trudności w jego oszacowaniu. Niemniej okres H-L okazał się bardzo długi, co oznacza, że nominalny kurs walutowy cechował się znaczącymi wahaniami względem relacji cen. Przykładowo, Edison (1987) oszacował model korekty błędu w próbie 1890–1978 dla kursu funt/dolar i otrzymał następujące wyniki:

$$\Delta \hat{s}_t = \underset{(0,08)}{0,136} + \underset{(0,17)}{0,756} \Delta(p_t - p_t^*) - \underset{(0,05)}{0,087}(s_{t-1} - p_{t-1} + p_{t-1}^*), \quad (3.33)$$

gdzie: s – logarytm nominalnego kursu walutowego, p i p^* – logarytmy indeksów cen, odpowiednio krajowych i zagranicznych. Uzyskana ocena parametru korekty błędu wskazuje na okres H-L równy ok. 7 lat.

Wspomniane badania, wykorzystujące długie okresy roczne, zostały poddane krytyce. Głównie ze względu na zmienność wag indeksów cen w tak długim okresie oraz obejmowanie różnych reżimów kursowych. Z tych powodów zaczęto prowadzić badania alternatywne, w których wykorzystuje się dane panelowe. W ten sposób również znacznie zwiększa się liczebność próby. Jedno z pierwszych badań dla danych rocznych w tym zakresie przeprowadzili Abuaf i Jorion (1990).

Wykorzystali szeregi 10 kursów realnych głównych walut denominowanych w dolarach w okresie 1973–1987. Weryfikację przeprowadzili za pomocą testu ADF. Nie pokazali stacjonarności tych kursów, zatem nie potwierdzili występowania parytetu PPP w badanym okresie.

Na szerszą skalę badania panelowe zaczęto stosować po opublikowaniu przez Levina i Lina (1992) pracy na temat panelowego testu ADF. W ich teście weryfikuje się hipotezę, że każdy indywidualny szereg jest niestacjonarny, $I(1)$, wobec alternatywy, iż wszystkie szeregi w panelu są stacjonarne. Zastosowaniem testu Levina-Lina lub jego modyfikacją w odniesieniu do PPP zajmowali się m.in.: Frankel i Rose (1995b), MacDonald (1995b), Wei i Parsley (1995), Oh (1996), Wu (1996). W swoich pracach pokazali występowanie PPP, a ponadto homogeniczność kursu względem cen. W odniesieniu do LOP, w kontekście testu Levina-Lina, można przywołać pracę Goldberga i Verbovena (2005), którzy pokazali znaczne odchylenia od LOP. Modyfikację testu Levina-Lina, o lepszych własnościach w małych próbach, można znaleźć w pracy Im, Pesaran i Shin (2003). Papell (1997) wskazał na rolę autokorelacji zakłóceń w panelowych testach ADF i na różnice w wynikach ze względu na próbę miesięczną lub kwartalną. Maddala, Wu i Liu (2000) zasugerowali, że w odniesieniu do PPP, zastosowanie testów panelowych nie stanowi poprawnej alternatywy dla indywidualnych testów dla szeregów czasowych. Pokazali oni bowiem, że taki test może odrzucać hipotezę zerową, nawet jeśli jeden z szeregów jest niestacjonarny, co w przypadku testowania PPP ma duże znaczenie. W kontekście testów panelowych należy również zwrócić uwagę na pracę Taylora i Sarno (1998). Pokazali oni na podstawie symulacji Monte Carlo, że testy panelowe mogą być obciążone w kierunku nadmiernego odrzucania hipotezy zerowej w sytuacji, gdy jeden szereg w panelu jest stacjonarny, pozostałe zaś nie. Jednak zaproponowana przez nich metoda, oparta na wektorowej autoregresji, nie pozwala na jej zastosowanie w przypadku wielowymiarowych szeregów przekrojowych.

Wyznaczanie zatem okresów H-L na podstawie testów pierwiastków jednostkowych dla realnych kursów walutowych spotkało się z krytyką ze względu na słabą moc testów. Engel (2000), w oparciu o symulacje Monte Carlo, na podstawie wniosków z pracy Cochrane (1991), pokazał, że w warunkach dużego udziału towarów niehandlowych w ogólnym indeksie cen, rozmiar testu znacznie różni się od przyjętego poziomu istotności. Cheung i Lai (2000) przedstawili analizę H-L dla głównych walut względem dolara z uwzględnieniem przedziałów ufności. Ich zdaniem, oceny H-L są niedokładne ze względu na szerokość tych przedziałów. Na problemy testowania H-L, związane z agregacją w czasie, wskazali Lothian i Taylor (2000) w związku ze stosowaniem szeregów czasowych o niskiej częstotliwości, tj. szeregów rocznych. Taka agregacja ma miejsce, gdy proces zmian jest ciągły, lecz obserwowany tylko w określonych przedziałach czasu. Lothian i Taylor pokazali, że jeśli poziom międzyokresowej agregacji przewyższa H-L, to obciążenie testów może być znaczne. Zagadnienie agregacji pierwotnie poruszył Working (1960), który przedstawił własności procesu ścieżki losowej w warunkach agregacji w czasie (*time averaging*) i związane z tym problemy z autokorelacją (Hall 1991, Kirchgässner i Wolters 1992).

Przejdźmy do III fazy badań nad parytetem PPP, rozpoczynającej się – według Froota i Rogoffa (1994) – po 1987 r., czyli od momentu opublikowania przez Engle’a i Grangera (1987) pracy na temat kointegracji. Przegląd badań nad kointegracją i jej zastosowaniem w ekonomii można znaleźć w opracowaniu Campbella i Perrona (1991).

Zastosowaniem analizy kointegracji w testowaniu długookresowej relacji parytetu PPP zajęli się tacy autorzy, jak: Corbae i Ouliaris (1988), Enders (1988), Kim (1990), Mark (1990), Fisher i Park (1991), Cheung i Lai (1993), Kugler i Lenz (1993), natomiast przegląd literatury można znaleźć w pracach Giovanettiego (1992) i Breuera (1994).

Badania kointegracji kursu walutowego i cen dotyczą równania (3.23) i rzadziej (3.24). Wskazać można na dwa kierunki badań. W pierwszym przypadku postępowanie jest następujące. Jeśli zmienne

są niestacjonarne, $I(1)$, składnik resztowy zaś jest stacjonarny, $\varepsilon_t \sim I(0)$, to można mówić o tzw. „słabej” formie PPP (MacDonald 1993). O formie „silnej” mówi się, jeśli ponadto spełnione są warunki homogeniczności zmian kursu walutowego względem cen. W drugim przypadku badania zwykle prowadzi się w oparciu o analizę kointegracji według Johansena.

Ważny wniosek dotyczący słabej i silnej postaci parytetu PPP wyciągnął Patel (1990). Pokazał, że w warunkach występowania kosztów transportu i odmiennej struktury wag indeksów cenowych, wystarczy postawić hipotezę o tym, że oceny stojące przy krajowych i zagranicznych indeksach cen są odpowiednio dodatnie i ujemne. To skłania raczej do weryfikacji równania (3.23). Patel pokazał, że w warunkach występowania znaczących kosztów transportu i innych barier handlu oraz odmiennej struktury wag indeksów cen, oceny β i β^* mogą znacznie różnić się od 1 i -1 . Wnioski Patela (1990) są ważne dla analizy kointegracji. Prowadzą w kierunku zastosowania dwustopniowej metody Engle’a-Grangera (E-G) lub metody Johansena. Raczej nie prowadzą do testowania stacjonarności realnego kursu walutowego. W tym ostatnim przypadku przyjmuje się bowiem formę silną PPP. Można za to stosować metodę dwustopniową E-G i po oszacowaniu parametrów badać stacjonarność składnika resztowego. Wówczas nie nakłada się warunków ograniczających na parametry i stąd ich oceny mogą różnić się od 1 i -1 .

Z badań nad PPP wynika, że zastosowana metoda analizy ma znaczenie dla uzyskiwanych wyników. Wśród podejść stosujących metodę E-G można wskazać na prace takich ekonomistów, jak: Baillie i Selover (1987), Enders (1988), Mark (1990), Patel (1990), MacDonald (1995a). MacDonald (1995a) pokazał, że indeks WPI jest lepszym miernikiem poziomu cen w przypadku weryfikacji hipotezy PPP niż indeks CPI ze względu na poprawne oceny parametrów, chociaż nie odrzucił hipotezy o niestacjonarności składnika resztowego.

Metoda Johansena jest współcześnie powszechnie stosowana w analizie parytetu PPP. Jej zarys dla przypadku $I(1)$ zamieszczono

w podrozdziale 2.3. Wcześniejsze zastosowania metody Johansena w odniesieniu do PPP, w których potwierdza się występowanie PPP w formie słabej, można znaleźć w pracach następujących autorów: Cheung i Lai (1993), Kugler i Lenz (1993), MacDonald (1993, 1995a), MacDonald i Marsh (1994).

Wśród opracowań na temat zastosowań metod alternatywnych do metody Johansena można wyróżnić artykuł MacDonalda i Moore'a (1996), w którym wykorzystano metodę Phillipsa-Hansena (1990) i Hansena (1992). MacDonald i Moore pokazali, że parytet PPP w formie silnej zachodził dla kursów denominowanych w markach niemieckich, natomiast w formie słabej dla kursów denominowanych w dolarach.

Kolejnym podejściem do weryfikacji hipotez o PPP z zastosowaniem metod analizy kointegracji jest wykorzystanie danych panelowych. Jest to alternatywa do testowania pierwiastków jednostkowych w szeregach kursów realnych dla danych panelowych. Metody analizy kointegracji dla danych panelowych zaproponował Pedroni (2001, 2004), który potwierdził empirycznie występowanie PPP w formie słabej dla reżimu kursów płynnych.

Wyniki badań wykorzystujących analizę kointegracji są zbliżone do wyników uzyskanych w badaniach stacjonarności kursów realnych. Przede wszystkim częściej obserwowano kointegrację kursu i cen w odniesieniu do krajów, których waluty pozostawały w systemie kursów stałych niż kursów płynnych. Ponadto, badania te wskazywały na większą przydatność indeksów cen produkcji PPI (lub WPI) niż indeksów cen konsumpcji CPI, w tym sensie, że w przypadku indeksów CPI częściej okazywało się, iż kointegracja zmiennych nie zachodzi. O ile zastosowanie analizy kointegracji pozwalało na dość częste odrzucenie hipotezy o braku kointegracji, to jednak pojawiały się problemy z ekonomiczną interpretacją ocen parametrów, które zwykle przyjmowały bardzo duże wartości (Cheung i Lai 1993). Poddawało to w wątpliwość występowanie parytetu PPP nawet w przypadku skointegrowania kursu walutowego i cen. Jedną z możliwych przyczyn niepowodzeń mogła

być mała próba przyjęta w badaniach (Hakkio i Rush 1991, Breuer 1994). Banerjee i in. (1986) pokazali, że w skończonych próbach obciążenie estymatorów może być znaczne. Wśród opracowań dotyczących analiz kointegracji, przeprowadzonych dla długich szeregów czasowych, należy wskazać na artykuł Kima (1990), który wykorzystał dane roczne dla głównych walut względem dolara i w większości przypadków otrzymał oceny parametrów przy cenach bliskie jedności i wysokie współczynniki determinacji.

Omówione analizy kointegracji, zarówno w odniesieniu do szeregów czasowych, jak i przekrojowo-czasowych, pokazują, że w okresie obowiązywania reżimu kursów płynnych w latach siedemdziesiątych i osiemdziesiątych XX w. powstały przesłanki dla występowania parytetu PPP w formie słabej w odniesieniu do głównych walut. Na ogół w tych badaniach odrzucano hipotezę o występowaniu absolutnego parytetu PPP w formie silnej.

Jest również wiele badań nad PPP dotyczących Polski m.in. takich autorów, jak: Thacker (1995), Syczewska (1999, 2007), Kujawski i Strzała (2002), Przystupa (2003), Rubaszek (2003), Bruzda (2004), Kelm (2004), Wdowiński (2005b, c), Krauze (2006), Stażka (2008).

W pracy Wdowińskiego (2005b) przyjęto próbę kwartalną dla lat 1991–2002 (47 obs.), aby zmniejszyć rolę krótkookresowej dynamiki kursów i oszacowano parametry równania (3.24) metodą MNK (w pakiecie *Econometric Views*). Jako indeksy cen dla gospodarki zagranicznej, w przypadku kursu dolara, przyjęto deflator cen dla USA, w odniesieniu zaś do kursu euro, indeks cen dla UE15. W tab. 3.1 znajdują się wyniki empiryczne dla parytetu PPP w formie absolutnej dla kursu dolara z uwzględnieniem dwóch indeksów cen: CPI i PPI. Oszacowane funkcje miały postać potęgową, a zatem w przypadku parametrów mówi się o stałych w czasie elastycznościach.

W odniesieniu do obu indeksów cen znaki ocen parametrów są zgodne z postulatami teorii parytetu PPP. Oba przypadki cechują się dobrymi własnościami statystycznymi, reszty są stacjonarne, $I(0)$ (por. statystykę $(A)DF$).

Tab. 3.1. Wyniki oszacowań równania parytetu PPP dla kursu dolara

Wyraz wolny	Relacja cen	Se	J-B	D-W	B-G	ARCH	WHITE	CHOW	(A)DF	R2 skorygowany
indeks cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI)										
0,98	0,85	0,03	0,65	1,82	0,27	0,05	7,35	0,29	-6,29	0,99
188,55	95,24		0,72		0,60	0,82	0,60	0,88		
indeks cen produkcji sprzedanej przemysłu (PPI)										
1,00	0,97	0,03	0,82	2,07	0,16	0,70	4,02	1,38	-6,97	0,99
57,82	21,34		0,66		0,69	0,40	0,55	0,85		

Źródło: Wdowiński (2005b).

Spójrzmy na oszacowane elastyczności. W przypadku indeksu cen CPI elastyczność jest wyraźnie mniejsza od jedności (0,85). Ocena parametru jest bliższa jedności w odniesieniu do indeksu PPI (0,97). Można stwierdzić, że mechanizm indeksacji nominalnego kursu dolara względem cen krajowych i zagranicznych był w badanym okresie bliższy założeniom parytetu PPP w przypadku zastosowania indeksu cen PPI. W stosunku do indeksu cen CPI następowała powolna realna aprecjacja złotego. Wyniki nie powinny być zaskakujące. Stwierdzono już bowiem, że parytet PPP dotyczy w większym stopniu towarów handlowych, natomiast indeks PPI obejmuje stosunkowo najwięcej tego typu towarów na tle indeksu CPI. Tab. 3.2 zawiera wyniki estymacji dla kursu euro (próba 1995–2002, 32 obs. dla indeksu CPI oraz 1993–2002, 39 obs. dla indeksu PPI).

Tab. 3.2. Wyniki oszacowań równania parytetu PPP dla kursu euro

Wyraz wolny	Relacja cen	Se	J-B	D-W	B-G	ARCH	WHITE	CHOW	(A)DF	R2 skorygowany
indeks cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI)										
1,16	0,46	0,02	0,42	1,99	0,01	0,85	4,23	0,82	-5,48	0,96
156,51	21,92		0,81		0,92	0,36	0,75	0,53		
indeks cen produkcji sprzedanej przemysłu (PPI)										
1,11	0,74	0,02	0,82	1,90	0,15	0,21	7,74	3,56	-5,61	0,99
111,36	20,45		0,66		0,70	0,64	0,36	0,47		

Źródło: Wdowiński (2005b).

W tym przypadku znaki ocen parametrów również są zgodne z postulatami teorii parytetu PPP. Podobnie jak poprzednio, oba równania charakteryzują się dobrymi własnościami statystycznymi. Ogólnie rzecz biorąc, wyniki dla kursu euro cechuje podobna jakość statystyczna jak dla kursu dolara. Również tym razem, podobnie jak dla kursu dolara, mniejsze odchylenie wartości parametru od jedności zaobserwowano w przypadku indeksu PPI (0,74). Wyraźniej odchylenia od parytetu kumulowały się w odniesieniu do indeksu CPI, gdyż elastyczność wyniosła 0,46. Zaobserwowany mechanizm indeksacji nominalnego kursu euro względem cen krajowych i zagranicznych oznaczał zmniejszanie się cenowej konkurencyjności gospodarki Polski względem gospodarki UE15.

W oparciu o przedstawione wyniki można stwierdzić, że w przypadku kursów dolara i euro zaobserwowano w latach 1995–2002 odchylenia kursu nominalnego od parytetu PPP w formie silnej.

3.4. Współczesna analiza PPP: kierunki rozwoju

Teoria PPP zajmuje ważne miejsce w ekonomii stosunków międzynarodowych. Jak pokazano w poprzednim podrozdziale, powstało wiele prac o charakterze teoretycznym i empirycznym, które postawiły sobie za cel wyjaśnienie parytetu PPP. Z uwagi na brak jednoznacznych wniosków empirycznych podjęto próbę syntezy dotychczasowych badań. Wspomniano już, że taką próbę podjął Rogoff (1996), który podsumował dotychczasowe wnioski w zakresie PPP, sprowadzające się do dużej krótkookresowej zmienności realnych kursów walutowych i długich okresów H-L, nazywając je „zagadką PPP”.

Poniżej znajdują się główne hipotezy, mające służyć rozwiązaniu zagadki PPP. Rozważania koncentrują się wokół podziału towarów na handlowe i niehandlowe. W tym kontekście nabierają znaczenia koszty transakcyjne, wśród których najistotniejsze są koszty transportu. Koszty te są rosnącą funkcją odległości pomiędzy dostawcą a odbiorcą towaru. Na tę kwestię zwrócili uwagę Engel i Rogers (1996), poddając

badaniu zdezagregowane kategorie towarów dla wybranych miast Kanady i USA. Posłużyli się następującą postacią modelu:

$$V(P_{j,k}^i) = \beta_1^i r_{j,k} + \beta_2^i B_{j,k} + \sum_{m=1}^n \gamma_m^i D_m + u_{j,k}, \quad (3.34)$$

gdzie: $V(P_{j,k}^i)$ – zmienność relacji cen $P_{j,k}^i$, $P_{j,k}^i$ – logarytm ceny dobra i w miejscowości j względem ceny dobra i w miejscowości k skorygowanych o kurs walutowy, $r_{j,k}$ – logarytm odległości pomiędzy miejscowościami, $B_{j,k}$ – zmienna sztuczna przyjmująca 1 jeśli miejscowości j i k są w różnych krajach (granica państwowa), D_m – zmienne sztuczne dla miast, tj. dla pary miast (j,k) zmienne sztuczne dla miasta j i miasta k przyjmują wartość 1. Postuluje się, że oceny β_1 i β_2 są dodatnie. Engel i Rogers oszacowali te relacje dla indywidualnych cen i w ujęciu przekrojowym. Stwierdzili, że zarówno odległość, jak i efekt granicy są istotnymi czynnikami wyjaśniającymi zmienność realnego kursu walutowego. Szczególnie istotny okazał się efekt granicy, na tle efektu odległości. Autorzy pokazali, że fakt przekroczenia granicy przez towar znacznie zwiększa zmienność realnego kursu walutowego. Oszacowali, że podobne zwiększenie zmienności nastąpiłoby w przypadku wystąpienia odległości pomiędzy miejscowościami, wynoszącej 75 000 mil. W tym kontekście to badanie stanowi istotny wkład w wyjaśnienie przyczyn zmienności realnych kursów walutowych.

Koszty transportu mogą ponadto powodować, że korekta odchyień od PPP odbywa się w sposób nieliniowy. To oznacza, że szybkość powrotu do stanu równowagi zależy od skali odchylenia. Na to zjawisko zwrócił uwagę Dumas (1992).

Podejście nieliniowe oznacza grupowanie obserwacji empirycznych w podzbiory, w których zachodzi podejrzenie o występowaniu zmian własności procesu. Takie podejście wymaga zastosowania odpowiednich modeli i metod estymacji. W podejściu tym weryfikuje się hipotezę, że trwałe, lecz nieznaczne odchylenia od PPP są skutkiem występowania kosztów transakcyjnych w handlu. Wówczas powstaje

neutralny przedział zmienności kursu wokół parytetu, określony przez wysokość kosztów transakcyjnych.

Ciekawą teorię nieliniowych zachowań kursu wokół parytetu PPP przedstawili Kilian i Taylor (2003). Jako przyczynę zmian wskazywali heterogeniczną strukturę uczestników rynku walutowego. Do uczestników rynku zaliczyli ekonomistów, analityków technicznych i spekulantów (*noise trader*). Zdaniem Kiliana i Taylora (2003), proces podejmowania decyzji w grupie spekulantów przebiega w następujący sposób. Swoje decyzje inwestycyjne opierają oni na opiniach ekonomistów. Jeśli ci ostatni nie są zgodni, co do zakresu i kierunku zmian kursu walutowego, to spekulanci zasięgają opinii analityków technicznych. Podstawą podejmowania decyzji przez tych ostatnich jest analiza techniczna, której stosowanie opiera się na metodach bliskich ścieżce losowej. Wówczas popyt, zgłaszany przez spekulantów, powoduje zmiany kursu walutowego, oddalające się od stanu równowagi. Kumulujące się stany nierównowagi skłaniają ekonomistów do zweryfikowania prognoz, które z czasem zbiegają się w kierunku konsensusu i ujednolicenia poglądów na zmiany kursu. Ostatecznie kurs walutowy zaczyna powracać do stanu równowagi.

W tradycyjnym podejściu do weryfikacji PPP, opartym na testach pierwiastków jednostkowych, zwykle przyjmuje się, że proces kursu realnego jest liniowy i szybkość powrotu do stanu równowagi nie zależy od skali odchylenia od tego stanu. Jeśli przyjmie się, że proces jest nieliniowy, to należy zastosować inne metody. Obstfeld i Taylor (1997) wykorzystali w tym celu model TAR, zaproponowany przez Tonga (1990). Wspomniany model pozwala na wprowadzenie kosztów transportu za pomocą przedziału zmienności kursu, wewnątrz którego nie zachodzą dostosowania, poza nim zaś proces jest stacjonarny. Inne rozwiązanie podali Bertola i Caballero (1990), Dumas (1994), Teräsvirta (1994). Zaproponowali wykorzystanie „gładkiego” (*smooth*) mechanizmu dostosowawczego, innego niż dyskretny jak w modelu TAR. Do tego typu modeli należy zaliczyć model STAR (*smooth transition autoregressive model*) (Chan i Tong 1986, Granger i Teräsvirta

1993, Teräsvirta 1994). Jego podstawową cechą jest to, że dostosowania zachodzą w każdym okresie, lecz ich prędkość zależy od skali odchylenia od PPP. Model STAR został wykorzystany w pracach takich autorów, jak: Michael, Nobay i Peel (1997) oraz Taylor, Peel i Sarno (2001), w których hipoteza o liniowości została odrzucona na rzecz hipotezy o nieliniowości dostosowań kursów realnych dla głównych walut w okresie obowiązywania reżimu kursów płynnych. Taylor, Peel i Sarno (2001) przeprowadzili również symulacje Monte Carlo, skali-browane w oparciu o szacunki modeli nieliniowych. Pokazali, że standardowe jednowymiarowe testy pierwiastków jednostkowych cechują się bardzo słabą mocą w odniesieniu do fałszywej hipotezy zerowej, zakładającej proces niestacjonarny w sytuacji, gdy prawdziwy jest model nieliniowy. W tym kontekście, testy panelowe, co pokazali autorzy, cechowały się o wiele większą mocą. Zdaniem Taylora (2005), relację PPP można uznać za zjawisko długookresowe, w którym proces dostosowawczy wykazuje wiele cech nieliniowości (por. również Bruzda i Koźliński 2005).

Podjęcie nieliniowe zostało poddane krytyce w pracy El-Gamala i Ryu (2006). W drodze symulacji Monte Carlo pokazali, że prosty model autoregresyjny potrafi wychwycić większość cech bardziej złożonych modeli nieliniowych. Krytykę przedstawił również MacDonald (2007), którego zdaniem, zastosowanie modeli nieliniowych tylko w niewielkim stopniu wyjaśnia zagadkę PPP. Istnieje bowiem wiele innych cech procesu dostosowawczego o charakterze liniowym, które wyjaśniają tę zagadkę. Ponadto, dostosowania nieliniowe opierają się na arbitrażu, we współczesnych gospodarkach zaś skutek porozumień międzynarodowych, stosowanie arbitrażu jest bardzo ograniczone. W tym sensie wyniki badań nieliniowych napotykają na problem interpretacji.

Podział na towary handlowe i niehandlowe, bez przywiązywania zbyt dużej wagi do kosztów transportu, jest jednym z czynników rzucających światło na wyjaśnienie zagadki PPP za pomocą efektu Balassy-Samuelsona (B-S). Ten efekt był już przedmiotem rozważań w podroz-

dziale 3.3. Zdaniem Balassy (1964), głównym czynnikiem powodującym odchylenia kursu nominalnego od PPP są różnice w wydajności pracy pomiędzy sektorami towarów handlowych i niehandlowych. Przy pewnych założeniach, wyjaśnienie zmian realnego kursu walutowego w kontekście występowania efektu B-S jest możliwe. Po pierwsze, kapitał jest doskonale mobilny, zarówno pomiędzy sektorami, jak i pomiędzy gospodarkami. Po drugie, praca jest mobilna pomiędzy sektorami, lecz nie jest mobilna pomiędzy gospodarkami. Po trzecie, zachodzi LOP w odniesieniu do sektora towarów handlowych, również w tym sektorze ustalają się płace nominalne. W konsekwencji, wzrost wydajności pracy w sektorze handlowym prowadzi do wzrostu płac w tym sektorze. Jednak ze względu na występowanie LOP nie zachodzi dostosowanie cen. Mobilność pracy prowadzi do wyrównania się stawek płac w obydwu sektorach. W konsekwencji następuje wzrost cen w sektorze niehandlowym, co z kolei ma wpływ na wzrost ogólnego poziomu cen (CPI), jeśli przyjmie się, że ten poziom jest funkcją wzrostu cen w obydwu sektorach. Ostatecznie następuje spadek realnego kursu walutowego, gdyż kurs nominalny odzwierciedla zmiany cen w sektorze handlowym, które są niższe niż ogólny wskaźnik cen CPI.

Badania nad efektem B-S można prowadzić w dwóch płaszczyznach. Po pierwsze, badania skupiają się na ocenie, który z efektów, tj. czy relacja cen towarów handlowych, czy też relacja cen towarów handlowych do cen towarów niehandlowych, ma większe znaczenie w wyjaśnieniu zmian kursu walutowego. Takie podejście ma charakter pośredni, gdyż nie skupia się bezpośrednio na zmianach kursu realnego. Stąd, po drugie, częściej stosuje się podejście bezpośrednie, w którym określa się mierniki wydajności czynników produkcji i uzależnia realny kurs walutowy od relacji wydajności w sektorach handlowym i niehandlowym.

Jedne z pierwszych współczesnych badań nad efektem B-S przeprowadzili: Hsieh (1982), Marston (1990) oraz De Gregorio i Wolf (1994). Wykazali istnienie statystycznie istotnej relacji pomiędzy kursem realnym, opartym na CPI a wydajnością. Również Canzoneri,

Cumby i Diba (1999) pokazali występowanie podobnej zależności, stosując wydajność pracy i analizę kointegracji dla danych panelowych. Analizę kointegracji zastosowali również Chinn i Johnston (1999), pokazując występowanie efektu B-S dla państw OECD. Również MacDonald i Ricci (2001) wykorzystali sektorowe dane dla krajów OECD i pokazali występowanie istotnego efektu B-S. Ito, Isard i Symansky (1997) wykazali zależność realnego kursu walutowego od PKB (produkt krajowy brutto) *per capita* dla głównych walut azjatyckich.

Zatem są przesłanki za przyjęciem hipotezy, że efekt B-S stanowi istotne ogniwo zmian realnych kursów walutowych. Wiadomo ponadto, że centralnym założeniem w modelu B-S jest doskonała substytucja towarów będących przedmiotem obrotu zagranicznego. Uchylenie tego założenia wymagało zmiany podejścia tradycyjnego. Podstawy teoretyczne nowego podejścia wraz z analizą empiryczną przedstawili Benigno i Thoenissen (2003) oraz MacDonald i Ricci (2003).

Trwałe odchylenia kursów nominalnych od parytetu PPP skłoniły ekonomistów do poszukiwania kolejnych ogniw zagadki PPP. Jednym z nich jest heterogeniczna struktura rynków towarowych. Dornbusch (1987) i Krugman (1987) zwrócili uwagę, że segmentacja rynków może mieć wpływ na odchylenia od PPP. Jednym z ważniejszych osiągnięć w tym kontekście jest teoria „wyceny rynkowej” lub „dyskryminacji cenowej” (*pricing to market*, PTM). Teoria PTM została zaproponowana przez Krugmana (1987). Jego zdaniem, występowanie zróżnicowanych produktów i niedoskonałej konkurencji może prowadzić do sytuacji, w której zmiany kursu walutowego nie są natychmiast odzwierciedlane w cenie produktu. Wówczas występują odchylenia od LOP i w konsekwencji zakłócenia w PPP.

Zarys teorii PTM można przedstawić na przykładzie podmiotu eksportującego do N lokalizacji, który denominuje eksport we własnej walucie. Funkcja popytu dla każdej lokalizacji ma następującą postać (Knetter 1989):

$$x_{it} = f_i(s_{it}p_{it})v_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T, \quad (3.35)$$

gdzie: x_{it} – popyt zgłoszony w lokalizacji i w okresie t , p_{it} – cena w lokalizacji i , wyrażona w jednostkach waluty eksportera, s_{it} – kurs walutowy, tj. cena waluty eksportera w jednostkach waluty zagranicznej w lokalizacji i , v_{it} – zakłócenie popytowe w lokalizacji i . Funkcja kosztów eksportera ma postać:

$$C_t = C \left(\sum_{i=1}^N x_{it} \right) \delta_t, \quad (3.36)$$

gdzie: C_t – koszt w jednostkach waluty krajowej, δ_t – zakłócenie kosztowe. Funkcja zysku eksportera jest następująca:

$$\Pi_t = \sum_{i=1}^N p_{it} x_{it} - C \left(\sum_{i=1}^N x_{it} \right) \delta_t. \quad (3.37)$$

Po podstawieniu x_{it} z (3.35) do (3.37) i maksymalizacji powstałego wyrażenia względem cen pobieranych na każdym rynku otrzymuje się zbiór warunków określających mechanizm kształtowania cen:

$$p_{it} = c_t \left(\frac{\varepsilon_{it}}{\varepsilon_{it} - 1} \right), \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T, \quad (3.38)$$

gdzie: $c_t = C' \delta$ (krańcowy koszt produkcji w okresie t), ε_{it} – elastyczność cenowa popytu w lokalizacji i (w odniesieniu do waluty i).

Zgodnie z warunkiem (3.38), cena w lokalizacji i odzwierciedla koszt krańcowy produkcji i elastyczność cenową popytu. W przedstawionym podejściu przyjmuje się, że koszt krańcowy jest identyczny dla wszystkich lokalizacji. Jednym z zastosowań teorii PTM jest stabilizacja cen. Polega ona na tym, że eksporter może obniżyć narzut (marżę) na koszty produkcji w odniesieniu do importerów, których waluta uległa deprecjacji.

Opisana sytuacja, dotyczy eksportera, który fakturuje produkcję we własnej walucie. Jeśli fakturowanie odbywa się w walucie importera, to dochodzi ryzyko walutowe, które można ubezpieczyć na rynku

terminowym. Wówczas pojawiają się dodatkowe koszty. Można je uwzględnić w modelu (3.38) (Feenstra i Kendall 1997).

Przykłady badań empirycznych nad PTM można znaleźć w pracach następujących autorów: Giovannini (1988), Knetter (1989, 1993), Goldberg i Knetter (1997), Feenstra i Kendall (1997), Ghosh i Wolf (2001). Potwierdzili oni występowanie dyskryminacji cenowej, która częściowo wyjaśnia odchylenia kursów od parytetu PPP.

Ekonomiści podkreślili również rolę sektora dystrybucji w kształtowaniu się cen konsumpcyjnych, co może mieć wpływ na trwałe odchylenia od PPP. Na istotę tego zagadnienia w kształtowaniu kursów realnych zwrócił uwagę Dornbusch (1989). Badania empiryczne przeprowadzili: Devereux (1999), Burstein, Neves i Rebelo (2000), MacDonald i Ricci (2001, 2005). Stosunkowo najbardziej zaawansowanej analizy dokonali MacDonald i Ricci, którzy zaproponowali modyfikację modelu B-S, wprowadzając do niego sektor dystrybucji. W badaniu empirycznym zastosowali próbę przekrojowo-czasową dla 10 krajów OECD w okresie 1970–1991. Wykorzystując analizę kointegracji z zastosowaniem metody estymacji DOLS (*dynamic OLS*) (Stock i Watson 1993), uzyskali następujące wyniki:

$$\hat{q}_t = \underset{(3,97)}{-0,003 nfa_t} + \underset{(2,74)}{0,007(r_t - r_t^*)} - \underset{(2,78)}{0,253 prod_t^T} - \underset{(6,08)}{0,306 prod_t^{NT}} + \underset{(4,47)}{0,23 prod_t^D} + \underset{(16,45)}{0,58 w_t^T}, \quad (3.39)$$

gdzie: q – realny kurs walutowy oparty na CPI, nfa – aktywa zagraniczne netto, r, r^* – odpowiednio realna krajowa i zagraniczna stopa procentowa, $prod^T$ – relatywna wydajność w sektorze towarów handlowych, $prod^{NT}$ – relatywna wydajność w sektorze towarów niehandlowych, $prod^D$ – relatywna wydajność w sektorze dystrybucji, w^T – stawka płac w sektorze towarów niehandlowych. Jak można zauważyć, wydajność w sektorze dystrybucji wpływała dodatnio na realny kurs walutowy. Ponadto należy zwrócić uwagę na ujemną ocenę przy wydajności w sektorze handlowym, inaczej niż w standardowym podejściu

B-S. MacDonald i Ricci zinterpretowali to jako naruszenie zasady LOP w analizowanym okresie.

Rozwiązanie zagadki PPP, której mianem określa się zbiór czynników powodujących długotrwałe odchylenia kursów nominalnych od parytetu PPP, skłania ekonomistów do weryfikacji szeregu hipotez. Wiele z nich ma bardzo solidne podstawy ekonomiczne, inne opierają się na weryfikacji podejść klasycznych na podstawie nowoczesnych metod analizy szeregów czasowych. Ze względu na to, że PPP traktuje się jako zależność długookresową, szczególnego znaczenia w wyjaśnieniu zmian realnych kursów walutowych nabierają kategorie realne – wydajność czynników produkcji, indeks *terms of trade*, wewnętrzna struktura cen, płace. Do oceny powyższych związków na szeroką skalę stosuje się metody analizy kointegracji oraz szeregi przekrojowo-czasowe. Analiza kointegracji pozwala na zbudowanie modeli korekty błędu, które mają poprawne własności statystyczne. W odróżnieniu od zwykłych modeli dla temp wzrostu, modele korekty błędu pozwalają na generowanie prognoz o właściwym charakterze *ex ante*, tj. z uwzględnieniem rzeczywistych wartości zmiennych objaśniających.

Dotychczas została zaprezentowana klasyczna teoria parytetu PPP oraz jej współczesne rozszerzenia zmierzające do rozwiązania „zagadki” PPP. Przedstawiony przegląd badań empirycznych wskazuje na to, że modelowanie parytetu PPP jest zadaniem złożonym. Jest to spowodowane występowaniem zarówno wielu walut narodowych, jak i kilku walut o znaczeniu międzynarodowym (dolara, euro i jena), które mogą służyć jako waluty bazowe. Ponadto, relację PPP można rozpatrywać w krótkim i długim okresie, to zaś wymaga zastosowania odpowiednich narzędzi ekonometrycznych. Wreszcie, występowanie różnych mierników poziomu cen – konsumpcji, produkcji, importu, eksportu itp. – skłania do prowadzenia analiz porównawczych zarówno w oparciu o statystyczne szeregi czasowe, jak również na podstawie danych panelowych.

W związku z powyższym w dalszej części rozdziału zostanie podjęta próba weryfikacji podstawowych modeli PPP dla kursu euro

ze względu na jego znaczenie dla gospodarki Polski. Parametry modeli z uwzględnieniem różnych indeksów cen zostaną oszacowane z zastosowaniem metody MNK i metody Johansena.

3.5. Weryfikacja empiryczna

3.5.1. Wprowadzenie

Modele dla kursu euro oszacowano wykorzystując w charakterze cen trzy indeksy: towarów i usług konsumpcyjnych CPI, produkcji przemysłowej PPI oraz deflatora PKB. Szacunki powstały w oparciu o dane miesięczne (analiza kointegracji) i kwartalne (MNK, analiza kointegracji) w okresie 1999–2008. Wyjaśnienie symboliki statystyk i zmiennych stosowanych w tablicach, w których zawarto wyniki estymacji, znajduje się w dodatkach C i D.

3.5.2. Klasyczna analiza regresji

Estymacji poddano parametry następujących równań:

$$s = a_0 + a_1 p - a_2 p^* + \varepsilon, \quad (3.40)$$

$$\Delta s = b_0 + b_1 \Delta p - b_2 \Delta p^* + \varepsilon, \quad (3.41)$$

$$s = c_0 + c_1 (p - p^*) + \varepsilon, \quad (3.42)$$

$$\Delta s = d_0 + d_1 (\Delta p - \Delta p^*) + \varepsilon, \quad (3.43)$$

gdzie: s – nominalny kurs walutowy euro w złotych, p – indeks cen krajowych (jednostawowy), p^* – indeks cen zagranicznych (jednostawowy), Δ – operator różnicowania, a, b, c, d – parametry równań, ε – składnik losowy związany z każdym równaniem, $\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Do zapisu równań (3.40)–(3.43), dla uproszczenia, nie wprowadzono indeksu czasu. Zgodnie z aplikacją numeryczną MNK, omówioną w podrozdziale 2.4, równania zostały oszacowane również z uwzględnieniem opóźnień czasowych dla zmiennych objaśniających.

Indeks CPI. Przyjęto maksymalny rząd opóźnienia $p = 24$ kwartały (6 lat). W odniesieniu do równań (3.40)–(3.43) oszacowano 625 regresji (zgodnie z algorytmem $(p + 1)^n = 25^2 = 625$). Wyniki dla równania (3.40) w postaci liczebności i udziałów przedstawia tab. 3.3.

Tab. 3.3. Parytet siły nabywczej (MNK, indeks CPI,
poziomy, udziały)

Liczebność				
	A	B	C	D
A	625	587	42	42
Udział (w proc.)				
A	100	94	7	7
B		100	7	7
C			100	100

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki zawarte w tablicach liczebności i udziałów należy odczytać w następujący sposób. W części tablicy opisanej jako „liczebność” znajduje się liczba oszacowanych regresji po zastosowaniu odpowiedniego filtru aplikacji numerycznej. I tak, w kolumnie A występuje liczba wszystkich regresji w ramach danego rzędu opóźnień, w kolumnie B liczba tych regresji, dla których wyniki miały poprawną treść ekonomiczną i statystyczną ze względu na reszty równania, w kolumnie C liczba regresji, których treść merytoryczna i statystyczna pod względem statystyk dla reszt i statystyki F była poprawna, w kolumnie D zaś liczba regresji, których treść merytoryczna i statystyczna pod względem statystyk dla reszt oraz statystyk F i t była poprawna. W części tablicy opisanej jako „udział” znajdują się udziały procentowe liczby regresji w danej kategorii względem liczby regresji w innej kategorii, natomiast kategorie wyników są opisane używając symbolu kolumny i wiersza, przy czym kategoria definiowana za pomocą symbolu w wierszu stanowi mianownik ilorazu.

Na podstawie tab. 3.3 wnioskuje się, że w 7% przypadków (w odniesieniu do ogólnej liczby oszacowanych równań) wyniki były

poprawne pod względem merytorycznym i statystycznym, przy czym wyniki zostały tak zakwalifikowane na podstawie ograniczonego zbioru statystyk (filtr D) (por. podrozdział 2.4). Zatem można podjąć decyzję o wyborze regresji, która spełnia postulaty merytoryczne i statystyczne, w przypadku zaś większej ich liczby określić średnią i odchylenie standardowe ocen parametrów i rzędu opóźnienia w zakresie wpływu zmiennych objaśniających na zmienną objaśnianą oraz wybranych statystyk testowych.

W celu wyboru „optymalnej” regresji można posłużyć się dodatkowo kryteriami informacyjnymi AIC i SIC. Na tej podstawie spośród 42 regresji (filtr D) wybrano szacunki przedstawione w tab. 3.4.

Tab. 3.4. Parytet siły nabywczej (MNK, indeks CPI, poziomy, wyniki estymacji)

endo:	LOG(PLNEURQ_ES)					
egzo:	LOG(PCPIHPLQ_ES(-10))					
	LOG(PCPIHEMUQ_ES(-21))					
zmienna	egzo 1	egzo 2	const			
parametr	1,96	-4,47	12,59			
t-stat	11,60	-12,91	13,29			
stat	J-B	B-G(4)	ARCH(4)	WHITE	D-W	F
wartość	2,48	5,09	1,29	4,34	1,28	83,46
p-value	0,29	0,28	0,86	0,36		0,00
stat	AIC	SIC	SEE	R2(adj.)		
wartość	-3,73	-3,59	0,04	0,85		
obs.	próba					
31	2001Q2:2008Q4					

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki są poprawne, wysoki jest stopień objaśnienia (85%). Na uwagę zasługują zarówno duże rzędy opóźnień zmiennych objaśniających, jak i wysokie elastyczności cenowe kursu walutowego. Szczególnie wysoka okazała się elastyczność przy indeksie zagranicznym p^* . Wska-

zuje to w obrębie (efektywnej) próby na silniejszą reakcję kursu euro na zmiany indeksu CPI w strefie euro niż w Polsce. Można wnioskować, że wpływ cen CPI na kurs walutowy odbywał się w badanym okresie (2001Q2–2008Q4) z opóźnieniem oraz że elastyczności cenowe były różne od jedności. To dalej oznacza, że nie zaistniały przesłanki dla występowania absolutnego parytetu PPP w formie silnej, lecz wyłącznie w formie słabej.

Należy również zwrócić uwagę na odsetek regresji, które spełniały postulat poprawności merytorycznej (94%). Oznacza to, że w większości przypadków zarówno wpływu jednoczesnego indeksów cen na kurs walutowy, jak i opóźnionego, związek kursu z indeksami cen CPI był poprawny. Dalej oznacza to, że wpływ indeksów cen rozkłada się w czasie i stąd ma uzasadnienie ocena tego wpływu w przeprowadzonym badaniu wraz z określeniem tak wpływu o najsilniejszym charakterze, jak i jego przeciętnego opóźnienia.

Na podstawie uzyskanych wyników nie można przeprowadzić zbyt uogólnionej analizy, gdyż w cenach realizują się wpływy wielu innych zmiennych. W myśl tych wyników zaobserwowano przeciętnie spadek kursu euro, tj. realną aprecjację złotego względem euro. Zgodnie z tym, odchylenia nominalnego kursu euro od relacji wyznaczonej przez ceny miały tendencję do kumulowania się, przynajmniej w obrębie przyjętej próby.

Dla indeksu CPI nie powiodła się próba oszacowania równań (3.41), (3.42) i (3.43).

Ogólnie należałoby wyciągnąć wniosek, że objaśnienie kursu euro za pomocą indeksu CPI nie stanowi dobrego modelu prognostycznego. Wyniki pokazują, że oceny parametrów są zgodne z przesłankami merytorycznymi, tj. zachowane są ogólne postulaty teorii parytetu PPP w sensie kierunku wpływu poszczególnych zmiennych na kurs walutowy. Nie można jednak stwierdzić, że były spełnione założenia tej teorii w formie „silnej”, gdyż oceny parametrów przy indeksach cen były różne od jedności. Ponadto, należy podejść z ostrożnością do przedstawionego przykładu, gdyż zaobserwowano duże rzędy opóźnień.

nień zmiennych objaśniających. W dalszej części rozdziału zostanie przedstawione syntetyczne podsumowanie poszczególnych wyników, również ze względu na zaobserwowane przeciętne opóźnienia zmiennych objaśniających.

Indeks PPI. Na tle indeksu CPI zawiera on stosunkowo dużo towarów będących przedmiotem obrotu zagranicznego. Jak wynika z podrozdziału 3.3, indeks PPI stanowi lepszy czynnik objaśniający dla kursu walutowego, gdyż ceny towarów wymienianych w obrocie zagranicznym powinny mieć bezpośredni wpływ na kurs walutowy.

Jako że maksymalny rząd opóźnienia nie uległ zmianie, to ponownie oszacowano po 625 regresji w każdym przypadku. W odniesieniu do równania (3.40) uzyskano udziały przedstawione w tab. 3.5.

Tab. 3.5. Parytet siły nabywczej (MNK, indeks PPI, poziomy, udziały)

Liczebność				
	A	B	C	D
A	625	494	1	1
Udział (w proc.)				
A	100	79	0	0
B		100	0	0
C			100	100

Źródło: opracowanie własne.

Podobnie jak w przypadku indeksu CPI, na uwagę zasługuje wysoki odsetek (79%) regresji o poprawnej treści merytorycznej. Jedna regresja cechowała się również wysoką jakością statystyczną (tab. 3.6).

Elastyczności cenowe są wyraźnie niższe niż w przypadku indeksu CPI, inny jest również rząd opóźnienia zmiennych. Biorąc pod uwagę odsetek regresji „optymalnych”, relacja dla PPI okazała się mniej stabilna ekonomicznie.

Można wnioskować, że odchylenia kursu nominalnego od ścieżki wyznaczonej przez indeksy PPI były mniej gwałtowne niż dla indeksu CPI. Ponadto, kurs silniej reagował na zmiany indeksu zagranicznego,

co pokazano również dla CPI. Dla równania (3.41) udziały przedstawia tab. 3.7.

Tab. 3.6. Parytet siły nabywczej (MНК, indeks PPI, poziomy, wyniki estymacji)

endo:	LOG(PLNEURQ_ES)					
egzo:	LOG(PPPIPLQ_ES(-24))					
	LOG(PPPIEMUQ_ES(-3))					
zmienna	egzo 1	egzo 2	const			
parametr	0,57	-2,38	9,94			
t-stat	6,40	-8,46	9,65			
stat	J-B	B-G(4)	ARCH(4)	WHITE	D-W	F
wartość	3,03	9,33	7,24	8,33	0,91	35,85
p-value	0,22	0,05	0,12	0,08		0,00
stat	AIC	SIC	SEE	R2(adj.)		
wartość	-3,07	-2,93	0,05	0,69		
obs.	próba					
32	2001Q1:2008Q4					

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 3.7. Parytet siły nabywczej (MНК, indeks PPI, przyrosty, udziały)

	Liczebność			
	A	B	C	D
A	625	177	16	3
	Udział (w proc.)			
A	100	28	3	0
B		100	9	2
C			100	19

Źródło: opracowanie własne.

Jak wynika z tab. 3.7, w obrębie próby udało się znaleźć trzy związki o poprawnej treści merytoryczno-statystycznej. Dodatkowo na podsta-

wie kryteriów informacyjnych AIC i SIC wybrano szacunki przedstawione w tab. 3.8.

Tab. 3.8. Parytet siły nabywczej (MNK, indeks PPI, przyrosty, wyniki estymacji)

endo:	D(LOG(PLNEURQ_ES))					
egzo:	D(LOG(PPPIPLQ_ES))					
D(LOG(PPPIEMUQ_ES))						
zmienna	egzo 1	egzo 2	const			
parametr	0,85	-2,06	-0,00			
t-stat	2,69	-3,58	-0,17			
stat	J-B	B-G(4)	ARCH(4)	WHITE	D-W	F
wartość	0,59	1,65	2,26	1,70	2,19	10,11
p-value	0,74	0,80	0,69	0,79	0,00	
stat	AIC	SIC	SEE	R2(adj.)		
wartość	-4,05	-3,94	0,03	0,26		
obs.	próba					
54	1995Q2:2008Q3					

Źródło: opracowanie własne.

Otrzymano podobne oceny elastyczności cenowych w krótkim i długim okresie (por. tab. 3.6 i tab. 3.8), przy czym w krótkim okresie reakcja kursu ze względu na indeksy PPI następowała bez opóźnień. Zatem bieżąca zmiana indeksów PPI może być w tym samym okresie przyjęta jako podstawa oceny zmian kursu. Dzięki temu równanie (3.41) posiada w tym przypadku wyraźne walory aplikacyjno-prognostyczne.

W odniesieniu do równań (3.42) i (3.43) oszacowano po 25 regresji. Nie powiodła się próba poprawnego oszacowania równania (3.42). Dla równania (3.43) udziały przedstawia tab. 3.9.

Tab. 3.9. Parytet siły nabywczej (MNK, indeks PPI, przyrosty, udziały)

Liczebność				
	A	B	C	D
A	25	20	1	1
Udział (w proc.)				
A	100	80	4	4
B		100	5	5
C			100	100

Źródło: opracowanie własne.

Dla jednej regresji spełniającej postulaty poprawności merytoryczno-statystycznej wyniki są następujące (tab. 3.10).

Tab. 3.10. Parytet siły nabywczej (MNK, indeks PPI, przyrosty, wyniki estymacji)

endo:	D(LOG(PLNEURQ_ES))					
egzo:	D(LOG(PPPIPLQ_ES)-LOG(PPPIEMUQ_ES))					
zmienna	egzo	const				
parametr	1,14	-0,01				
t-stat	4,02	-1,73				
stat	J-B	B-G(4)	ARCH(4)	WHITE	D-W	F
wartość	0,89	1,22	2,78	1,24	2,03	16,13
p-value	0,64	0,88	0,59	0,54		0,00
stat	AIC	SIC	SEE	R2(adj.)		
wartość	-4,02	-3,95	0,03	0,22		
obs.	próba					
54	1995Q2:2008Q3					

Źródło: opracowanie własne.

Po pierwsze, związek pomiędzy zmiennymi był jednoczesny. Po drugie, ocena parametru przy różnicy stóp inflacji PPI była tylko nieznacznie większa od jedności (1,14). Są zatem podstawy do stwierdzenia, że w okresie 1995Q2–2008Q3 zachodził parytet PPP w formie

względnej w odniesieniu do indeksu PPI. Po trzecie, w większości przypadków (80%) związek był poprawny merytorycznie. Biorąc powyższe pod uwagę, pomimo umiarkowanie wysokiego współczynnika determinacji (należy pamiętać, że jest to model wyrażony względem temp wzrostu zmiennych), można przedstawiony związek wykorzystać jako narzędzie *ad hoc* oceny sygnałów dotyczących zmian kursu w reakcji na zmiany dysparytetu stóp inflacji PPI w Polsce i strefie euro. Zachowując ostrożność można wnioskować, że w badanym okresie krótko-okresowe zmiany relacji cen PPI miały, przeciętnie rzecz biorąc, proporcjonalny wpływ na kurs euro.

Deflator PKB. Jest również powszechnie wykorzystywany w analizach ekonomicznych, gdyż obrazuje łączną zmianę cen składników PKB (popytu finalnego). Wykorzystuje się go np. w równaniach importu i eksportu jako składnik realnego kursu walutowego. W odniesieniu do równań z tym indeksem cen zbadano związki sezonowe (NSA) i niesezonowe (SA).

Dla równania (3.40) (NSA) otrzymano następującą tablicę udziałów (tab. 3.11).

Tab. 3.11. Parytet siły nabywczej (MNK, deflator PKB, NSA, poziomy, udziały)

Liczebność				
	A	B	C	D
A	625	605	74	74
Udział (w proc.)				
A	100	97	12	12
B		100	12	12
C			100	100

Źródło: opracowanie własne.

Wysoki jest odsetek (12%) regresji poprawnych merytorycznie i statystycznie, co istotnie pokazuje walory deflatora PKB w przypadku wykorzystania go jako ogniwa realnego kursu walutowego. Spośród 74 regresji spełniających kryteria poprawności modelu (filtr D) dokonano wyboru najlepszej regresji z punktu widzenia statystyki D-W, wartości

kryteriów informacyjnych i stopnia objaśnienia. Wyniki przedstawia tab. 3.12.

Tab. 3.12. Parytet siły nabywczej (MNK, deflator PKB, NSA, poziomy, wyniki estymacji)

endo:	LOG(PLNEURQ_ES)					
egzo:	LOG(PPKBPLQ_ES(-24))					
LOG(PPKBEMUQ_ES(-13))						
zmienna	egzo 1	egzo 2	const			
parametr	1,01	-4,59	18,18			
t-stat	7,85	-8,52	9,21			
stat	J-B	B-G(4)	ARCH(4)	WHITE	D-W	F
wartość	0,60	0,99	2,16	3,37	1,93	36,34
p-value	0,74	0,91	0,71	0,50	0,00	
stat	AIC	SIC	SEE	R2(adj.)		
wartość	-3,08	-2,94	0,05	0,70		
obs.	próba					
32	2001Q1:2008Q4					

Źródło: opracowanie własne.

Rząd opóźnień cen w tej regresji jest również wysoki, podobnie jak w przypadku indeksów CPI i PPI. Ponownie należy zauważyć wyraźnie silniejszą reakcję kursu euro na zmiany deflatora PKB w strefie euro.

Dla równania (3.40) (SA) otrzymano następującą tablicę udziałów (tab. 3.13). Również tym razem wysoki jest odsetek regresji poprawnych merytorycznie i statystycznie (97%). Wśród 33 regresji spełniających kryteria poprawności modelu, najlepsze wyniki z punktu widzenia statystyki D-W, kryteriów informacyjnych i stopnia objaśnienia przedstawia tab. 3.14.

Tab. 3.13. Parytet siły nabywczej (MNK, deflator PKB, SA, poziomy, udziały)

Liczebność				
	A	B	C	D
A	625	608	33	33
Udział (w proc.)				
A	100	97	5	5
B		100	5	5
C			100	100

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 3.14. Parytet siły nabywczej (MNK, deflator PKB, SA, poziomy, wyniki estymacji)

endo:	LOG(PLNEURQ_ES)					
egzo:	LOG(PPKBPLQ_ES_SA(-8))					
LOG(PPKBEMUQ_ES_SA(-23))						
zmienna	egzo 1	egzo 2	const			
parametr	2,43	-5,37	14,71			
t-stat	10,20	-11,55	12,18			
stat	J-B	B-G(4)	ARCH(4)	WHITE	D-W	F
wartość	1,45	6,72	5,46	5,11	1,21	67,06
p-value	0,48	0,15	0,24	0,28		0,00
stat	AIC	SIC	SEE	R2(adj.)		
wartość	-3,56	-3,42	0,04	0,81		
obs.	próba					
33	2000Q4:2008Q4					

Źródło: opracowanie własne.

Wprowadzenie deflatorów PKB skorygowanych sezonowo wpłynęło na zasadniczą zmianę wyników. Inne są rzędy opóźnień i wyższe (co do modułu) oceny parametrów. Pogorszyła się również ogólna jakość statystyczna modelu, z wyjątkiem współczynnika $R^2 = 0,81$. Można zatem wysnuć wniosek, że powinno się ostrożnie podchodzić do kwestii korekt sezonowości. Zwykle w modelach jednorównaniowych, gdy celem jest oszacowanie relacji długookresowej, korekta sezonowa znajduje uzasadnienie. Jeśli jednak równanie wchodzi w skład modelu wielorównaniowego, to należy rozważyć zasadność takiej korekty zmiennych, gdyż powrót do ich „źródłowej” postaci w innych równaniach, w których one występują, może być utrudniony.

Biorąc pod uwagę wyniki estymacji przedstawione w tab. 3.12 i tab. 3.14 należy ponownie stwierdzić, że wpływ gospodarki strefy euro okazał się silniejszy od wpływu gospodarki Polski na kurs walutowy. W tym kontekście należy się spodziewać, że podobnie jak w przypadku indeksów CPI i PPI, oceny parametrów w równaniach (3.42) i (3.43) mogą być znacznie obciążone ze względu na prawdopodobne różnice w strukturze krajowych i zagranicznych koszyków cenowych.

W przypadku NSA nie powiodła się próba oszacowania równania (3.41). Dla tego równania, uwzględniając SA, tablica udziałów jest następująca (tab. 3.15).

Tab. 3.15. Parytet siły nabywczej (MNK, deflator PKB, SA, przyrosty, udziały)

Liczebność				
	A	B	C	D
A	625	204	2	1
Udział (w proc.)				
A	100	33	0	0
B		100	1	0
C			100	50

Źródło: opracowanie własne.

Regresję spełniającą postulat dobroci modelu przedstawia tab. 3.16.

Tab. 3.16. Parytet siły nabywczej (MNK, deflator PKB, SA, przyrosty, wyniki estymacji)

endo:	D(LOG(PLNEURQ_ES))					
egzo:	D(LOG(PPKBPLQ_ES_SA(-8)))					
D(LOG(PPKBEMUQ_ES_SA(-23)))						
zmienna	egzo 1	egzo 2	const			
parametr	1,37	-4,32	0,01			
t-stat	2,06	-2,27	0,54			
stat	J-B	B-G(4)	ARCH(4)	WHITE	D-W	F
wartość	5,31	3,49	2,57	2,62	2,22	4,45
p-value	0,07	0,48	0,63	0,62	0,02	
stat	AIC	SIC	SEE	R2(adj.)		
wartość	-3,43	-3,29	0,04	0,18		
obs.	próba					
32	2001Q1:2008Q4					

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie wyników zawartych w tab. 3.14 i tab. 3.16 można wnioskować, że elastyczności długookresowe były wyższe od krótkookresowych, co pokazuje wyraźną inercję w nominalnym kursie walutowym ze względu na deflator PKB. Zrealizowały się ponadto duże opóźnienia wpływu indeksów cen (identyczne w długim i krótkim okresie), chociaż ich rząd może budzić pewne wątpliwości.

Ze względu na wyraźne różnice w ocenach elastyczności cenowych – krajowych i zagranicznych – nie powiodła się próba oszacowania równań (3.42) i (3.43).

Podsumowanie wyników klasycznej analizy regresji. W tab. 3.17 pokazano zestawienie liczby regresji dla modelu PPP, oszacowanych w odniesieniu do równań (3.40) i (3.41), natomiast w tab. 3.18 dla równań (3.42) i (3.43).

Tab. 3.17. Zestawienie liczby regresji dla modelu PPP
(efekty indywidualne)

Wyszczególnienie	Opóźnienie	Liczba regresji				Obs.		Opóźnienie	Liczba regresji				Obs.	
		A	B	C	D	min.	maks.		A	B	C	D	min.	maks.
PPP	poziom							przyrost						
	CPI	24	625	587	42	28	52	24	625	165	4	0	27	51
	PPI			494	1					177	16	3		
	PPKB NSA			605	74	31	55			231	1	0	30	54
	SA			608	33					204	2	1		

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 3.18. Zestawienie liczby regresji dla modelu PPP
(efekty łączne)

Wyszczególnienie		Opóźnienie	Liczba regresji				Obs.		Opóźnienie	Liczba regresji				Obs.	
			A	B	C	D	min.	maks.		A	B	C	D	min.	maks.
PPP	poziom								przyrost						
	CPI		24	25	12	0	28	52	24	25	19	0	27	51	
	PPI				14			20			1				
	PPKB	NSA			16		32	55			17	0	31	54	
		SA													

Źródło: opracowanie własne.

Z danych zawartych w tab. 3.17 i tab. 3.18 wynikają, niezależnie od indeksu cen, trzy podstawowe wnioski. Po pierwsze, analizę parytetu PPP dla kursu euro powinno prowadzić się z uwzględnieniem efektów dla indywidualnych indeksów cen krajowych i zagranicznych, nie zaś ich różnicy (logarytmów). Po drugie, PPP powinno traktować się jako zależność długookresową, gdyż w znikomej liczbie przypadków powiodła się próba oszacowania związków krótkookresowych. Po trzecie, analiza powinna uwzględniać związki o dużym rzędzie opóźnienia z uwagi na różne poziomy elastyczności w procesach dostosowawczych

kursu walutowego oraz cen towarów i usług. Wówczas zwiększa się szanse generowania stacjonarnych błędów specyfikacji.

W tab. 3.19 i tab. 3.20 pokazano zestawienie wyników estymacji wariantów modelu parytetu PPP z uwzględnieniem średniej („śr.”) i odchylenia standardowego („std.”) ocen otrzymanych w „optymalnych” regresjach (filtr D) oraz statystyk *t* i rzędu opóźnienia regresorów.

Tab. 3.19. Podsumowanie wyników estymacji modelu PPP
(efekty indywidualne)

Wyszczególnienie		p			p*			J-B		B-G		D-W	SEE	R2(adj.)	Obs.		Liczba regresji		
		ocena	t-stat	opóźn.	ocena	t-stat	opóźn.	stat.	prob.	stat.	prob.				min.	maks.		D	
PPP	poziom																		
	CPI	śr.	1,71	7,26	14,90	-4,85	-8,59	19,05	2,25	0,40	6,74	0,21	1,05	0,05	0,72	28	33	42	
		std.	0,76	2,12	6,62	0,68	2,11	4,84	1,44	0,24	2,28	0,18	0,20	0,01	0,08				
	PPI		0,57	6,40	24,00	-2,38	-8,46	3,00	3,03	0,22	9,33	0,05	0,91	0,05	0,69	32		1	
	PPKB	NSA	śr.	1,07	5,95	18,04	-3,86	-6,77	17,65	1,90	0,45	6,81	0,20	1,25	0,06	0,58	31	35	74
			std.	0,39	0,78	5,88	0,52	0,83	7,05	1,27	0,22	2,21	0,19	0,22	0,01	0,06			
		SA	śr.	1,49	8,26	15,97	-4,70	-9,27	19,55	1,72	0,48	6,38	0,23	1,20	0,05	0,72	32	34	33
			std.	0,56	1,10	6,48	0,50	1,16	5,09	1,07	0,22	2,11	0,19	0,19	0,01	0,05			
	przyrost																		
	PPI		śr.	0,93	2,35	0,00	-1,92	-2,75	6,00	1,34	0,53	2,34	0,68	2,10	0,03	0,20	37	54	3
			std.	0,28	0,34	0,00	0,35	0,72	9,54	0,65	0,18	0,75	0,13	0,19	0,01	0,06			
	PPKB	SA	1,37	2,06	8,00	-4,32	-2,27	23,00	5,31	0,07	3,49	0,48	2,22	0,04	0,18	32		1	

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 3.20. Podsumowanie wyników estymacji modelu PPP
(efekty łączne)

Wyszczególnienie		p-p*			J-B		B-G		D-W	R2(adj.)	Obs.		Liczba regresji
		ocena	t-stat	opóźn.	stat.	prob.	stat.	prob.			min.	maks.	D
PPP	przyrost												
	PPI	1,14	4,02	0,00	0,89	0,64	1,22	0,88	2,03	0,22	54	1	

Źródło: opracowanie własne.

Z zestawienia tabelarycznego wynika, że przeciętnie rzecz biorąc, elastyczności kursu euro względem cen zagranicznych były wyższe (co do modułu) od elastyczności względem cen krajowych. Ponadto, odchylenia standardowe ocen, uzyskane w „optymalnych” regresjach, były podobne, niezależnie od zastosowanego indeksu cen. Wysokie przeciętne statystyki t skłaniają do poprawnego wnioskowania o sile związków, mimo występujących problemów z autokorelacją pierwszego rzędu w równaniach długookresowych (dla poziomów zmiennych). Z ekonomicznego punktu widzenia wyniki potwierdzają kumulowanie się odchylen kursu euro od parytetu PPP ze względu na wysokie oceny elastyczności i występujące między nimi różnice. Te odchylenia przebiegały w kierunku aprecjacji złotego względem euro, biorąc chociażby pod uwagę efekt netto zmian kursu walutowego przy założeniu takiej samej dynamiki cen krajowych i zagranicznych. W konsekwencji następował w analizowanym okresie spadek realnego kursu walutowego.

3.5.3. Analiza kointegracji

Analiza empiryczna zostanie przeprowadzona kolejno dla indeksów CPI, PPI i deflatora PKB, podobnie jak dla metody MNK. Ze względu na długość próby kwartalnej, dla porównania wykonano

również szacunki dla danych miesięcznych. Ponadto, z uwagi na zainteresowanie głównie związkami długookresowymi, w odniesieniu do wszystkich zmiennych zastosowano filtr sezonowy X12 (Findley i Hood 1999), testując sezonowość. Jeśli dana zmienna cechowała się sezonowością, to w estymacji wykorzystano wielkości pozbawione wpływów sezonowych.

Niech dany będzie wektor $\mathbf{z}'_t = [s_t, p_t, p_t^*]$, $p_t = \{cpi, ppi, ppkb\}$.

Indeks CPI. Próba oszacowania modelu parytetu PPP dla indeksu CPI – zarówno dla danych miesięcznych, jak i kwartalnych – zakończyła się niepowodzeniem.

Indeks PPI: dane miesięczne. Przyjęto rząd opóźnień $k = 2$ dla modelu VAR (163 obs., próba: 1995M3–2008M9). W tab. 3.21 znajdują się wartości kryteriów wyboru rzędu opóźnienia.

Tab. 3.21. Parytet siły nabywczej (kointegracja, indeks PPI, dane miesięczne, kryteria wyboru rzędu opóźnienia)

Opóźnienie	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	NA	8,71E-08	-7,7422	-7,6828	-7,7180
1	2105,1150	7,17E-14	-21,7528	-21,5152	-21,6563
2	46,1386	5,88E-14	-21,9512	-21,5353	-21,7822
3	8,5700	6,23E-14	-21,8935	-21,2993	-21,6521
4	7,5416	6,65E-14	-21,8297	-21,0572	-21,5159
5	13,1136	6,80E-14	-21,8078	-20,8571	-21,4216
6	5,7653	7,34E-14	-21,7332	-20,6042	-21,2745
7	7,7174	7,80E-14	-21,6744	-20,3672	-21,1434
8	8,4120	8,24E-14	-21,6225	-20,1370	-21,0191
9	14,0033	8,32E-14	-21,6169	-19,9531	-20,9410
10	2,4554	9,21E-14	-21,5194	-19,6773	-20,7711
11	14,0920	9,25E-14	-21,5201	-19,4998	-20,6995
12	11,9373	9,45E-14	-21,5054	-19,3068	-20,6123

Źródło: opracowanie własne.

W tab. 3.22–tab. 3.23 podano wyniki testów na rząd kointegracji zgodnie z zasadą Pantuli (por. podrozdział 2.3).

Tab. 3.22. Parytet siły nabywczej (kointegracja, indeks PPI, dane miesięczne, testy rzędu kointegracji)

Liczba wektorów	Hipoteza														
r	H ₂ (r)			H ₁ *(r)			H ₁ (r)			H*(r)			H(r)		
	wartości krytyczne: MacKinnon J. G., Haug A. A., Michelis L. (1999)														
	test śladu														
	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%
0	0,27	69,73	24,28	0,27	82,46	35,19	0,23	57,57	29,80	0,23	69,32	42,92	0,14	36,06	35,01
1	0,10	19,85	12,32	0,14	32,21	20,26	0,09	16,04	15,49	0,13	27,76	25,87	0,07	12,08	18,40
2	0,02	3,04	4,13	0,05	8,18	9,16	0,00	0,47	3,84	0,03	5,43	12,52	0,00	0,23	3,84
	test λ _{max}														
0	0,27	49,88	17,80	0,27	50,26	22,30	0,23	41,54	21,13	0,23	41,55	25,82	0,14	23,98	24,25
1	0,10	16,81	11,22	0,14	24,03	15,89	0,09	15,56	14,26	0,13	22,33	19,39	0,07	11,85	17,15
2	0,02	3,04	4,13	0,05	8,18	9,16	0,00	0,47	3,84	0,03	5,43	12,52	0,00	0,23	3,84

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 3.23. Parytet siły nabywczej (kointegracja, indeks PPI, dane miesięczne, testy rzędu kointegracji)

Liczba wektorów	Hipoteza														
r	H ₂ (r)			H ₁ [*] (r)			H ₁ (r)			H [*] (r)			H(r)		
	wartości krytyczne: Osterwald-Lenum M. (1992)														
	test śladu														
	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%
0	0,27	69,73	24,31	0,27	82,46	34,91	0,23	57,57	29,68	0,23	69,32	42,44	0,14	36,06	34,55
1	0,10	19,85	12,53	0,14	32,21	19,96	0,09	16,04	15,41	0,13	27,76	25,32	0,07	12,08	18,17
2	0,02	3,04	3,84	0,05	8,18	9,24	0,00	0,47	3,76	0,03	5,43	12,25	0,00	0,23	3,74
	test λ _{max}														
0	0,27	49,88	17,89	0,27	50,26	22,00	0,23	41,54	20,97	0,23	41,55	25,54	0,14	23,98	23,78
1	0,10	16,81	11,44	0,14	24,03	15,67	0,09	15,56	14,07	0,13	22,33	18,96	0,07	11,85	16,87
2	0,02	3,04	3,84	0,05	8,18	9,24	0,00	0,47	3,76	0,03	5,43	12,25	0,00	0,23	3,74

Źródło: opracowanie własne.

Testy pokazały występowanie jednego wektora kointegracji i trendu deterministycznego w przestrzeni kointegracji⁷. Stąd wykonano szacunki modelu VECM(1), przyjmując $r = 1$. Zweryfikowano hipotezy o charakterze ekonomicznym (tab. 3.24), które uwzględniają postulaty teorii PPP zarówno w formie silnej, jak i słabej (w nawiasach kwadratowych dla statystyk χ^2 podano poziom prawdopodobieństwa testu).

Tab. 3.24. Parytet siły nabywczej (kointegracja, indeks PPI, dane miesięczne, restrykcje dla parametrów)

Wektor parametrów β	
$\begin{bmatrix} 1 & -1 & 1 \end{bmatrix}$	$\chi^2(2) = 8,11[0,02]$
$\begin{bmatrix} 1 & \beta_2 & -\beta_2 \end{bmatrix}$	$\chi^2(1) = 5,98[0,01]$
$\begin{bmatrix} 1 & 0 & \beta_3 \end{bmatrix}$	$\chi^2(1) = 0,91[0,34]$
Wektor parametrów α i β	
$\begin{bmatrix} 1 & \beta_2 & \beta_3 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \alpha_1 & 0 & 0 \end{bmatrix}$	$\chi^2(2) = 2,14[0,34]$
$\begin{bmatrix} 1 & 0 & \beta_3 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \alpha_1 & 0 & 0 \end{bmatrix}$	$\chi^2(3) = 2,14[0,54]$

Źródło: opracowanie własne.

Wątpliwości budziła istotność ocen parametrów dla wyrazu korekty błędu przy indeksach cen. Po nałożeniu warunków (dwa ostatnie wiersze tab. 3.24), że odpowiednie oceny parametrów α są równe zeru (restrykcji zerowych), te dwie zmienne cenowe okazały się słabo egzogeniczne, na co wskazują wartości statystyk χ^2 (oraz poziomy prawdopodobieństwa testu).

Ponieważ $r = 1$, to przestrzeń kointegracji została określona przez jeden wektor. Stąd otrzymany wektor kointegracji ma bezpośrednią interpretację ekonomiczną. Ocena parametru relacji długookresowej dla indeksu cen p_t okazała się nieistotna statystycznie (co uwidoczniło w postaci restrykcji w ostatnim wierszu tab. 3.24). Ostatecznie

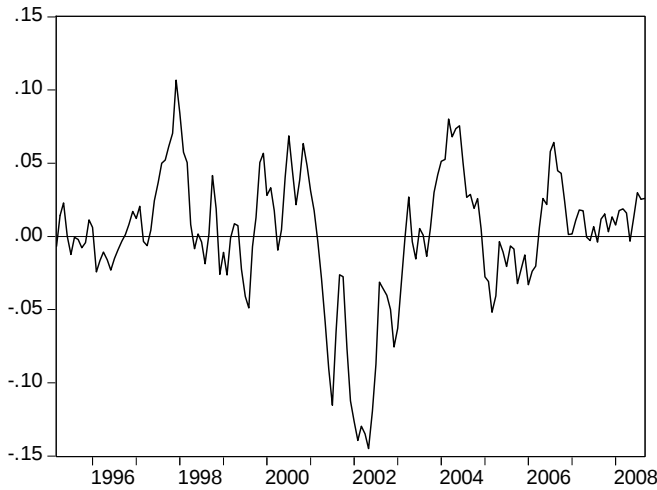
⁷ Decyzję oznaczono w tablicach kolorem szarym.

otrzymano następującą relację kointegracji (w odniesieniu do modelu (3.40)):

$$s_t = 15,18 - 3,17 p_t^* + 0,005t + u_t, \quad u_t \sim N(0, \sigma_u^2). \quad (3.44)$$

(10,22)

Na rys. 3.1 znajduje się wykres reszt u_t (wyraz korekty błędu, *error correction term*, ECT) dla relacji (3.44).



Rys. 3.1. Parytet siły nabywczej (kointegracja, indeks PPI, dane miesięczne, wyraz korekty błędu)

Źródło: opracowanie własne

Szereg reszt (krótkookresowych odchyłeń kursu nominalnego od parytetu PPP) ma stacjonarną reprezentację, $u_t \sim I(0)$, gdyż $ADF = -3,85[0,00]$, $KPSS = 0,11[pval > 10\%]$.

W ten sposób pokazano istnienie trendostacjonarnej kombinacji liniowej kursu walutowego i indeksu cen zagranicznych, która nie potwierdziła występowania absolutnego parytetu PPP w formie silnej.

Ze względu na pozbawienie danych miesięcznych sezonowości, próbę statystyczną należy uznać za stosunkowo liczebną ze względu na poprawność wnioskowania o rzędzie kointegracji, chociaż w żadnym przypadku – miesięcznym lub kwartalnym – nie była ona próbą wyraż-

nie „długookresową”. Samo zwiększenie liczebności próby poprzez zwiększenie częstotliwości pomiaru zmiennych, nie stanowi substytutu dla badań długookresowych. Wpływa za to na wartość oceny wyrazu korekty błędu w równaniu krótkookresowym. Biorąc pod uwagę, że parytet PPP jest zjawiskiem długookresowym o dość długim okresie półtrwania zakłócenia (H-L), zakres próby ma zasadnicze znaczenie.

W świetle przedstawionych wcześniej wniosków z literatury przedmiotu należy stwierdzić, że w najnowszej historii gospodarczej Polski nie zostały wygenerowane odpowiednio długie szeregi czasowe kursu walutowego i cen, które spełniałyby założenie o długim okresie, a ponadto należały do okresu jednolitego reżimu kursowego. Należy zatem podejść z ostrożnością do przedstawionej analizy kointegracji.

Indeks PPI: dane kwartalne. W odniesieniu do kwartalnego indeksu PPI w drodze eksperymentu (por. uwagi w podrozdziale 2.3) przyjęto $k = 1$ (54 obs., próba: 1995Q2–2008Q3). W tab. 3.25 znajdują się wartości kryteriów dla rzędu opóźnienia modelu VAR.

Tab. 3.25. Parytet siły nabywczej (kointegracja, indeks PPI, dane kwartalne, kryteria wyboru rzędu opóźnienia)

Opóźnienie	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	NA	4,63E-08	-8,3753	-8,2572	-8,3308
1	426,1004	3,38E-12	-17,9016	-17,4292	-17,7239
2	19,9273	3,03E-12	-18,0168	-17,1902	-17,7058
3	13,5699	3,12E-12	-18,0006	-16,8197	-17,5562
4	5,3058	4,01E-12	-17,7737	-16,2384	-17,1960
5	20,9031	3,12E-12	-18,0650	-16,1755	-17,3540
6	18,6161	2,50E-12	-18,3469	-16,1031	-17,5025
7	8,1476	2,90E-12	-18,2898	-15,6917	-17,3121
8	11,3155	2,89E-12	-18,4212	-15,4688	-17,3102

Źródło: opracowanie własne.

W tab. 3.26 i tab. 3.27 zawarto wyniki testów rzędu kointegracji.

Tab. 3.26. Parytet siły nabywczej (kointegracja, indeks PPI, dane kwartalne, testy rzędu kointegracji)

Liczba wektorów	Hipoteza														
r	H ₂ (r)			H ₁ [*] (r)			H ₁ (r)			H [*] (r)			H(r)		
	wartości krytyczne: MacKinnon J. G., Haug A. A., Michelis L. (1999)														
	test śladu														
	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%
0	0,79	109,02	24,28	0,79	123,11	35,19	0,72	80,24	29,80	0,72	92,73	42,92	0,39	40,51	35,01
1	0,43	29,12	12,32	0,53	42,61	20,26	0,25	15,00	15,49	0,34	27,44	25,87	0,25	14,99	18,40
2	0,02	0,78	4,13	0,08	4,47	9,16	0,01	0,44	3,84	0,11	6,09	12,52	0,00	0,04	3,84
	test λ _{max}														
0	0,79	79,91	17,80	0,79	80,50	22,30	0,72	65,24	21,13	0,72	65,29	25,82	0,39	25,52	24,25
1	0,43	28,33	11,22	0,53	38,14	15,89	0,25	14,55	14,26	0,34	21,34	19,39	0,25	14,95	17,15
2	0,02	0,78	4,13	0,08	4,47	9,16	0,01	0,44	3,84	0,11	6,09	12,52	0,00	0,04	3,84

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 3.27. Parytet siły nabywczej (kointegracja, indeks PPI, dane kwartalne, testy rzędu kointegracji)

Liczba wektorów	Hipoteza														
r	H ₂ (r)			H ₁ [*] (r)			H ₁ (r)			H [*] (r)			H(r)		
	wartości krytyczne: Osterwald-Lenum M. (1992)														
	test śladu														
	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%
0	0,79	109,02	24,31	0,79	123,11	34,91	0,72	80,24	29,68	0,72	92,73	42,44	0,39	40,51	34,55
1	0,43	29,12	12,53	0,53	42,61	19,96	0,25	15,00	15,41	0,34	27,44	25,32	0,25	14,99	18,17
2	0,02	0,78	3,84	0,08	4,47	9,24	0,01	0,44	3,76	0,11	6,09	12,25	0,00	0,04	3,74
	test λ _{max}														
0	0,79	79,91	17,89	0,79	80,50	22,00	0,72	65,24	20,97	0,72	65,29	25,54	0,39	25,52	23,78
1	0,43	28,33	11,44	0,53	38,14	15,67	0,25	14,55	14,07	0,34	21,34	18,96	0,25	14,95	16,87
2	0,02	0,78	3,84	0,08	4,47	9,24	0,01	0,44	3,76	0,11	6,09	12,25	0,00	0,04	3,74

Źródło: opracowanie własne.

Testy wskazują na występowanie jednego wektora kointegracji, potencjalnie dla dwóch hipotez – trzeciej i piątej. Testując obie hipotezy, ostatecznie przyjęto szacunki modelu VECM(0) dla $r = 1$ i hipotezy piątej $H(r)$. Następnie poddano weryfikacji hipotezy PPP zawarte w tab. 3.28.

Tab. 3.28. Parytet siły nabywczej (kointegracja, indeks PPI, dane kwartalne, restrykcje dla parametrów)

Wektor parametrów β	
$\begin{bmatrix} 1 & -1 & 1 \end{bmatrix}$	$\chi^2(2) = 8,05[0,02]$
$\begin{bmatrix} 1 & \beta_2 & -\beta_2 \end{bmatrix}$	$\chi^2(1) = 2,41[0,12]$
Wektor parametrów α i β	
$\begin{bmatrix} 1 & -1 & 1 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0 & \alpha_2 & 0 \end{bmatrix}$	$\chi^2(4) = 9,88[0,04]$
$\begin{bmatrix} 1 & \beta_2 & -\beta_2 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0 & \alpha_2 & 0 \end{bmatrix}$	$\chi^2(3) = 4,08[0,25]$

Źródło: opracowanie własne.

Wątpliwości budziła istotność ocen parametrów dla wyrazu korekty błędu przy kursie walutowym i zagranicznym indeksie cen. Po nałożeniu restrykcji zerowych te dwie zmienne okazały się słabo egzogeniczne.

Ponieważ $r = 1$, to przestrzeń kointegracji została określona przez jeden wektor. Otrzymany wektor kointegracji ma bezpośrednią interpretację ekonomiczną. Uzyskano następującą relację kointegracji:

$$s_t = -1,90 + 1,39 \underset{(8,77)}{(p_t - p_t^*)} + 0,008t + u_t. \quad (3.45)$$

Na rys. 3.2 znajduje się wykres błędów równowagi (ECT) dla relacji (3.45).



Rys. 3.2. Parytet siły nabywczej (kointegracja, indeks PPI, dane kwartalne, wyraz korekty błędu)

Źródło: opracowanie własne

Podobnie jak dla danych miesięcznych, można pokazać, że szereg reszt ma stacjonarną reprezentację, $u_t \sim I(0)$, gdyż $ADF = -2,40[0,02]$, $KPSS = 0,17[pval > 10\%]$. W przypadku danych kwartalnych ocena parametru przy różnicy indeksów cen okazała się istotna statystycznie, bliska jedności, natomiast hipoteza o jednako-
wym wpływie cen na kurs nie uległa odrzuceniu. To pozwala sądzić, że model ECM z relacją równowagi opartą na indeksach PPI może stanowić podstawę predykcji zmian kursu euro, zwłaszcza że dla indeksu cen CPI oraz kwartalnego deflatora PKB – który był również przedmiotem rozważań – nie znaleziono związków kointegracji, które miałyby statystyczne i merytoryczne uzasadnienie.

3.6. Podsumowanie wyników analizy regresji i kointegracji

W tab. 3.29 znajduje się zestawienie ocen parametrów długookresowych dla przeprowadzonej analizy parytetu PPP.

Tab. 3.29. Podsumowanie wyników estymacji modeli parytetu PPP

Wyszczególnienie					p	p*
					poziom	
PPP	CPI	MNK	NSA	Q	1,71	-4,85
	PPI				0,57	-2,38
		koint	SA	M	x	-3,17
	1,39				-1,39	
	PPKB	MNK	NSA	Q	1,07	-3,86
			SA		1,49	-4,70

Źródło: opracowanie własne.

Jak wynika z tab. 3.29, oceny parametrów dla indeksów cen były zróżnicowane. Nie stwierdzono, poza jednym przypadkiem (PPI), aby wpływ indeksów cen krajowych i zagranicznych był identyczny. W większości przypadków wpływ indeksu cen zagranicznych był wyraźnie silniejszy niż indeksu cen krajowych. Zastosowane metody analizy, służące oszacowaniu parametrów, nie dały zasadniczo odmiennych rezultatów. Pokazano istnienie trendostacjonarnej kombinacji liniowej kursu euro i indeksu cen, która nie potwierdziła występowania absolutnego parytetu PPP w formie silnej. Zaobserwowano natomiast istnienie w latach 1999–2008 mechanizmu indeksacji kursu względem cen, który przy podobnej dynamice cen krajowych i zagranicznych wskazywał na realną aprecjację złotego względem euro dla wszystkich indeksów cen.

Na podstawie przeprowadzonej analizy należy wnioskować, że w omawianym okresie nie występował absolutny parytet PPP w postaci „silnej”. Są natomiast podstawy sądzić, że taki parytet występował w formie względnej w odniesieniu do indeksu PPI, jeśli weźmie się pod uwagę różnicę (logarytmów) indeksów cen (tab. 3.20).

Jak wynika z tab. 3.29, kurs reagował nadmiernie na zmiany cen, co należy wiązać z różnym poziomem elastyczności zmian kategorii realnych i finansowych. W bardzo krótkim okresie (tab. 3.20) indeks PPI można wykorzystać do sporządzania prognoz ostrzegawczych kur-

su euro. W krótkim okresie, po zastosowaniu relacji kointegrujących (3.44) lub (3.45), można podjąć próbę prognozowania *ex ante* kursu miesięcznego (M) i kwartalnego (Q).

Pokazano, że analiza parytetu PPP może okazać się pomocna w prowadzeniu polityki kursowej, szczególnie jeśli weźmie się pod uwagę wpływ indeksu PPI na kurs walutowy euro w krótkim okresie. Teoria PPP stanowi ważne ogniwo teorii kursów walutowych równowagi. Rozważania nad modelami kursów równowagi znajdują się w rozdziale 7 monografii. Teorii PPP nie powinno się traktować jako wyłączonej metody wyznaczania poziomu równowagi kursu walutowego.

Model parytetu PPP stanowi jedno z podejść do analizy kursów walutowych. Obok teorii parytetu PPP wyróżnia się również teorię parytetu stóp procentowych, która jest przedmiotem rozważań w rozdziale 4.

4

Teoria parytetu stóp procentowych i efektywność rynku walutowego

4.1. Wprowadzenie

W tym rozdziale zostaną podjęte podstawowe rozważania na temat parytetu stóp procentowych i efektywności rynku walutowego. Założenie o parytecie stóp procentowych jest powszechne w modelowaniu kursów walutowych.

Jeśli rynek jest efektywny, to cena, w tym przypadku kurs walutowy, w pełni odzwierciedla sytuację rynkową. Wówczas nie występuje możliwość arbitrażu, tj. osiągania nadzwyczajnych korzyści w wyniku działań spekulacyjnych. Hipotezę rynku efektywnego można na poziomie zagregowanym sprowadzić do hipotezy łącznej, że uczestnicy rynku formułują oczekiwania w sposób racjonalny oraz są neutralni wobec ryzyka.

Z pojęciem efektywności rynku walutowego wiąże się określenie parytetu stóp procentowych. Wyróżnia się dwie formy parytetu:

- „zabezpieczony” (*covered interest rate parity*, CIP);
- „niezabezpieczony” (*uncovered interest rate parity*, UIP).

Możliwości analizy obu form parytetu mają związek z powstaniem terminowych rynków walutowych. Rynek terminowy walut powstał w Anglii w drugiej połowie XIX w. Pierwszym ekonomistą, który zajął się zagadnieniami dotyczącymi różnicy między terminowym a bieżącym kursem walutowym w kategoriach różnicy między stopami procentowymi, był Lotz (1889). Gwałtowny wzrost obrotów i rozwój

rynku terminowego nastąpił po I wojnie światowej. Systematyczny wykład na ten temat zaprezentował Keynes. Za „fundamentalną przyczynę” zmian kursu walutowego na rynku terminowym uważał różnice stóp procentowych między głównymi międzynarodowymi ośrodkami finansowymi (Keynes 1923). Terminowy rynek walut ma służyć zmniejszaniu ryzyka zmian kursu walutowego, towarzyszącym walutowym płatnościom handlowym i kapitałowym.

W następnych podrozdziałach przedstawione zostaną rozważania na temat parytetu CIP i UIP oraz związku pomiędzy nimi w kontekście efektywności rynku.

4.2. Parytet „zabezpieczony” CIP

Zagadnienie parytetu stóp procentowych CIP można zilustrować w następujący sposób (Sarno i Taylor 2002). Niech będą dane dwie waluty: euro i dolar. Kurs bieżący euro do dolara w okresie t oznaczmy przez S_t , natomiast kurs terminowy (*forward*) przez ${}_{t+1}F_t$, tzn. że kurs terminowy ustalany jest w momencie t na okres $t+1$. Ponadto, niech dane będą dwie stopy procentowe R_t oraz R_t^* , oznaczające odpowiednio stopę procentową w strefie euro (EMU) i USA. Inwestycja kapitałowa, wyrażona w dolarach i wymieniona na euro po kursie S_t , przyniosłaby w okresie $t+1$, przy stopie procentowej R_t , kapitał w euro równy $S_t(1+R_t)$. W sytuacji gdyby inwestor zawarł kontrakt terminowy, utrzymałby inwestycję w dolarach przy stopie procentowej R_t^* i następnie wymienił kapitał po kursie ${}_{t+1}F_t$. Uzyskałby wówczas kapitał denominowany w euro równy ${}_{t+1}F_t(1+R_t^*)$. W warunkach swobody przepływu kapitału, zjawisko arbitrażu na rynku efektywnym powinno doprowadzić do zrównoważenia się stóp zwrotu z inwestycji. Zatem nawet w krótkim okresie można przyjąć, że:

$${}_{t+1}F_t(1+R_t^*) = S_t(1+R_t), \quad (4.1)$$

co oznacza równowagę na rynkach kapitałowych w EMU i USA. Na podstawie (4.1) otrzymuje się:

$$\frac{{}_{t+1}F_t}{S_t} = \frac{1 + R_t}{1 + R_t^*}. \quad (4.2)$$

Przyjmując oznaczenia: ${}_{t+1}f_t \equiv \ln({}_{t+1}F_t)$, $s_t \equiv \ln S_t$, $r_t \equiv \ln(1 + R_t)$ i $r_t^* \equiv \ln(1 + R_t^*)$, wyrażenie (4.2) można zapisać w postaci:

$${}_{t+1}f_t - s_t = r_t - r_t^*. \quad (4.3)$$

Wyrażenie (4.3) oznacza, że relacja kursu terminowego euro/dolar względem kursu bieżącego jest równa różnicy stóp procentowych w strefie euro i USA, przy czym pomija się możliwość wystąpienia premii za ryzyko (*risk premium*). Innymi słowy, wyrażenie to określa premię (lub dyskonto), jaką muszą zapłacić inwestorzy w momencie t , aby zabezpieczyć się przed ryzykiem związanym z kontraktem na dostawę lub otrzymanie walut w okresie $t + 1$. Inwestor może oczywiście lokować kapitał w inwestycjach o stopie procentowej R_t^* i następnie wymieniać go po kursie S_{t+1} . Jednak wówczas ryzyko kursowe w przedziale czasu $(t, t + 1)$ pozostaje niezabezpieczone.

Wytrącenie z równowagi relacji (4.3) prowadziłoby, poprzez działania arbitrażowe, do zmian stóp procentowych i kursów walutowych, a w konsekwencji do przywrócenia stanu równowagi. W przypadku rynku walutowego procesy dostosowawcze, na skutek zmian stóp procentowych, zachodzą z dużą prędkością. Przyczynia się do tego swoboda przepływu kapitału pomiędzy głównymi ośrodkami finansowymi świata, na których odbywa się obrót wszystkimi walutami.

W wielu badaniach empirycznych podjęto analizę parytetu CIP (Branson 1969, Aliber 1973, Frenkel i Levich 1975, 1977, Dooley i Isard 1980, Taylor 1989), gdyż obserwacje dla zmiennych są łatwo dostępne. W praktyce można spotkać dwa podejścia do weryfikacji parytetu CIP. Po pierwsze, z tożsamości (4.3) oblicza się odchylenia od CIP. Jeśli różnią się istotnie od zera, to odrzuca się hipotezę CIP. Należy uwzględnić koszty transakcyjne, które wyznaczają przedział dla odchyleń, w którym nie występują możliwości arbitrażu. W tym podejściu

duże znaczenie ma jakość danych i moment ich pomiaru, z uwzględnieniem odpowiednich stóp procentowych związanych z terminem zapadalności instrumentów finansowych. Taylor (1989), wykorzystując dane o wysokiej częstotliwości, pokazał, że bardzo rzadko występują okresy zakłócenia parytetu CIP, nawet w okresach wzmożonej zmienności na rynku. Według niego, wystąpienie „efektu terminu zapadalności” (*maturity effect*) oznacza, że częstotliwość, wielkość i trwałość arbitrażu są rosnącą funkcją długości okresu do wykupu bazowych instrumentów finansowych. Po drugie, weryfikacja sprowadza się do oszacowania regresji o postaci:

$${}_{t+1}f_t - s_t = \phi_0 + \phi_1(r_t - r_t^*) + \varepsilon_t. \quad (4.4)$$

Weryfikuje się dwie hipotezy, że $\phi_0 = 0$ i $\phi_1 = 1$, przy zachowaniu poprawnych własności składnika losowego. W sytuacji, gdy $\phi_0 \neq 0$, mówi się o niezerowych kosztach transakcyjnych. Jednak, jak stwierdził Taylor (1989), brak podstaw do odrzucenia wspomnianych hipotez nie oznacza, że możliwości arbitrażu nie wystąpiły. To oznacza tylko, że parytet CIP zachodził przeciętnie w czasie, lecz niezerowe reszty mogły wskazywać na międzyokresowe możliwości arbitrażowe. Wydaje się, że tego typu analiza nie stanowi właściwego podejścia do weryfikacji hipotez o efektywności rynku. Jeśli uwzględni się koszty transakcyjne, które powodują powstanie neutralnego przedziału zmienności, to parytet CIP można analizować podobnie jak PPP, w sposób nieliniowy za pomocą modeli progowych. Obserwuje się wówczas zachowanie parytetu CIP wewnątrz i na zewnątrz przedziału (Wohar i Balke 1998, Peel i Taylor 2002).

4.3. Parytet „niezabezpieczony” UIP

W przypadku hipotezy parytetu UIP postuluje się, że siły rynkowe równoważą oczekiwaną stopę zwrotu z niezabezpieczonej inwestycji kapitałowej ze stopą zwrotu z inwestycji polegającej na wymianie kapitału po kursie S_t przy stopie procentowej R_t . Wówczas oczekiwany kurs walutowy różni się w takim stopniu od kursu bieżącego, w ja-

kim krajowa stopa procentowa różni się od stopy zagranicznej. Mamy zatem:

$$E_t(S_{t+1})(1 + R_t^*) = S_t(1 + R_t). \quad (4.5)$$

Po prostych przekształceniach z wykorzystaniem własności logarytmu naturalnego otrzymuje się:

$$E_t(s_{t+1}) - s_t = r_t - r_t^*. \quad (4.6)$$

Analizę parytetu UIP należy ściśle powiązać z hipotezą rynku efektywnego. Fama (1970) wyróżnił trzy formy efektywności rynku:

- słabą – bieżąca cena obejmuje całą informację zawartą w cenach z przeszłości;
- półsilną – bieżąca cena obejmuje całą publicznie dostępną informację, włączając w to informację zawartą w cenach z przeszłości;
- silną – bieżąca cena obejmuje całą dostępną informację.

Efektywność rynku wyraża formuła UIP wynikająca z możliwości posiadania walut, dla których oczekiwana zmiana kursu jest równa różnicy krajowych i zagranicznych stóp procentowych. Zatem warunkiem koniecznym dla zaistnienia parytetu UIP jest doskonała substytucja aktywów i doskonała mobilność kapitału.

W praktyce nie zachodzą warunki, w których wystąpiłaby efektywność w formie silnej. Głównie za sprawą uzyskania poufnych informacji, ale również nieoczekiwanych interwencji banków centralnych. Forma półsilna jest najbliższa hipotezie racjonalnych oczekiwań, pod warunkiem że uczestnicy rynku stosują ten sam model rynku i wykorzystują całą dostępną informację w procesie formułowania oczekiwań.

Weryfikacja hipotez o efektywności rynku opiera się na obserwowaniu kursów bieżących i terminowych. W tym celu formułuje się premię, określoną jako procentowe odchylenie kursu *forward*, dla ustalonego terminu zapadalności, od kursu bieżącego (*spot*). Przyjmując, że parytet CIP zachodzi, UIP stanowi, że premia powinna być równa oczekiwanej deprecjacji walutowej. W związku z tym można przyjąć, że:

$$E(s_{t+1}) - s_t = {}_{t+1}f_t - s_t. \quad (4.7)$$

Z warunku (4.7) wynika, że:

$$E(s_{t+1}) = {}_{t+1}f_t. \quad (4.8)$$

W sytuacji oczekiwań racjonalnych kurs *forward* jest nieobciążonym predyktorem bieżącego kursu walutowego. Innymi słowy, hipoteza rynków efektywnych postuluje, że różnice stóp procentowych są nieobciążonymi predyktorami zmian kursu walutowego. Hipotezę tę można weryfikować empirycznie, a test polega na łącznej weryfikacji hipotezy UIP wraz z hipotezą, że oczekiwania względem kursu walutowego są racjonalne¹. Weryfikacja empiryczna polega na posłużeniu się następującym modelem:

$$\Delta s_{t+1} = \phi_0 + \phi_1({}_{t+1}f_t - s_t) + \varepsilon_{t+1}, \quad (4.9)$$

lub na mocy (4.3):

$$\Delta s_{t+1} = \phi_0 + \phi_1(r_t - r_t^*) + \varepsilon_{t+1}, \quad (4.10)$$

gdzie: ε_{t+1} – składnik losowy, oznaczający błąd prognozy w warunkach racjonalnych oczekiwań. Analiza w oparciu o regresję (4.9) ma na celu weryfikację hipotezy, że uczestnicy rynku są neutralni wobec ryzyka i formułują swoje oczekiwania w sposób racjonalny. Wówczas hipoteza zerowa zakłada, że $\phi_1 = 1$ oraz, przy założeniu prawdziwości hipotezy zerowej, $E(\varepsilon_{t+1} | \Omega_t) = 0$, gdzie Ω_t oznacza zbiór informacji dostępnej w momencie t .

Podjęto wiele badań nad modelem (4.9), w których odrzuca się hipotezę o efektywności rynku (Fama 1984, Bekaert i Hodrick 1993). Ponadto wynika z nich, że $\phi_1 < 0$. Zatem im większą premię *forward*

¹ W momencie stawiania prognozy bierze się pod uwagę całą dostępną informację. Prognoza *ex post* może okazać się nietrafna, jednak w momencie jej stawiania uważano ją za optymalną. W pracy Milo (1998) podano szerszy kontekst związku między prognozami i racjonalnymi oczekiwaniami. Por. również Osińska (2000).

obserwuje się na rynku w terminie zapadalności $t + 1$, tym mniejszej deprecjacji waluty krajowej oczekuje się w tym samym horyzoncie czasu. Ponadto należy zwrócić uwagę na rolę wyrazu wolnego ϕ_0 , który w wielu badaniach przyjmuje wartość niezerową, ze względu zaś na wyrażenie lewej strony równania w postaci temp wzrostu, nie musi następować oczekiwana aprecjacja waluty. Przegląd wspomnianych badań można znaleźć w pracy Froota i Thaler (1990). Wynika z nich, że przeciętna wartość $\hat{\phi}_1 = -0,88$ (por. również Raczek 2008). Jako ogólny przykład można podać szacunki Famy (1984) dla kursu frank szwajcarski/dolar:

$$\Delta \hat{s}_{t+k} = 0,81 - 1,15 \underset{(0,42)}{f_{t+k}} - \underset{(0,50)}{s_t}, \quad (4.11)$$

gdzie w nawiasach pod ocenami parametrów podano błędy standardowe ocen.

Sarno i Taylor (2002) pokazali, że weryfikacja hipotez o efektywności rynku na podstawie równania (4.9) nie powinna sprowadzać się do szacowania równania:

$$s_{t+1} = \phi_0 + \phi_1 s_t + \varepsilon'_{t+1}, \quad (4.12)$$

gdzie: ε' – składnik losowy, gdyż (4.9) i (4.12) są identyczne przy założeniu, że $\phi_1 = 1$, natomiast reparametryzacja (4.9) oznacza, że $\varepsilon'_{t+1} = (1 - \phi_1)s_t + \varepsilon_{t+1}$. Wówczas, w warunkach niestacjonarności $s_t \sim I(1)$, tradycyjny estymator MNK będzie prowadził do obciążenia oceny $\phi_1 \rightarrow 1$.

Podjęto zatem próby respecyfikacji modelu (4.9). Jednym z takich podejść jest weryfikacja hipotezy o ortogonalności błędu predykcji przy założeniu, że $\phi_1 = 1$ w równaniu (4.9):

$$s_{t+1} - s_t = \mathbf{Z}_t \boldsymbol{\Phi} + \varepsilon_{t+1}, \quad (4.13)$$

gdzie: $\boldsymbol{\Phi} \subset \boldsymbol{\Omega}_t$. Wówczas weryfikuje się hipotezę, że $\mathbf{Z} = \mathbf{0}$. Hansen i Hodrick (1980) zastosowali model (4.13) z wykorzystaniem metody

momentów i odrzucili hipotezę o efektywności rynku, nawet w warunkach wprowadzenia dodatkowej informacji do zbioru Φ_t . Badania przeprowadzili dla okresu płynnych kursów walutowych z lat dwudziestych i siedemdziesiątych XX w.

Kolejną metodą, którą zaproponowali Hakkio (1981) oraz Baillie, Lippens i McMahon (1983) jest wykorzystanie dwuwymiarowego modelu VAR dla zmiennych Δs_{t+k} i $\Delta_{t+k} f_t$, gdzie k oznacza termin zapadalności bazowych instrumentów finansowych i testowanie nieliniowych restrykcji na parametry, wynikających z hipotezy o efektywności rynku. Zastosowanie tego modelu również doprowadziło do odrzucenia hipotezy o efektywności rynku. To podejście spotkało się z krytyką MacDonalda i Taylora (1991), którzy słusznie zauważyli, że model VAR zbudowany w oparciu o tempa wzrostu napotyka na problem błędu specyfikacji, polegający na nieuwzględnieniu wyrazu korekty błędu w warunkach kointegracji zmiennych. Punktem wyjścia tego spostrzeżenia są prace Shillera (1979) oraz Campbella i Shillera (1987), według których przyjęcie hipotezy racjonalnych oczekiwań ma skutki również dla poziomów zmiennych, stąd posiłkowanie się wyłącznie tempami wzrostu nie pozwala na testowanie wszystkich warunków postulowanych przez teorię efektywności. Zwięzłe przedstawienie respecyfikacji omawianego modelu VAR pokazali Sarno i Taylor (2002).

Wnioski empiryczne, z których wynikało, że należy odrzucić hipotezę rynku efektywnego, skłoniły ekonomistów do podjęcia badań nad własnościami statystycznymi szeregów kursów walutowych. Jednym z takich przykładów jest praca Claridy i Taylora (1997). Ich podejście cechuje się tym, że w przypadku odrzucenia hipotezy rynku efektywnego, premia *forward* nadal stanowi dobry predyktor przyszłego kursu walutowego. W tym celu wykorzystali oni wnioski Beveridge'a i Nelsona (1981) oraz Stocka i Watsona (1988), iż dowolny proces ścieżki losowej można zdekomponować na sumę procesu ścieżki losowej i procesu stacjonarnego. Clarida i Taylor (1997) przyjęli, że:

$$s_t = z_t + v_t, \quad (4.14)$$

gdzie: s – nominalny kurs walutowy, z – proces ścieżki losowej z dryfem, v – proces stacjonarny, $E(v_t) = 0$, $Var(v_t) = \sigma_v^2 < \infty$. Uogólnioną premię *forward*, która wyraża odstępstwa od hipotezy rynku efektywnego i hipotezy racjonalnych oczekiwań, przedstawili w następujący sposób:

$$\psi_t \equiv {}_{t+k}f_t - E(s_{t+k} | \Omega_t). \quad (4.15)$$

Na podstawie (4.14) i (4.15) można otrzymać:

$${}_{t+k}f_t = \psi_t + k\gamma + E(v_{t+k} | \Omega_t) + z_t, \quad (4.16)$$

gdzie γ oznacza dryf procesu z_t . Odejmując (4.14) od (4.16) można otrzymać:

$${}_{t+k}f_t - s_t = \psi_t + k\gamma + E(v_{t+k} - v_t | \Omega_t). \quad (4.17)$$

Z (4.17) wynika, że jeśli $\psi_t \sim I(0)$, to $({}_{t+k}f_t - s_t) \sim I(0)$, co dalej oznacza, że zmienne ${}_{t+k}f_t$ i s_t są skointegrowane. Wówczas istnieje reprezentacja VECM, którą można traktować jako alternatywny predyktor nominalnego kursu walutowego. Clarida i Taylor (1997) zweryfikowali empirycznie to podejście, stosując kursy terminowe o terminach zapadalności 1, 3, 6 i 12 miesięcy dla kursów głównych walut. Pokazali, że kursy terminowe można z powodzeniem wykorzystać do predykcji kursów bieżących.

W związku z powszechnym, empirycznym wnioskiem o odrzuceniu hipotezy o efektywności rynku, podjęto badania nad reinterpretacją podstawowych modeli.

Po pierwsze, jednym z powodów, dla których rynek może nie być efektywny, jest występowanie premii za ryzyko w warunkach niechęci do podejmowania ryzyka przez uczestników rynku (*risk aversion*). Należy wówczas zmodyfikować równanie UIP:

$$\rho_t = r_t - r_t^* - [E_t(s_{t+1}) - s_t], \quad (4.18)$$

gdzie: ρ – premia za ryzyko, która wyraża nadzwyczajną stopę zwrotu, związaną z ryzykiem posiadania obcej waluty. Zgodnie z (4.18), stopa procentowa r przewyższa stopę r^* w stopniu większym niż wynosi oczekiwany wzrost kursu walutowego. Innymi słowy, jeśli jedna waluta jest postrzegana przez uczestników rynku jako bardziej ryzykowna niż inna waluta, to związana z tą pierwszą walutą stopa procentowa powinna zawierać premię za ryzyko. Występowanie premii za ryzyko niesie ze sobą problemy statystyczne w weryfikacji równania (4.9). Sarno i Taylor (2002) pokazali, że jeśli $\phi_1 < 1/2$, to w warunkach występowania premii za ryzyko, wariancja prognozowanych stóp zwrotu na rynku walutowym jest większa od wariancji oczekiwanej zmiany kursu walutowego. W konsekwencji zmienna w czasie premia za ryzyko ma wpływ na szacunki modelu i na weryfikację hipotez o efektywności rynku.

Po drugie, przyczyn odrzucenia hipotezy o efektywności rynku upatruje się w sposobie, w jakim uczestnicy rynku formułują oczekiwania. W tej grupie hipotez badawczych można wskazać na następujące zagadnienia: racjonalne bąble spekulacyjne (Meese 1986) i problem „peso” (Rogoff 1979).

Racjonalny bąbel spekulacyjny charakteryzuje się tym, że bieżący kurs walutowy zaczyna znacznie odchyłać się od kursu równowagi wyznaczonego przez czynniki fundamentalne. Z punktu widzenia teorii takie bąble spekulacyjne mogą powstawać, gdyż w pewnej klasie modeli kursu walutowego może występować wiele stanów równowagi w warunkach racjonalnych oczekiwań. Dla ilustracji można przyjąć ogólny monetarny model kursu walutowego, który będzie przedmiotem szczegółowych rozważań w rozdziale 5.

$$s_t = v_t + \lambda E(s_{t+1}), \quad (4.19)$$

gdzie: v_t – czynnik fundamentalny, λ – czynnik dyskontujący oczekiwaną wartość kursu walutowego w okresie $t+1$. Stosując rekursywne podstawienia, otrzymuje się rozwiązanie dla kursu walutowego:

$$\tilde{s}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i E(v_{t+i}). \quad (4.20)$$

Należy zwrócić uwagę, że rozwiązanie o postaci (4.20) jest szczególnym rozwiązaniem dla (4.19) w ogólnej klasie rozwiązań o postaci:

$$s_t = \tilde{s}_t + B_t, \quad (4.21)$$

przy czym B_t spełnia warunek:

$$B_t = \lambda E(B_{t+1}). \quad (4.22)$$

Przy założeniu racjonalnych oczekiwań, równanie (4.21) stanowi rozwiązanie dla (4.19). Zgodnie z (4.21), B_t określa odchylenie kursu bieżącego od stanu równowagi, wyznaczonego przez czynniki fundamentalne. Jeśli przyjmie się, że uczestnicy rynku kwalifikują czynnik B_t jako istotny, to w konsekwencji należy również założyć, że jego rozkład prawdopodobieństwa jest asymetryczny. Gdyby zatem wprowadzić składnik losowy do (4.19), to rozkład tego składnika również byłby asymetryczny, to zaś wpłynęłoby na dokładność procesu wnioskowania. Empiryczne rozwiązanie tego problemu, warunkowe względem postaci modelu kursu, zaproponował Meese (1986). Wprowadził on składnik losowy do równania (4.19), oszacował parametr λ przy założeniu racjonalnych oczekiwań, następnie przyjął, że v_t jest generowane przez stacjonarny proces autoregresyjny. Ponowne oszacowanie parametru λ , przy nowych założeniach, pozwoliło na zastosowanie testu specyfikacji Hausmana (1978), w którym można porównać statystyczne zróżnicowanie obydwu ocen parametru λ . Przy założeniu, że nie występują błędy spekulacyjne, te dwie oceny powinny się nieistotnie różnić. Meese (1986) odrzucił hipotezę o braku błędów spekulacyjnych w odniesieniu do kursów głównych walut w próbie miesięcznej dla okresu 1973–1982. Badania w tym obszarze prowadzili również: Evans (1986), Taylor i Peel (1998) oraz Sarno i Taylor (1999). Szeroką dyskusję na temat błędów spekulacyjnych i ich genezy można znaleźć w pracy Gärtnera (1993).

Źródłem inspiracji dla teoretycznego modelu efektu „peso” (Rogoff 1979) była sytuacja meksykańskiego rynku walutowego w latach siedemdziesiątych XX w. W tym czasie obowiązywał w Meksyku reżim kursu stałego, natomiast wysoka stopa procentowa generowała wysoką premię *forward*, związaną z oczekiwaniami dewaluacji przez rynek, która jednak do 1976 r. nie nastąpiła. Zwykło się zatem mówić, że efekt „peso” występuje wówczas, gdy uczestnicy rynku zachowują się racjonalnie, lecz przyjmują dodatnie prawdopodobieństwo zajścia w próbie określonego zdarzenia, które ostatecznie w tej próbie nie zachodzi. Zdarzenie to może wystąpić poza analizowaną próbą, np. w postaci dewaluacji związanej z nagłą zmianą kategorii fundamentalnych. W konsekwencji proces formułowania oczekiwań jest obciążony i prowadzi *ex post* do systematycznie obciążonych prognoz. To nie oznacza, że oczekiwania nie były racjonalne *ex ante*.

Zagadnienia związane z zakłóceniem procesu formułowania oczekiwań, w tym z szeroko pojętymi błędami spekulacyjnymi, są trudne do weryfikacji empirycznej. Jak już stwierdzono, zaproponowane rozwiązania tego problemu są warunkowe względem postaci modelu kursu walutowego. Bąbel spekulacyjny jest bowiem odchyleniem od stanu równowagi, wynikającego z określonego modelu. W tego typu zagadnieniach weryfikuje się hipotezę łączną, która zakłada, że bąbel spekulacyjny nie wystąpił oraz że model równowagi jest poprawny. Taką hipotezę należy weryfikować z ostrożnością. Szczególnie w warstwie poprawności modelu równowagi można spotkać się z zarzutem, że modele kursów walutowych generują prognozy obarczone względnie dużymi błędami oraz że nie ma jednego modelu równowagi.

Trudności związane z ustaleniem przyczyn powstawania bąbli spekulacyjnych skłoniły ekonomistów do podjęcia nowych badań nad procesem formułowania oczekiwań. Jedno z podstawowych założeń modeli zagregowanych jest takie, że oczekiwania są homogeniczne. Podczas gdy podejście mikrostrukturalne do rynku za podstawę do wyjaśnienia przyczyn handlu walutowego przyjmuje, że oczekiwania są heterogeniczne. Pomiar tego typu oczekiwań może odbywać się w spo-

sób ankietowy. Punktem wyjścia do weryfikacji hipotez o efektywności rynku jest zastosowanie tych samych testów, opartych na nieobciążoności premii *forward*, w których w miejsce kursu oczekiwanego przyjmuje się ankietowe oceny oczekiwań dotyczących kursu walutowego (MacDonald i Torrance 1990, Frankel i Froot 1991, Chinn i Frankel 1994). Podstawy weryfikacji heterogenicznych oczekiwań zostały sformułowane przez Ito (1990). Podobne podejście w odniesieniu do oczekiwań stosuje się na poziomie zdezagregowanym w ujęciu mikrostrukturalnym (Lyons 2001). W tym ujęciu rozluźnia się trzy podstawowe założenia modeli makroekonomicznych. Po pierwsze, w modelach mikrostrukturalnych zakłada się, że część informacji nie jest publicznie dostępna. Po drugie, uczestnicy rynku cechują się heterogenicznymi oczekiwaniami. Po trzecie, mechanizmy masowego handlu walutowego różnią się co do sposobów, w jaki wpływają na procesy formowania cen. W tym kontekście analiza mikrostrukturalna zajmuje się strumieniami zleceń (*order flow*) i widełkami cen (*bid-ask spread*). Podejście mikrostrukturalne stanowi alternatywę dla podejścia makroekonomicznego w zakresie opisu dynamiki kursów walutowych.

Relacja parytetu UIP znajduje się w obszarze szczególnego zainteresowania ekonomistów. Jest ona bowiem ogniwem wielu innych modeli kursów walutowych, które będą przedmiotem rozważań w następnych rozdziałach. W szczególności, relacja UIP jest elementem monetarnej teorii kursów walutowych, której analizę przeprowadzono w rozdziale 5.

5

Monetarna teoria kursów walutowych

5.1. Wprowadzenie

W tym rozdziale zostanie omówiona monetarna teoria kursów walutowych. Podejście monetarne do modelowania kursów zwykle nazywać się podejściem fundamentalnym ze względu na wprowadzenie do modeli głównych zmiennych makroekonomicznych, które mają charakter zarówno nominalny, jak i realny.

Monetarny model kursu walutowego zalicza się do podejść kapitałowych. Szczególnie ważne jest to, że istnieje kilka modyfikacji tego modelu, w których odmiennie rozpatruje się wpływ stóp procentowych na kurs walutowy. Podstawowa różnica tkwi w zagadnieniu zmienności cen. W związku z tym można wyróżnić dwie podstawowe szkoły. Pierwsza z nich to tzw. szkoła chicagowska, według której ceny są elastyczne i natychmiast ulegają dostosowaniu na skutek bodźców gospodarczych. Do jej zwolenników w dziedzinie modelowania kursów walutowych można zaliczyć J. Bilsona i J. Frenkela. Druga to szkoła keynesowska, według której ceny w krótkim okresie są sztywne. Do zwolenników tego podejścia zalicza się R. Dornbuscha, M. Fleminga, P. Kouri, R. Mundella, M. Musę, J. Niehansa.

Wyróżnia się zatem dwa warianty modelu monetarnego: (1) w warunkach cen elastycznych (*flexible-price monetary model*, FPMM), (2) w warunkach cen sztywnych (*sticky-price monetary model*, SPM). Obydwa modele opierają się na założeniu występowania parytetu PPP. Jeśli przyjmie się, że PPP zachodzi w każdym momen-

cie, to otrzyma się wariant FPMM. Z kolei, jeśli przyjmie się, że PPP jest zjawiskiem długookresowym, z możliwością występowania krótkookresowych odchyłeń od stanu równowagi, to otrzyma się wariant SPMM.

Przyjmujemy, że kurs walutowy jest ceną składnika aktywów finansowych (*asset price*), w odróżnieniu od traktowania kursu jako ceny składnika rynku towarowego (*commodity price*). To ostatnie podejście zostało omówione w rozdziale 3 z perspektywy parytetu PPP. Spojrzenie na kurs walutowy od strony rynku kapitałowego prowadzi do sformułowania kapitałowej teorii kursów walutowych (*asset approach*). W ramach tej teorii wyróżnia się dwa obszary: (1) podejście monetarne (*monetary approach*) i (2) podejście równowagi portfela (*portfolio-balance approach*) (Branson, Halttunen i Masson 1977). Zajmiemy się omówieniem wyłącznie podejścia monetarnego.

Punktem wyjścia teorii kursów walutowych w warunkach cen elastycznych jest występowanie parytetu PPP także w krótkim okresie. W tej sytuacji zmiany nominalnej stopy procentowej odzwierciedlają zmiany oczekiwanej stopy inflacji. Mechanizm powiązania stóp procentowych z kursem walutowym jest następujący. Wzrost różnicy stóp procentowych – krajowej i zagranicznej – ma związek z oczekiwaniami deprecjacji waluty na skutek wzrostu różnicy stóp inflacji. Wzrost stopy procentowej pociąga za sobą spadek realnego popytu na pieniądz i w konsekwencji prowadzi do deprecjacji waluty. W ten sposób otrzymuje się dodatni związek pomiędzy kursem walutowym a różnicą stóp procentowych.

Zgodnie z dyskusją w rozdziałach 1, 3 i 4, kurs walutowy można rozpatrywać z punktu widzenia krótkiego i długiego okresu. W długim okresie – przy założeniu niewielkich zmian cen zagranicznych – kurs walutowy można utożsamiać z ceną krajowej produkcji (towarów i usług). Natomiast w krótkim okresie kurs jest ceną krajowego pieniądza (Branson 1977). Można powiedzieć, że w krótkim okresie kursy walut ustalają się na rynkach finansowych.

Ze swej istoty, ceny towarów i usług konsumpcyjnych dostosowują się wolniej (są sztywniejsze) niż ceny aktywów finansowych w odpowiedzi na impulsy zewnętrzne. Coraz więcej transakcji w wymianie międzynarodowej, w których pośredniczy kurs walutowy, ma związek z przepływem kapitału i dlatego w tym rozdziale waluta zostanie potraktowana jako jedno z aktywów finansowych, natomiast kurs walutowy jako jego cena.

W klasycznym podejściu monetarnym zakłada się, że przedmiotem transakcji międzynarodowych są wyłącznie towary i usługi, pieniądź zaś traktuje się jako środek wymiany. W podejściu nowoczesnym strukturę modelu rozszerza się o rynki obligacji krajowych i zagranicznych. Jednym z podstawowych założeń dotyczących obligacji jest założenie o ich pełnej substytucji. Pieniądza nie traktuje się jako aktywa finansowego. Wobec tego pieniądź krajowy jest w posiadaniu wyłącznie inwestorów krajowych, natomiast pieniądź zagraniczny – inwestorów zagranicznych.

W modelu monetarnym przyjmuje się związki podażowe. W ujęciu klasycznym oznacza to warunki pełnego zatrudnienia. Agregatowy poziom cen jest funkcją pieniądza, natomiast założenie o występowaniu parytetu PPP oznacza stałość kursu realnego. W związku z tym, że w modelu obejmującym rynki obligacji występuje oczekiwany kurs walutowy, można wyróżnić klasy modeli z oczekiwaniami.

W następnych podrozdziałach zostaną przedstawione założenia modeli FPM i SPMM oraz weryfikacja empiryczna wybranych podejść w odniesieniu do kursu euro.

5.2. Teoria monetarna w warunkach cen elastycznych: model Frenkela-Bilsona

Model kursu walutowego Frenkela-Bilsona (F-B) w nowoczesnym podejściu monetarnym ma postać (Frenkel 1976, Bilson 1978b, Hodrick 1978, Meese i Rogoff 1983a, MacDonald i Taylor 1994a, b):

$$m^s - p = \kappa y - \lambda i, \quad (5.1)$$

$$m^{s*} - p^* = \kappa^* y^* - \lambda^* i^*, \quad (5.2)$$

$$\bar{s} = p - p^*, \quad (5.3)$$

$$E(\dot{s}) = i - i^*, \quad (5.4)$$

gdzie: m^s – nominalna podaż pieniądza, y – realny dochód narodowy, i – nominalna stopa procentowa, p – indeks cen krajowych, $\bar{s}$ – nominalny kurs walutowy równowagi, $E(\dot{s})$ – oczekiwana stopa wzrostu nominalnego kursu walutowego, $\dot{s} \equiv ds / dt$, $\kappa, \lambda > 0$ – parametry modelu. Symbol „*” oznacza odpowiednią zmienną lub parametr dla zagranicy. Wszystkie zmienne, z wyjątkiem stóp procentowych, wyrażone są jako logarytmy naturalne.

Równania (5.1) i (5.2) opisują warunki równowagi na rynkach pieniądza krajowego i zagranicznego¹. Równanie (5.3) określa warunek równowagi na rynku towarów. Jest to znana już z rozdziału 3 relacja absolutnego parytetu PPP w formie „silnej”. Równanie (5.4) określa warunek równowagi na rynku finansowym, nazywany parytetem stóp procentowych UIP, wprowadzony w rozdziale 4.

Przyjmując, że $\kappa = \kappa^*$ i $\lambda = \lambda^*$, metodą kolejnych podstawień otrzymuje się następujące wyrażenie ze względu na kurs walutowy:

$$\bar{s} = (m^s - m^{s*}) - \kappa(y - y^*) + \lambda(i - i^*). \quad (5.5)$$

Równanie (5.5) określa model kursu walutowego według nowoczesnej teorii monetarnej. Następnie za różnicę stóp procentowych $i - i^*$ podstawia się oczekiwaną stopę wzrostu kursu walutowego. Otrzymuje się wówczas model z oczekiwaniami:

$$\bar{s} = (m^s - m^{s*}) - \kappa(y - y^*) + \lambda E(\dot{s}). \quad (5.6)$$

Wprowadzenie do modelu oczekiwań względem kursu stanowi jego rozszerzenie w stosunku do ujęcia klasycznego. Model jest wówczas

¹ Zagadnienia stabilności funkcji popytu na pieniądz można znaleźć w pracy Lütkepohla i Woltersa (1999).

obrazem krótkookresowej dynamiki kursu walutowego. W długim okresie przyjmuje się, że kurs walutowy się nie zmienia, $E(\dot{s}) = 0$, czyli $i = i^*$, a zatem modele należące do teorii klasycznej i nowoczesnej są tożsame.

W literaturze przedmiotu obserwuje się różne podejścia do zagadnienia formułowania oczekiwań. Najczęściej przyjmowaną postacią są oczekiwania racjonalne. Wówczas w procesie ich formułowania korzysta się z wszelkiej dostępnej informacji (De Jong 1988, Milo 1998, Osińska 2000). Nawet, jeśli prognozy okażą się nietrafne, to przyjmuje się, że w momencie ich formułowania wykorzystano całą dostępną informację. Szczegółową analizę różnych metod formułowania oczekiwań można znaleźć w pracach Pentecosta (1993) i Osińskiej (2000), którzy oprócz oczekiwań racjonalnych rozpatrują również przypadki oczekiwań adaptacyjnych i regresyjnych.

Oczekiwania racjonalne można wyrazić w następujący sposób:

$$s_{t+1} = E(s_{t+1}) + \Omega_{t+1}, \quad (5.7)$$

gdzie Ω_{t+1} oznacza nieskorelowane zakłócenia losowe o zerowej wartości oczekiwanej, czyli:

$$E(\Omega_{t+1}) = 0 \text{ oraz } E(\Omega_t \Omega_{t+1}) = 0. \quad (5.8)$$

W praktyce stosuje się pojęcie tzw. przewidywania doskonałego (*perfect foresight*), co implikuje, że $\Omega_t = 0$. Nie występują wówczas zakłócenia losowe i przyszłość jest w pełni przewidywalna, a prognozy na okres $t + 1$ stawiane w momencie t są poprawne.

Zauważmy, że w przypadku dyskretnym równanie (5.6) można zapisać w następującej postaci:

$$s_t = \frac{1}{1 + \lambda} \left[(m_t^s - m_t^{s*}) - \kappa (y_t - y_t^*) \right] + \frac{\lambda}{1 + \lambda} E_t(s_{t+1}). \quad (5.9)$$

Rozwiązanie równania (5.9) sprowadza się do wyznaczenia $E_t(s_{t+1})$. Mussa (1976) i Bilson (1978a, b), którzy jako pierwsi zaproponowali to

podejście, zastosowali rekurencyjną procedurę podstawiania oczekiwanych wartości kursu walutowego dla kolejnych okresów $t+i$, gdzie $i = 1, 2, \dots$. Najpierw należy zapisać równanie dla $E_t(s_{t+1})$:

$$E_t(s_{t+1}) = \frac{1}{1+\lambda} E_t(z_{t+1}) + \frac{\lambda}{1+\lambda} E_t(s_{t+2}), \quad (5.10)$$

gdzie: $z_t = (m_t^s - m_t^{s*}) - \kappa(y_t - y_t^*)$. Równania o postaci (5.10) zapisuje się dla kolejnych okresów t i w efekcie po ich rekurencyjnym podstawieniu do (5.9) otrzymuje się:

$$s_t = \frac{1}{1+\lambda} \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{\lambda}{1+\lambda} \right)^i E_t(z_{t+i}), \quad i = 1, 2, \dots \quad (5.11)$$

Zgodnie z (5.11) bieżąca wartość kursu walutowego s_t zależy od bieżących i przyszłych wartości zmiennych fundamentalnych. Stąd informacje dotyczące przyszłych zmian, np. podaży pieniądza i dochodu narodowego, mają również wpływ na bieżący kurs walutowy. Model monetarny z oczekiwaniami stanowi więc obraz dynamiki kursu walutowego. Zmiany kursu mogą być znaczące nawet przy stabilnych bieżących wartościach zmiennych fundamentalnych. Wyraźne fluktuacje kursów są w ramach teorii monetarnej objaśnione zmianami oczekiwań względem ważnych zmiennych realnych i monetarnych.

Do monetarnych modeli kursu walutowego należy również zaliczyć:

- modele Dornbuscha i Frankela (D-F) dla cen nieelastycznych (Dornbusch 1976a, Frankel 1979) (por. podrozdziały 5.3.2 i 5.3.3);
- model Hoopera-Mortona (H-M) dla cen nieelastycznych z efektami rachunku obrotów bieżących (Hooper i Morton 1982).

Wymienione modele należą do klasy quasi-zredukowanych form modeli strukturalnych (Meese i Rogoff 1983a, De Jong 1997). Ich ogólna specyfikacja jest następująca:

$$s_t = a_0 + a_1(m_t^s - m_t^{s*}) + a_2(y_t - y_t^*) + a_3(i_t^s - i_t^{s*}) + a_4(p_t^e - p_t^{e*}) + a_5\overline{TB}_t + a_6\overline{TB}_t^* + u_t, \quad (5.12)$$

gdzie: $i_t^s - i_t^{s*}$ – różnica krótkookresowych stóp procentowych, $p_t^e - p_t^{e*}$ – różnica oczekiwanych stóp inflacji, $\overline{TB}$ i $\overline{TB}^*$ – skumulowany bilans handlowy dla kraju i zagranicy, a_i – parametry modelu, $i = 0, \dots, 6$ oraz u_t – gaussowskie błędy specyfikacji równania.

Zmienne w równaniu (5.12), z wyjątkiem stóp procentowych i bilansu handlowego, wyrażone są jako logarytmy naturalne. We wszystkich wymienionych postaciach modeli zakłada się, że kurs walutowy jest homogeniczny stopnia pierwszego względem różnicy poziomów podaży pieniądza ($a_1 = 1$).

W modelu F-B przyjmuje się, że zachodzi parytet PPP. Oznacza to, że $a_4 = a_5 = a_6 = 0$. W modelu D-F, w którym dopuszcza się odchylenia kursu walutowego od stanu równowagi długookresowej rozumianej jako parytet PPP, parametry a_5 i a_6 są równe zero. Model H-M stanowi najszerszą wersję podejścia monetarnego. W tym modelu o żadnym parametrze nie zakłada się, że jest równy zero. Cechą wyróżniającą model H-M od pozostałych jest uwzględnienie skumulowanych bilansów handlowych, będących obrazem napięć i kryzysów tego bilansu.

Model o postaci ogólnej (5.12) był podstawą wielu badań empirycznych dla okresu funkcjonowania systemu kursów płynnych w latach siedemdziesiątych XX w. (Dornbusch 1976b, Frenkel 1976, 1977, 1979, Kouri 1976, Mussa 1976, Bilson 1978a, b, Frenkel i Johnson 1978, Hodrick 1978, Abel i in. 1979, Frankel 1979, Frenkel i Clements 1981, Meese i Rogoff 1983a, b, Woo 1985, MacDonald i Taylor 1992, 1993, 1994a). Przegląd badań empirycznych nad monetarną teorią kursu walutowego można znaleźć w pracy Levicha (1985).

Dość powszechnym wnioskiem w literaturze przedmiotu, dotyczącej modeli należących do nowoczesnego nurtu monetarnego, jest to,

że relacje dla kursów walutowych są niestabilne w czasie. Cornell (1977), Mussa (1979), Frenkel (1981a) stwierdzili, że dynamikę kursów walutowych w znacznym stopniu trudno jest przewidywać. Wiele badań prowadzi do wniosku, że modele strukturalne nie przewyższają jakości predyktywnej modelu ścieżki losowej (Mussa 1979). Meese i Rogoff (1983a) pokazali, że model ścieżki losowej generuje prognozy z podobną dokładnością, co modele strukturalne. Według nich, weryfikację modeli kursów walutowych powinno prowadzić się również z uwzględnieniem jakości prognostycznej modeli poza próbą statystyczną (*out-of-sample*).

Można pokazać jednak badania potwierdzające empirycznie związki teoretyczne, w których zastosowano podejścia zmodyfikowane i zaawansowane metody ekonometryczne (MacDonald i Taylor 1991, 1993). Badania MacDonalda i Taylora kontrastują z wynikami uzyskanymi w pracach takich autorów, jak: Boothe i Glassman (1987a), McNown i Wallace (1989), w których wykorzystano analizę kointegracji z zastosowaniem dwustopniowej metody Engle'a i Grangera (1987).

Próby podjęte dla lat osiemdziesiątych XX w. pokazały, że modele monetarne nie wyjaśniają w prawidłowy sposób zmienności kursów walutowych, głównie ze względu na niezgodność znaków ocen parametrów z teorią, ich niestabilność i niską jakość statystyczną równań. Flood i Rose (1995) zaobserwowali większą zmienność realnych kursów walutowych w systemie kursów płynnych niż w systemie kursów stałych. Właśnie w źródłach tej większej zmienności można upatrywać powodów niskiej jakości współczesnych empirycznych modeli monetarnych. Zauważyli bowiem, że zmienne fundamentalne, jak podaż pieniądza, dochód, stopy procentowe, nie wykazywały większej zmienności w systemie kursów płynnych na tle systemu kursów stałych. Podobne wnioski można znaleźć w pracach następujących ekonomistów: Dornbusch i Frankel (1988), Baxter i Stockman (1989), Marston (1989), Frankel i Froot (1990). Ich badania pokazują, że dużego znaczenia we współczesnym zachowaniu się kursów walutowych nabrały zjawiska

spekulacyjne powodujące dużą zmienność kursów, której nie odzwierciedla zmienność kategorii fundamentalnych.

Podobne badania były prowadzone również w odniesieniu do kursu złotego, szczególnie dla okresu po jego upłynnieniu (Chmielewski 2003, Przystupa 2003, Kelm 2004, Milo i Wrzeński 2004, Rubaszek 2004, Milo i Rutkowska 2005, Wdowiński 2005b, 2007b, Syczewska 2007).

W pracy Wdowińskiego (2005b) przedstawiono zarys monetarnej teorii kursu walutowego wraz z wynikami analiz empirycznych dla kursów dolara i euro w latach 1997–2002. Oszacowano model (5.5) za pomocą metody MNK (w pakiecie *Econometric Views*). Jako wskaźnik dochodu wykorzystano produkcję sprzedaną przemysłu.

Tab. 5.1. Wyniki oszacowań modelu monetarnego dla kursu dolara

Wyraz wolny	Podaż pieniądza	Produkcja przemysłowa	Stopa procentowa	Se	J-B	D-W	B-G	ARCH	WHITE	CHOW	(A)DF	R ² skorygowany
-1,05	0,91	-0,45	0,02	0,03	0,93	1,93	0,00	0,03	4,22	1,10	-4,79	0,94
-0,79	17,07	-2,21	6,82		0,63		0,95	0,85	0,65	0,39		

Źródło: Wdowiński (2005b).

W pierwszym wierszu tablicy podano wartości ocen parametrów i statystyk testowych, w drugim zaś (kursywą) wartości statystyk t oraz poziomy prawdopodobieństwa testów. Jak widać w tab. 5.1, oceny parametrów spełniają postulaty teorii monetarnej w próbie kwartalnej 1997Q1–2002Q4 (24 obs.). Model posiada dobre własności statystyczne. Ocena parametru, stojąca przy podaży pieniądza, jest bliska jedności, a więc bliska postulatowi homogeniczności stopnia pierwszego zmian kursu walutowego względem zmian podaży pieniądza. Zauważmy ponadto, że wzrost różnicy krótkookresowych stóp procentowych prowadził, zgodnie z postulatami teorii monetarnej F-B, do wzrostu kursu walutowego.

Przedstawione równanie może stanowić empiryczny model prognostyczny, również w postaci modelu korekty błędu (ECM), zgodnie z procedurą Engle’a-Grangera, ze względu na kointegrację zmiennych, gdyż reszty równania są stacjonarne, $I(0)$.

Wyniki analizy dla kursu euro w próbie 1997Q4–2002Q4 (21 obs.) przedstawiono w tab. 5.2.

Tab. 5.2. Wyniki oszacowań modelu monetarnego dla kursu euro

Wyraz wolny	Podaż pieniądza	Produkcja przemysłowa	Stopa procentowa	Se	J-B	D-W	B-G	ARCH	WHITE	CHOW	(A)DF	R ² skorygowany
-3,25	1,72	-0,65	0,01	0,02	0,04	1,94	0,02	0,92	7,13	0,99	-4,28	0,85
-1,37	5,19	-2,09	3,43		0,98		0,88	0,34	0,62	0,46		

Źródło: Wdowiński (2005b).

Ten model, podobnie jak poprzedni, posiada poprawną treść merytoryczną z punktu widzenia kierunku wpływu poszczególnych zmiennych na kurs walutowy. Jego własności statystyczne na ogół nie budzą zastrzeżeń. Mniejszy jest współczynnik determinacji w stosunku do poprzedniego modelu. Biorąc pod uwagę ocenę parametru dla podaży pieniądza, można wnioskować, że zmiany polityki monetarnej w UE15 mogły stanowić istotny bodziec zmian kursu walutowego euro w Polsce. Widać ponadto, że reakcja tego kursu na zmiany czynników dochodowych i stóp procentowych była podobna, jak dla kursu dolara.

5.2.1. Weryfikacja empiryczna

5.2.1.1. Wprowadzenie

W następnych podrozdziałach zostaną przedstawione wyniki analiz empirycznych kursu euro dla modelu F-B w oparciu o próbę miesięczną i kwartalną dla lat 2002–2008.

Poddano weryfikacji wpływ zmian podaży pieniądza M1 lub M2 oraz krótko- (stopa 3-mies.) lub długookresowych (rentowność 10-letnich obligacji skarbowych) stóp procentowych.

5.2.1.2. Klasyczna analiza regresji

Model F-B ma postać:

$$s = (m - m^*) - \kappa(y - y^*) + \lambda(i - i^*). \quad (5.13)$$

Przyjmując założenie o stałości parametrów κ i λ , można zapisać:

$$s_{-1} = (m_{-1} - m_{-1}^*) - \kappa(y_{-1} - y_{-1}^*) + \lambda(i_{-1} - i_{-1}^*). \quad (5.14)$$

Odejmując wyrażenie (5.14) od (5.13), otrzymuje się:

$$\Delta s = \Delta(m - m^*) - \kappa \Delta(y - y^*) + \lambda \Delta(i - i^*), \quad (5.15)$$

gdzie: Δ – tempo wzrostu (przyrost logarytmu) zmiennej lub przyrost zmiennej w przypadku stopy procentowej. Można zatem zaproponować empiryczne równania kursu walutowego, wyrażone w kategoriach zarówno poziomów zmiennych, jak i ich odpowiednich przyrostów:

$$s = a_0 + a_1 m + a_2 m^* + a_3 y + a_4 y^* + a_5 i + a_6 i^* + \varepsilon, \quad (5.16)$$

$$\begin{aligned} \Delta s = & b_0 + b_1 \Delta m + b_2 \Delta m^* + b_3 \Delta y + b_4 \Delta y^* \\ & + b_5 \Delta i + b_6 \Delta i^* + \varepsilon \end{aligned}, \quad (5.17)$$

$$s = c_0 + c_1(m - m^*) + c_2(y - y^*) + c_3(i - i^*) + \varepsilon, \quad (5.18)$$

$$\begin{aligned} \Delta s = & d_0 + d_1 \Delta(m - m^*) + d_2 \Delta(y - y^*) \\ & + d_3 \Delta(i - i^*) + \varepsilon \end{aligned}, \quad (5.19)$$

gdzie: s – nominalny kurs walutowy euro w złotych, m – nominalna podaż pieniądza krajowego, y – realny produkt krajowy brutto, i – stopa procentowa. Zmienne oznaczone symbolem „*” oznaczają odpowiednie zmienne zagraniczne.

Oszacowano cztery warianty modelu F-B (tab. 5.3).

Tab. 5.3. Warianty modelu Frenkela-Bilsona

Wariant	Podaż pieniądza	Stopa procentowa
1	M1	krótkookresowa
2		długookresowa

Tab. 5.3. (cd.)

3	M2	krótkookresowa
4		długookresowa

Źródło: opracowanie własne.

Ze względu na dużą liczbę zmiennych objaśniających w równaniach (5.16) i (5.17) podjęto próbę badania opóźnień tylko do dwóch kwartałów włącznie. To oznaczało oszacowanie w każdym wariancie 729 równań. W tych samych wariantach oszacowano równania (5.18) i (5.19). Zmniejszenie liczby zmiennych objaśniających do 3, po zastosowaniu różnic odpowiednich zmiennych, pozwoliło na uwzględnienie większej liczby opóźnień. Przyjęcie $p = 12$ dało w efekcie szacunki dla 2197 równań w każdym przypadku. Oszacowano równania dla przypadków NSA (bez korekt sezonowych) i SA (z korektą sezonową). W przypadku więcej niż jednej regresji spełniającej postulat merytoryczno-statystyczne (filtr D), wyboru regresji „optymalnej” dokonano dodatkowo na podstawie kryteriów informacyjnych i stopnia objaśnienia. Podsumowanie poszczególnych wyników znajduje się na końcu analizy.

Wariant 1. Nie powiodła się próba oszacowania równań (5.16)–(5.19) w tym wariancie.

Wariant 2. Nie powiodła się próba oszacowania równań (5.16), (5.17) i (5.19) w tym wariancie. W przypadku równania (5.18) (SA) liczebności i udziały przedstawia tab. 5.4, wyniki estymacji zaś tab. 5.5.

Tab. 5.4. Model Frenkela-Bilsona (MNK, wariant 2,
SA, poziomy, udziały)

Liczebność				
	A	B	C	D
A	2197	322	184	31
Udział (w proc.)				
A	100	15	8	1

Tab. 5.4. (cd.)

B	100	57	10
C		100	17

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.5. Model Frenkela-Bilsona (MNK, wariant 2, SA, poziomy, wyniki estymacji)

endo:	LOG(PLNEURQ_ES)					
egzo:	LOG(M1PPLQ_IFS_SA(-7))-LOG(M1PEMUQ_IFS_SA(-7))					
	LOG(PKBPLQ_ES_SA(-7))-LOG(PKBEMUQ_ES_SA(-7))					
	(1/4*GBY10YPLQ_ES(-12))-(1/4*GBY10YEMUQ_ES(-12))					
zmienna	egzo 1	egzo 2	egzo 3	const		
parametr	0,50	-2,31	0,06	-5,67		
t-stat	2,37	-3,96	2,06	-2,81		
stat	J-B	B-G(4)	ARCH(4)	WHITE	D-W	F
wartość	2,61	0,55	9,05	8,48	1,72	26,61
p-value	0,27	0,97	0,06	0,20		0,00
stat	AIC	SIC	SEE	R2(adj.)		
wartość	-3,20	-3,01	0,05	0,75		
obs.	próba					
27	2002Q2:2008Q4					

Źródło: opracowanie własne.

Wariant 3. Nie powiodła się próba oszacowania równań (5.16)–(5.19) w tym wariancie.

Wariant 4. Nie powiodła się próba oszacowania równań (5.16), (5.17) i (5.19) w tym wariancie. W odniesieniu do równania (5.18) (NSA) otrzymano udziały przedstawione w tab. 5.6 oraz wyniki estymacji zawarte w tab. 5.7.

Tab. 5.6. Model Frenkela-Bilsona (MNK, wariant 4,
NSA, poziomy, udziały)

Liczebność			
A	B	C	D
A	2197	260	51
			17
Udział (w proc.)			
A	100	12	2
B		100	20
C			100
			33

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.7. Model Frenkela-Bilsona (MNK, wariant 4,
NSA, poziomy, wyniki estymacji)

endo:	LOG(PLNEURQ_ES)					
egzo:	LOG(M2PPLQ_IFS(-12))-LOG(M2PEMUQ_IFS(-12))					
	LOG(PKBPLQ_ES(-11))-LOG(PKBEMUQ_ES(-11))					
	(1/4*GBY10YPLQ_ES(-11))-(1/4*GBY10YEMUQ_ES(-11))					
zmienna	egzo 1	egzo 2	egzo 3	const		
parametr	0,83	-0,44	0,10	-3,16		
t-stat	3,81	-2,49	4,86	-3,28		
stat	J-B	B-G(4)	ARCH(4)	WHITE	D-W	F
wartość	1,09	8,86	6,04	12,32	0,90	22,25
p-value	0,58	0,06	0,20	0,06		0,00
stat	AIC	SIC	SEE	R2(adj.)		
wartość	-3,04	-2,85	0,05	0,70		
obs.	próba					
28	2002Q1:2008Q4					

Źródło: opracowanie własne.

Dla równania (5.18) (SA) otrzymano następujące udziały (tab. 5.8) i wyniki estymacji (tab. 5.9).

Tab. 5.8. Model Frenkela-Bilsona (MNK, wariant 4,
SA, poziomy, udziały)

Liczebność				
	A	B	C	D
A	2197	139	91	16
Udział (w proc.)				
A	100	6	4	1
B		100	65	12
C			100	18

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.9. Model Frenkela-Bilsona (MNK, wariant 4,
SA, poziomy, wyniki estymacji)

endo:	LOG(PLNEURQ_ES)					
egzo:	LOG(M2PPLQ_IFS_SA(-12))-LOG(M2PEMUQ_IFS_SA(-12))					
	LOG(PKBPLQ_ES_SA(-10))-LOG(PKBEMUQ_ES_SA(-10))					
	(1/4*GBY10YPLQ_ES(-10))-(1/4*GBY10YEMUQ_ES(-10))					
zmienna	egzo 1	egzo 2	egzo 3	const		
parametr	0,82	-1,25	0,06	-4,81		
t-stat	5,45	-4,93	3,26	-6,66		
stat	J-B	B-G(4)	ARCH(4)	WHITE	D-W	F
wartość	0,69	6,24	3,23	12,34	1,18	39,21
p-value	0,71	0,18	0,52	0,05		0,00
stat	AIC	SIC	SEE	R2(adj.)		
wartość	-3,46	-3,27	0,04	0,80		
obs.	próba					
29	2001Q4:2008Q4					

Źródło: opracowanie własne.

Podsumowanie wyników klasycznej analizy regresji. Przeanalizowane cztery warianty modelu Frenkela-Bilsona mogą być podstawą wniosków dla kursu euro w latach 2002–2008. W tab. 5.10 znajduje się zestawienie liczby oszacowanych równań (5.16) i (5.17), w tab. 5.11 zaś równań (5.18) i (5.19).

Z tab. 5.10 wynika, że nie powiodła się próba oszacowania poprawnych merytorycznie i statystycznie związków dla indywidualnych zmiennych objaśniających (filtr D) (równania (5.16) i (5.17)). Mając na uwadze wnioski z analizy parytetu PPP z rozdziału 3, gdzie obserwowano znaczne rzędy opóźnień, należy uznać rząd $p = 2$ za niewystarczający. Jednak znaczne zwiększenie tego rzędu utrudniają możliwości obliczeniowe (dla $p = 3$, $(p + 1)^6 = 4096$ regresji), a dodatkowym problemem może być potencjalna współliniowość zmiennych objaśniających.

Tab. 5.10. Zestawienie liczby regresji dla modelu Frenkela-Bilsona (efekty indywidualne)

Wyszczególnienie			Opóźnienie	Liczba regresji				Obs.		Opóźnienie	Liczba regresji				Obs.	
				A	B	C	D				min.	maks.	A	B		
Frenkel-Bilson	poziom									przyrost						
	w1	NSA	2	729	18	0	46	48	2	729	2	0	45	47		
		SA			3						5					
	w2	NSA			0		36	39			23		35	38		
		SA			4						21					
	w3	NSA			1		46	48			0		45	47		
		SA														
	w4	NSA			0		36	39			1		35	38		
		SA									6					

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.11. Zestawienie liczby regresji dla modelu Frenkela-Bilsona (efekty łączne)

Wyszczególnienie			Opóźnienie	Liczba regresji				Obs.		Opóźnienie	Liczba regresji				Obs.	
				A	B	C	D	min.	maks.		A	B	C	D	min.	maks.
Frenkel-Bilson	poziom									przyrost						
	w1	NSA	12	2197	0	0	36	48	12	2197	160	7	0	35	47	
		SA			4						200	12				
	w2	NSA			26		26	39			202	0		25	38	
		SA			322	184					31	244				2

Tab. 5.11. (cd.)

Frenkel-Bilson	w3	NSA	12	2197	554		0		36	48	12	2197	208	0	35	47
		173			247	1										
	w4	NSA			260	51	17	26	39	188			4	25	38	
		SA			139	91	16			232						

Źródło: opracowanie własne.

Z tab. 5.11 wynika, że poprawne związki otrzymano wyłącznie dla równania (5.18) w wariantach: w2 (SA) i w4 (NSA i SA). Oznacza to, że zarówno podaż pieniądza M1, jak i M2 cechowały się wysoką wartością objaśniającą oraz że w tym modelu powinno zastosować się długookresową stopę procentową. Taki wniosek nie powinien być zaskakujący, gdyż model F-B jest modelem długookresowym, a ponadto związki krótkookresowe nie okazały się stabilne. Te ostatnie mogą być skutkiem błędów specyfikacji polegających na nieuwzględnieniu wyrazu korekty błędu.

W tab. 5.12 zawarto zestawienie „optymalnych” wyników estymacji.

Tab. 5.12. Podsumowanie wyników estymacji modelu Frenkela-Bilsona

Wyszczególnienie		m-m*			y-y*			i-i*			J-B		B-G		D-W	SEE	R2(adj.)	Obs.		Liczba regresji	
		ocena	t-stat	opóźn.	ocena	t-stat	opóźn.	ocena	t-stat	opóźn.	stat.	prob.	stat.	prob.				min.	maks.		D
poziom																					
w2	SA	śr	0,42	2,61	4,74	-2,37	-5,20	9,45	0,10	2,97	10,23	1,51	0,53	4,43	0,41	1,24	0,05	0,67	27	30	31
		std	0,15	0,40	2,25	0,25	0,71	1,18	0,03	0,76	0,80	1,16	0,21	2,13	0,24	0,16	0,00	0,06			

Tab. 5.12. (cd.)

w4																			27	31	17
	NSA																				
		śr	0,91	4,96	11,94	-0,46	-2,36	7,53	0,07	3,11	9,41	2,89	0,32	8,08	0,09	1,05	0,05	0,63			
		std	0,10	1,00	0,24	0,04	0,20	3,47	0,01	0,86	1,18	1,59	0,25	0,93	0,04	0,09	0,01	0,05			
SA	śr	0,87	5,32	11,81	-1,24	-4,28	10,88	0,06	2,96	9,69	1,93	0,46	5,39	0,28	1,26	0,05	0,74	28	16		
	std	0,12	1,13	0,40	0,11	0,57	1,20	0,01	0,70	1,01	1,39	0,23	1,54	0,14	0,11	0,01	0,03				

Źródło: opracowanie własne.

Można zauważyć, że zmiany kursu euro nie były homogeniczne względem zmian podaży pieniądza, przy czym średnia ocena parametru była bliższa jedności w wariancie w4. Wpływ PKB był silniejszy w wariancie w2, natomiast wpływ stóp procentowych okazał się stabilny, tj. uzyskano podobną średnią ocenę i niskie odchylenia standardowe tych ocen w optymalnych regresjach. W przypadku każdej zmiennej objaśniającej zrealizowały się dość wyraźne opóźnienia, sięgające 1–3 lat. Uzyskane wyniki, szczególnie w obszarze wpływu podaży pieniądza, potwierdzają wcześniejsze wnioski z analizy parytetu PPP. Homogeniczny wpływ podaży pieniądza skutkowałby również przyjęciem hipotezy o występowaniu absolutnego parytetu PPP w formie silnej. Tego zaś nie udało się potwierdzić. Ważne jest to, że w warunkach poprawności merytorycznej i statystycznej, dodatkowo stopień objaśnienia okazał się wysoki i stąd można by podjąć próbę prognozowania kursu euro na podstawie oszacowanego, długookresowego modelu monetarnego Frenkela-Bilsona.

5.2.1.3. Analiza kointegracji

Stosując analizę kointegracji w odniesieniu do modelu F-B, na podstawie wniosków z analizy MNK, oszacowano dwa warianty, tj. z podażą pieniądza M1 (w1) i M2 (w2) oraz z długookresową stopą

procentową. Ze względu na występowanie w tym modelu podaży pieniądza, produkcji przemysłowej (miesięcznie) i PKB (kwartalnie) zostały uwzględnione zmienne sezonowe. Wykonano szacunki dla danych miesięcznych i kwartalnych w odniesieniu do systemów zmiennych uwzględnionych w równaniach (5.16) i (5.18).

Wariant 1: dane miesięczne. W przypadku efektów indywidualnych (5.16) uzyskano potwierdzenie występowania kointegracji zmiennych. Pojawiły się jednak problemy interpretacyjne ze względu na niezgodne z teorią znaki ocen parametrów lub zbyt wysokie oceny tych parametrów. W przypadku modelu (5.18) stwierdzono brak kointegracji.

Wariant 2: dane miesięczne. W przypadku efektów indywidualnych (5.16) i łącznych (5.18) uzyskano kointegrację zmiennych. Wystąpiły jednak podobne, jak wyżej, problemy interpretacyjne.

Wariant 1: dane kwortalne. Nie badano efektów indywidualnych (5.16). W przypadku różnic (5.18) stwierdzono brak kointegracji.

Wariant 2: dane kwortalne. Nie badano efektów indywidualnych (5.16). W przypadku efektów łącznych (5.18) uzyskano kointegrację zmiennych. Wyniki nie miały uzasadnienia merytorycznego ze względu na podane wyżej problemy interpretacyjne.

5.2.2. Podsumowanie wyników analizy regresji i kointegracji

W tab. 5.13 znajduje się zestawienie wyników analizy regresji i kointegracji. W tablicy zawarto przeciętną ocenę elastyczności względem podaży pieniądza ($m - m^*$), PKB ($y - y^*$) oraz długookresowej stopy procentowej ($r - r^*$) w analizowanych wariantach. Należy zauważyć, że uzasadnienie merytoryczne miały wyłącznie wyniki uzyskane metodą MNK.

Na podstawie tab. 5.13 można wnioskować, że kwortalny (Q) kurs euro w okresie 2002–2008 został poprawnie opisany za pomocą modelu monetarnego Frenkela-Bilsona z zastosowaniem klasycznej metody estymacji parametrów.

Tab. 5.13. Podsumowanie wyników estymacji modelu Frenkela-Bilsona dla analizy regresji i kointegracji

Wyszczególnienie					m-m*	y-y*	r-r*
					poziom		
Frenkel-Bilson	M1	MNK	SA	Q	0,42	-2,37	0,10
	M2		NSA		0,91	-0,46	0,07
			SA		0,87	-1,24	0,06

Źródło: opracowanie własne.

Nie można jednak potwierdzić spełnienia założeń modelu monetarnego z punktu widzenia homogenicznego wpływu zmian podaży pieniądza na kurs walutowy, co wskazuje na brak absolutnego parytetu PPP. To dalej oznacza, że zmiany cen w gospodarce polskiej w analizowanym okresie nie były indukowane wyłącznie przez czynniki monetarne, lecz również te o charakterze realnym. Ponadto, złoty nie reagował wyłącznie aprecjacją względem euro na skutek wzrostu krajowych stóp procentowych, lecz również częściowo odzwierciedlał tendencję w kierunku deprecjacji wskutek wzrostu oczekiwanych stóp inflacji, co pokazał wpływ różnicy długookresowych stóp procentowych $r - r^*$. Oczywiście, wyniki mogą być obciążone ze względu na zastosowanie różnic logarytmów odpowiednich zmiennych (dyferencjałów) (Rasulo i Wilford 1980, Haynes i Stone 1981, por. również Wdowiński 2007b), lecz – co również pokazano – próba estymacji dla indywidualnych regresorów się nie powiodła.

5.3. Teoria monetarna w warunkach cen sztywnych

5.3.1. Model Mundella-Fleminga

Model Mundella-Fleminga (M-F) stanowi jedno z ważniejszych ogniw współczesnej makroekonomii. Model wraz z analizą formalną z punktu widzenia efektywności polityki gospodarczej został zaproponowany niezależnie przez Fleminga (1962) i Mundella (1963). Warto w tym miejscu przywołać pracę Boughtona (2003), który przedstawia rys historyczny obu fundamentalnych prac oraz kulisy powstawania modelu.

Model M-F stanowi pionierską analizę małej gospodarki otwartej w warunkach stałych lub płynnych kursów walutowych, w którym podkreślono rolę mobilności kapitału. Formalnie nie jest on modelem kursu walutowego. Jest natomiast modelem funkcjonowania gospodarki otwartej w różnych systemach kursowych. W oryginalnej konstrukcji modelu przyjęto założenie, że kapitał jest doskonale mobilny. Uchylenie tego założenia stanowi przyczynek do dalszych analiz zakresu efektywności polityki gospodarczej w różnych systemach kursowych. Należy podkreślić, że wiele współczesnych prób budowy modeli kursów walutowych, również tych przedstawionych w rozdziale 8, opiera się na analizie M-F. Jest to spowodowane tym, że kurs walutowy stanowi w omawianym modelu jedną z najważniejszych zmiennych, wprowadzenie zaś racjonalnych oczekiwań względem kursu walutowego pozwala na analizę jego dynamiki. W tym miejscu należy przywołać model Dornbuscha (1976a), mający źródło w modelu M-F, uchylający jednocześnie pewne założenia i pozwalający na analizę dynamiki cen i kursu walutowego w małej gospodarce otwartej. Model Dornbuscha będzie przedmiotem analizy w dalszej części rozdziału.

Model M-F jest również ważnym elementem współczesnej makroekonomii, gdyż zmieniający się międzynarodowy klimat gospodarczy i postępująca integracja rynków finansowych sprzyjają analizom w sytuacji doskonałej mobilności kapitału. Te zaś warunki mają istotne konsekwencje dla polityki gospodarczej.

Analizę modelu M-F oparto na oryginalnej pracy Mundella (1963) oraz na pracy Gärtnera (1993).

Gospodarkę w modelu M-F można opisać następującymi równaniami:

- rynek towarów i usług:

$$Y = C + I + G + (X - M), \quad (5.20)$$

$$C = C_0 + \alpha Y, \quad 0 < \alpha < 1, \quad (5.21)$$

$$I = I_0 - \beta r, \quad \beta > 0, \quad r \equiv i - \dot{p}, \quad (5.22)$$

$$p \equiv \ln P, \dot{p} \equiv \Delta \ln P,$$

$$X = X_0 + \delta Y^* + \gamma Q, \delta > 0, \gamma > 0, \quad (5.23)$$

$$M = M_0 + \sigma Y - \phi Q, 0 < \sigma < 1, \phi > 0, \quad (5.24)$$

$$Q \equiv \frac{SP^*}{P}; \quad (5.25)$$

- rynek pieniężny:

$$\frac{M^d}{P} = \kappa Y - \lambda r, \kappa > 0, \lambda > 0, \quad (5.26)$$

$$M^s \equiv D + \bar{F}, \quad (5.27)$$

$$M^d = M^s = M; \quad (5.28)$$

- bilans płatniczy:

$$BP \equiv CA + CAPA \equiv 0, \quad (5.29)$$

$$CA = XP - MP = P(X - M), \quad (5.30)$$

$$CAPA = \pi[r - r^* - E(\dot{s})], \pi > 0, \quad (5.31)$$

$$s \equiv \ln S, \dot{s} \equiv \Delta \ln S;$$

gdzie: Y – dochód narodowy (realny), C – konsumpcja prywatna (realna), I – inwestycje (realne), G – wydatki (zakupy) rządowe (realne), X – eksport (realny), M – import (realny), C_0 – poziom konsumpcji autonomicznej (realny), I_0 – poziom inwestycji autonomicznych (realny), r – realna stopa procentowa, X_0 – poziom eksportu autonomicznego (realny), Y^* – zagraniczny dochód narodowy (realny), Q – realny kurs walutowy, S – nominalny kurs walutowy, P^* – poziom cen zagranicznych, P – poziom cen krajowych, M^d – popyt na pieniądz (nominalny), M^s – podaż pieniądza (nominalna), D – podaż wolumenu kredytu dla gospodarki (nominalna), $\bar{F}$ – stały poziom rezerw walutowych (nominalny), BP – bilans płatniczy (nominalny),

CA – saldo rachunku obrotów bieżących (nominalne), $CAPA$ – saldo rachunku obrotów kapitałowych (nominalne), r^* – zagraniczna realna stopa procentowa, $E(\dot{s})$ – oczekiwana deprecjacja waluty krajowej, $\alpha, \beta, \delta, \gamma, \sigma, \phi, \kappa, \lambda, \pi$ – parametry modelu.

Zakłada się, że gospodarka funkcjonuje w warunkach istnienia bezrobocia, funkcja produkcji cechuje się stałymi przychodami skali, natomiast nominalna stawka płac jest stała. W tej sytuacji zagregowana podaż jest elastyczna i dostosowuje się do rozmiarów zagregowanego popytu. To implikuje również stałość poziomu cen. Ponadto, zakłada się, że oszczędności i podatki rosną wraz z dochodem, saldo rachunku obrotów bieżących zależy od dochodu – krajowego i zagranicznego – oraz od realnego kursu walutowego, inwestycje zależą wyłącznie od realnej stopy procentowej, natomiast popyt na pieniądz jest funkcją dochodu i realnej stopy procentowej. Należy również przyjąć, że model opisuje małą gospodarkę otwartą, która nie ma wpływu na poziom zagranicznego dochodu i stopy procentowej. Gospodarka funkcjonuje w warunkach całkowicie płynnego kursu walutowego, stąd poziom rezerw walutowych $\bar{F}$ jest stały, a bilans płatniczy BP znajduje się w ciągłej równowadze. Ten ostatni warunek oznacza, że deficytowi (nadwyżce) na rachunku obrotów bieżących towarzyszy nadwyżka (deficyt) na rachunku obrotów kapitałowych. W przedstawionym modelu zakłada się, że polityka monetarna przyjmuje postać zmian podaży kredytu dla gospodarki, polityka fiskalna zaś formę zwiększania wydatków rządowych na dobra krajowe, finansowanych poprzez wzrost długu publicznego.

Dokonamy teraz analizy modelu M-F z uwzględnieniem roli mobilności kapitału. Na początek przedstawimy w sposób algebraiczny i graficzny warunki funkcjonowania gospodarki w ramach tego modelu.

Krzywa dla rynku towarowego – IS. Równania (5.20)–(5.25) opisują rynek towarów i usług w małej gospodarce otwartej w ujęciu keynesowskim. Równanie (5.20) stanowi tożsamość dochodu narodowego. Zgodnie z tym równaniem planowane wydatki krajowe $C + I + G$ i zagraniczne X równają się dochodowi narodowemu Y powiększone-

mu o import M . Wszystkie kategorie są wyrażone w walucie krajowej. Innymi słowy, zagregowany popyt w gospodarce składa się, w stanie równowagi, na strumień dochodu narodowego. Równania (5.21)–(5.24) przedstawiają behawioralne zależności poszczególnych składników popytu finalnego od wyspecyfikowanych czynników objaśniających. Przyjęto stosunkowo najprostsze, liniowe postacie zależności, zgodne z przedstawionymi wcześniej założeniami. Zgodnie z nimi konsumpcja jest wyłącznie funkcją dochodu. Dla uproszczenia nie wprowadzono stopy podatkowej i dochodu rozporządzalnego. Poziom inwestycji zależy od realnej stopy procentowej. Należy zauważyć, że realna stopa procentowa jest równa stopie nominalnej, gdyż z założenia $P = \text{const}$, czyli $\dot{P} = 0$, co daje $r = i$. Eksport i import są funkcją dochodu – odpowiednio zagranicznego i krajowego – oraz realnego kursu walutowego. Relację dla kursu realnego określa tożsamość (5.25), która bezpośrednio wynika z teorii absolutnego parytetu PPP. W celu wyznaczenia nachylenia krzywej IS w układzie współrzędnych Yr należy wyznaczyć pochodną $\partial r / \partial Y$. Podstawiając związki (5.21)–(5.25) do równania (5.20) uzyskuje się:

$$r = \frac{1}{\beta} [A_0 + (\alpha - \sigma - 1)Y + G + \delta Y^* + (\gamma + \phi)Q], \quad (5.32)$$

gdzie: $A_0 \equiv C_0 + I_0 + X_0 - M_0$. Stąd otrzymuje się:

$$\frac{\partial r}{\partial Y} = \frac{\alpha - \sigma - 1}{\beta} < 0. \quad (5.33)$$

Z warunku (5.33) wynika, że krzywa IS ma ujemny współczynnik nachylenia. Określa ona kombinacje dochodu Y i realnej stopy procentowej r , dla których rynek towarowy pozostaje w równowadze. Innymi słowy, przy takiej stopie procentowej zagregowany popyt jest równy podaży dóbr krajowych i zagranicznych z importu. Krzywa IS ulega przesunięciu, jeśli na rynku nastąpi zmiana kategorii egzogenicznych. Zalicza się do nich konsumpcję zbiorową G , dochód zagraniczny Y^* i realny kurs walutowy Q . Kierunek zmian stopy procentowej, tożsa-

my z kierunkiem przesunięcia krzywej, określają odpowiednie pochodne cząstkowe:

$$\frac{\partial r}{\partial G} = \frac{1}{\beta} > 0, \quad (5.34)$$

$$\frac{\partial r}{\partial Y^*} = \frac{\delta}{\beta} > 0, \quad (5.35)$$

$$\frac{\partial r}{\partial Q} = \frac{\gamma + \phi}{\beta} > 0. \quad (5.36)$$

Z warunków (5.34)–(5.36) wynika, że wzrost zmiennych egzogenicznych powoduje wzrost stopy procentowej i przesunięcie krzywej IS w prawo.

Przejdźmy teraz do analizy krzywej LM, określającej stan równowagi na rynku pieniężnym.

Krzywa dla rynku pieniężnego – LM. Określa ona warunki równowagi na rynku pieniężnym. Rynek ten, podobnie jak rynek towarowy, znajduje się w ciągłej równowadze. Nachylenie tej krzywej wyznacza się z warunków (5.26)–(5.28). Podstawiając (5.27) i (5.28) do (5.26), otrzymuje się:

$$r = \frac{\kappa}{\lambda} Y - \left(\frac{D + \bar{F}}{\lambda} \right) \frac{1}{P}. \quad (5.37)$$

Z warunku (5.37) wynika, że:

$$\frac{\partial r}{\partial Y} = \frac{\kappa}{\lambda} > 0. \quad (5.38)$$

Stąd otrzymuje się, że nachylenie krzywej LM jest dodatnie. Oznacza to, że rosnącemu dochodowi musi towarzyszyć wzrost stopy procentowej, aby przy danej podaży pieniądza rynek pozostał w równowadze.

Pokażemy teraz wpływ zmian składników podaży pieniądza, cen oraz kursu walutowego na zmiany realnej stopy procentowej. W przypadku podaży pieniądza, $M = D + \bar{F}$, pochodna jest równa:

$$\frac{\partial r}{\partial D} = \frac{\partial r}{\partial \bar{F}} = -\frac{1}{\lambda P} < 0. \quad (5.39)$$

Z warunku (5.39) wynika, że wzrost podaży pieniądza przesuwają krzywą LM w prawo, powodując spadek stopy procentowej. Jest to spowodowane tym, że przy danym dochodzie Y następuje spadek stopy procentowej, aby wygenerować dodatkowy popyt na zwiększoną podaż. Biorąc jednak pod uwagę, że gospodarka funkcjonuje w warunkach całkowicie płynnego kursu walutowego, poziom rezerw nie ulega zmianie, czyli $\bar{F} = \text{const}$. Stąd politykę pieniężną realizuje się poprzez zmiany podaży kredytu dla gospodarki. Należy również zauważyć, że w sytuacji gdyby nastąpił wzrost poziomu cen P , to wzrosłaby również stopa procentowa. Mamy bowiem:

$$\frac{\partial r}{\partial P} = \frac{D + \bar{F}}{\lambda P^2}. \quad (5.40)$$

Warunek (5.40) oznacza, że wzrost poziomu cen ogranicza rozmiary realnej podaży pieniądza i w konsekwencji musi nastąpić wzrost stopy procentowej, aby jednocześnie ograniczyć popyt na pieniądź. Należy zauważyć na koniec, że zmiany kursu walutowego S nie mają wpływu na położenie krzywej LM, gdyż z równania (5.37) wynika, że $\partial r / \partial S = 0$.

Dotychczas rozważono dwa rynki – towarowy i pieniężny. Model M-F obejmuje również rynek wymiany zagranicznej poprzez rachunki obrotów bieżących i kapitałowych. W przypadku rachunku kapitałowego duże znaczenie ma przyjęcie założeń dotyczących stopnia mobilności kapitału. Ta cecha modelu stanowi o jego walorach teoretycznych i empirycznych przy analizowaniu skuteczności, prowadzonej również współcześnie, polityki gospodarczej zorientowanej na osiągnięcie celów krótko- i długookresowych. Przejdźmy zatem do przedstawienia analizy krzywej FE (*foreign exchange*) dla rynku wymiany zagranicznej.

Krzywa dla rynku wymiany zagranicznej – FE. Opisywana gospodarka funkcjonuje w warunkach płynnego kursu walutowego. Oznacza to, że bilans płatniczy znajduje się w ciągłej równowadze.

Jednocześnie ten warunek stanowi o równowadze rynku wymiany zagranicznej. Wyznaczenie równania krzywej FE oznacza również określenie jej nachylenia w układzie współrzędnych Yr .

Należy zwrócić uwagę, że wzrost popytu na eksport oraz napływ kapitału zagranicznego powodują wzrost popytu na pieniądź krajowy. Jest to związane z tym, że w przypadku eksportu towarów i usług następuje wymiana dewiz na walutę krajową, w sytuacji zaś napływu kapitału zakup krajowych aktywów – rzeczowych i finansowych. Z kolei realizacja importu oraz odpływ (eksport) kapitału powodują konieczną wymianę waluty krajowej na zagraniczną, zwiększając podaż tej pierwszej. Warunki równowagi oznaczają, że płynny kurs równoważy salda rachunków obrotów bieżących i kapitałowych. Warunek równowagi prezentuje równanie (5.29). Saldo rachunku obrotów bieżących, tzw. eksport netto, wyrażone w cenach bieżących, przedstawia równanie (5.30). Równanie (5.31) stanowi, że saldo rachunku obrotów kapitałowych jest rosnącą funkcją oczekiwanej stopy zwrotu z aktywów kapitałowych przy założeniu zerowej premii za ryzyko. Rachunek obrotów kapitałowych określa przepływ netto kapitału, tj. import kapitału pomniejszony o jego eksport. Równanie (5.31) jest zależnością behawioralną i stanowi, że kapitał napływa w kierunku aktywów o wyższej oczekiwanej stopie zwrotu. Wpływ inflacji zagranicznej można pominąć, jeśli nie uwzględni się jej wpływu na oczekiwaną deprecjację waluty krajowej. Biorąc jednak pod uwagę parytet PPP jako zjawisko długookresowe, można przyjąć, że kurs walutowy zmienia się proporcjonalnie do zmian cen. Stąd pominięcie inflacji można uznać za uzasadnione.

Podstawiając równania (5.30) i (5.31) do (5.29), otrzymuje się:

$$r = \frac{P}{\pi} (M_0 - X_0 + \sigma Y - \delta Y^*) - \frac{SP^*}{\pi} (\gamma + \phi) + r^* + E(\dot{s}) \quad (5.41)$$

Nachylenie krzywej FE wyznacza się licząc, podobnie jak poprzednio, pochodną cząstkową r względem Y :

$$\frac{\partial r}{\partial Y} = \frac{\sigma}{\pi} P > 0. \quad (5.42)$$

Pochodna (5.42) jest funkcją parametru π , określającego stopień mobilności kapitału. Parametr zyskuje duże znaczenie w modelu M-F, gdyż mobilność kapitału stanowi o skuteczności prowadzonej polityki gospodarczej. Pochodną (5.42) należy interpretować w następujący sposób. Wzrost dochodu pociąga za sobą również wzrost stopy procentowej. Jest to spowodowane tym, że wzrost dochodu Y *ceteris paribus* powoduje pogorszenie się salda rachunku obrotów bieżących, co dla zachowania równowagi musi być zrekompensowane napływem kapitału pobudzonego wzrostem stopy procentowej r . Z równania (5.41) otrzymuje się również:

$$\frac{\partial r}{\partial Y^*} = -\frac{\delta}{\pi} P < 0, \quad (5.43)$$

$$\frac{\partial r}{\partial r^*} = \frac{\partial r}{\partial E(\dot{s})} = 1. \quad (5.44)$$

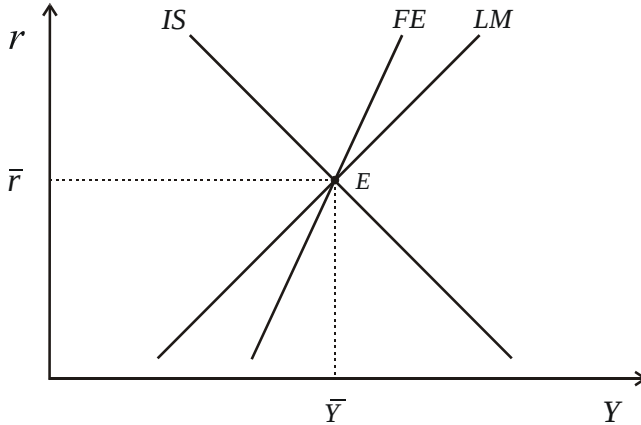
Z warunku (5.43) wynika, że wzrost dochodu zagranicznego *ceteris paribus* wywołuje presję na spadek stopy procentowej i zachodzi sytuacja odwrotna do zaobserwowanej w równaniu (5.42). Ponadto, wzrost zagranicznej stopy procentowej r^* i wzrost oczekiwanego tempa deprecjacji waluty krajowej $E(\dot{s})$ mają identyczny wpływ na krajową stopę procentową. Z warunku (5.44) wynika, że wzrost stopy krajowej jest wprost proporcjonalny do wzrostu stopy zagranicznej i wzrostu oczekiwanego tempa deprecjacji. Ta ekwiwalentna zmiana stopy krajowej jest konieczna dla utrzymania bilansu płatniczego w równowadze. Należy zwrócić ponadto uwagę, że deprecjacja walutowa ma również wpływ na położenie krzywej FE. Mamy bowiem:

$$\frac{\partial r}{\partial S} = -\frac{\gamma + \phi}{\pi} P^* < 0. \quad (5.45)$$

Ponieważ $\pi > 0$, to znak wyrażenia (5.45) jest uzależniony od znaku jego licznika. Jeśli deprecjacja przynosi wzrost salda rachunku obrotów

bieżących, to utrzymanie rynku wymiany zagranicznej w równowadze wymaga obniżenia się stopy procentowej, aby nastąpił ekwiwalentny spadek salda obrotów kapitałowych. Ustalenie warunków, w których wzrost nominalnego kursu walutowego powoduje powstanie nadwyżki na rachunku obrotów bieżących prowadzi do określenia znanego z literatury warunku Marshalla-Lernera-Robinson (szerzej na ten temat w rozdziale 7). Warunek ten będzie spełniony jeśli $\partial r / \partial S < 0$. Oznacza to, że $\gamma + \phi > 0$.

Opierając się na dotychczasowych rozważaniach można przedstawić graficznie warunki równowagi w modelu M-F w układzie współrzędnych Yr (rys. 5.1).



Rys. 5.1. Warunki równowagi w modelu Mundella-Fleminga

Źródło: opracowanie własne

Ponieważ krzywe LM i FE mają dodatnie nachylenie, to ich wzajemne położenie jest ustalone za pomocą parametrów modelu, tj. $\kappa, \lambda, \sigma, \pi$ i zmiennej P . Wśród nich najważniejszą rolę odgrywa parametr π określający stopień mobilności kapitału, przy czym $\pi \rightarrow \infty$ oznacza mobilność doskonałą.

Warto przywrzeć się teraz nieco bliżej roli mobilności kapitału. Z warunku (5.42) wynika, że jeśli przyjmie się, iż $P = 1$, to:

$$\frac{\partial r}{\partial Y} = \frac{\sigma}{\pi} > 0. \quad (5.46)$$

Zatem w warunkach niedoskonałej mobilności kapitału, równowagę na rynku wymiany zagranicznej, a więc i dynamikę nominalnego kursu walutowego, określa zarówno przepływ towarów i usług, jak i przepływ kapitału. Obydwa czynniki określają wówczas łączny popyt na rynku walutowym. Z warunku (5.41) wynika, że jeśli $\pi \rightarrow \infty$, to zachodzi parytet stóp procentowych UIP. Wówczas dynamika kursu walutowego jest wyłącznie funkcją krajowych i zagranicznych stóp procentowych. W warunkach stacjonarnych oczekiwań odnośnie do zmian kursu walutowego, tj. przy założeniu, że $E(\dot{s}) = 0$, oznacza to, że $r = r^*$. Z warunku (5.42) wynika, że jeśli $\pi \rightarrow \infty$, to:

$$\frac{\partial r}{\partial Y} = 0. \quad (5.47)$$

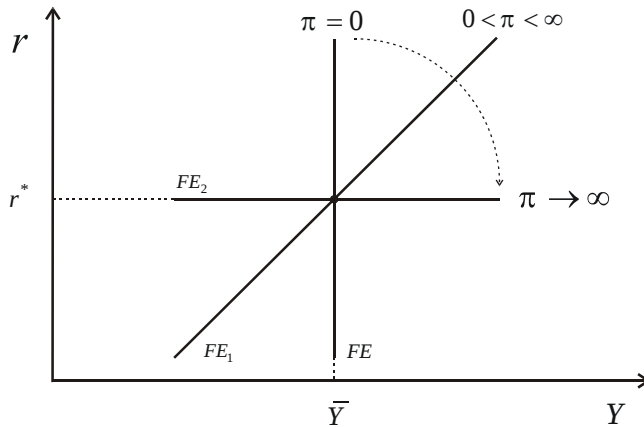
Wyrażenie (5.47) oznacza, że krzywa FE jest wówczas pozioma, kurs walutowy zaś ustala się wyłącznie na rynku kapitałowym.

Przyjmując warunki zupełnego braku mobilności kapitału, tj. $\pi = 0$, otrzymujemy:

$$\frac{\partial r}{\partial Y} \rightarrow \infty. \quad (5.48)$$

Warunek (5.48) stanowi, że krzywa FE jest pionowa, kurs walutowy zaś ustala się na rynku wymiany towarowej w eksporcie i imporcie. Ponadto ów rynek pozostaje w równowadze tylko dla jednego poziomu dochodu Y . Stopy procentowe nie mają wówczas wpływu na kształtowanie się kursu walutowego.

Położenie krzywej FE ze względu na stopień mobilności kapitału można przedstawić w sposób pokazany na rys. 5.2.



Rys. 5.2. Położenie krzywej FE ze względu na stopień mobilności kapitału

Źródło: opracowanie własne

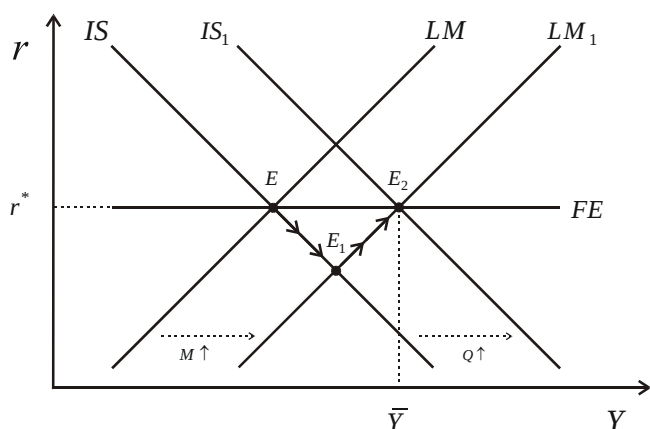
Krzywa FE określa warunki równowagi bilansu płatniczego zgodnie z równaniem (5.29) w systemie płynnego kursu walutowego, niezależnie od skali mobilności kapitału. Jeśli przyjmie się, że $\pi = 0$, to jednocześnie oznacza, iż rachunek obrotów bieżących CA jest zawsze zbilansowany. Jeśli przyjmie się, że $\pi > 0$, to poruszanie się po krzywej FE oznacza zbilansowanie wymiany zagranicznej, chociaż rachunek obrotów bieżących i kapitałowych mogą być niezbilansowane. Rachunek kapitałowy może być zbilansowany, lecz nie musi. Gdyby był zbilansowany w każdym punkcie krzywej FE, to oznaczałoby również trwale zbilansowanie rachunku obrotów bieżących. Jednak ze względu na założenie o stałości cen jest to niemożliwe. Zatem czynnikiem decydującym o zbilansowaniu obu rachunków jest kurs walutowy, w sytuacji gdy następuje wzrost dochodu i – w konsekwencji importu – przy poruszaniu się w prawo wzdłuż krzywej FE. Dlatego też na krzywej FE leży dokładnie jeden punkt, w którym następuje zrównoważenie obydwu rachunków przy danym kursie walutowym. Jednocześnie należy stwierdzić, że każdy punkt na krzywej FE oznacza równoważenie się stóp zwrotu z aktywów krajowych i zagranicznych. Z założenia o ich pełnej substytucji wynika, że inwestorzy nie różnicują inwestycji

w papiery krajowe i zagraniczne. Stąd też rynek kapitałowy bilansuje (finansuje) nierównowagę na rachunku obrotów bieżących.

Przejdźmy teraz do graficznej analizy statyki porównawczej modelu z punktu widzenia zakłóceń monetarnych i fiskalnych przy różnym poziomie mobilności kapitału. Na początek przedstawimy warunki mobilności doskonałej.

5.3.1.1. Doskonała mobilność kapitału

Polityka pieniężna. Model M-F funkcjonuje w warunkach płynnego kursu walutowego, co oznacza, że nie zmienia się poziom rezerw walutowych $\bar{F}$. Stąd politykę pieniężną realizuje się poprzez zwiększenie wolumenu kredytu D dla gospodarki. Obraz graficzny został przedstawiony na rys. 5.3.



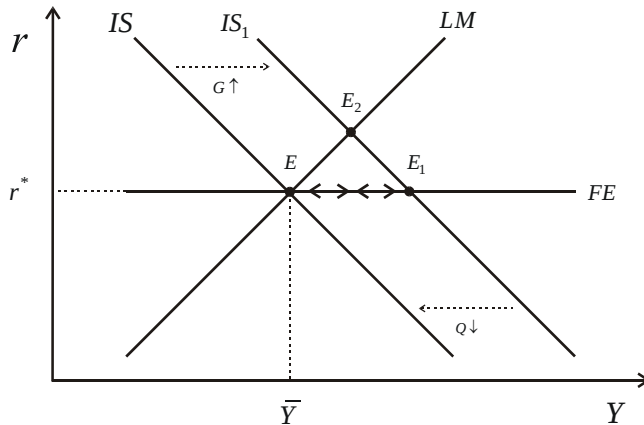
Rys. 5.3. Polityka pieniężna w modelu Mundella-Fleminga (doskonała mobilność kapitału)

Źródło: opracowanie własne

Wzrost kredytu D spowoduje przesunięcie krzywej LM w prawo do położenia LM_1 . W tym położeniu występuje nadwyżka realnej podaży pieniądza, która powoduje presję na spadek stopy procentowej. Następuje odpływ kapitału i wzrost kursu walutowego (deprecjacja), który neutralizuje zmianę stopy procentowej. W efekcie krajowa stopa procentowa nie ulega zmianie i jest równa stopie zagranicznej i^* .

Wzrost kursu walutowego, przy stałych cenach, powoduje również realną deprecjację i powstanie nadwyżki na rachunku obrotów bieżących. W konsekwencji następuje przesunięcie krzywej IS w prawo w kierunku wyższego dochodu Y do położenia IS_1 w punkcie przecięcia z krzywą LM_1 . W ten sposób gospodarka osiąga nowy punkt równowagi E_2 przy wyższym dochodzie i tej samej stopie procentowej. Kluczową rolę odgrywa zmiana (wzrost) kursu walutowego. Zatem po spełnieniu założeń modelu, wzrost podaży pieniądza zwiększa dochód w długim okresie.

Polityka fiskalna. Skutki polityki fiskalnej przedstawiono na rys. 5.4.



Rys. 5.4. Polityka fiskalna w modelu Mundella-Fleminga
(doskonała mobilność kapitału)

Źródło: opracowanie własne

Ekspansja fiskalna oznacza wzrost zmiennej G . W wyniku tego wzrasta zagregowany popyt i następuje przesunięcie krzywej IS w prawo do położenia IS_1 . W warunkach doskonałej mobilności kapitału w gospodarce otwartej nie wystąpi efekt wypychania konsumpcji prywatnej przez wydatki rządowe poprzez kanał stóp procentowych, gdyż nie nastąpi zmiana stopy procentowej. Zatem gospodarka nie znajdzie się w punkcie E_1 . Przesunięcie nastąpi do punktu E_2 . W tym położeniu, przy wyższym dochodzie, wzrasta popyt na pieniądź, następuje presja na wzrost stopy procentowej i powstanie korzystnych warunków

do napływu kapitału, co w konsekwencji prowadzi do aprecjacji waluty krajowej. Realna aprecjacja pogarsza warunki handlu zagranicznego, natomiast powstały deficyt na rachunku obrotów bieżących neutralizuje początkowy impuls fiskalny. Ponieważ dochód powraca do poprzedniego stanu równowagi, to przyrost konsumpcji zbiorowej jest równy powstałej nadwyżce importu, czyli $\Delta G = \Delta M$. Ponieważ bilans płatniczy pozostaje w równowadze, to deficytowi na rachunku obrotów bieżących towarzyszy napływ kapitału i nadwyżka na rachunku obrotów kapitałowych. W konsekwencji, warunki równowagi na rynkach towarowym i wymiany zagranicznej sprowadzają gospodarkę do stanu, w którym przyrost konsumpcji zbiorowej jest neutralizowany przez nadwyżkę importu, natomiast przyrost długu publicznego na sfinansowanie wydatków rządowych jest równy napływowi kapitału. Należy również podkreślić, że w tym samym punkcie E, po wystąpieniu impulsu fiskalnego, rynek wymiany zagranicznej (bilans płatniczy) znajduje się w równowadze, gdyż gospodarka znajduje się na krzywej FE. Jednak jeśli w poprzednim stanie spoczynku rachunek obrotów bieżących znajdował się w równowadze, to po wystąpieniu zakłócenia fiskalnego przejdzie w stan deficytu, chociaż dochód nie uległ zmianie. Deficyt jest ostatecznie spowodowany spadkiem eksportu wywołanego aprecjacją waluty.

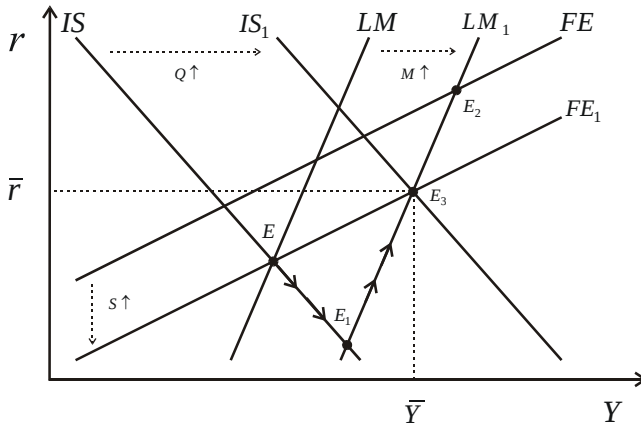
Punkt E jest, w związku z powyższym, nowym położeniem równowagi międzyokresowej. W zależności od prędkości zmian dostosowawczych stopy procentowej można rozpatrywać efekty krótkookresowe, w których następuje zmiana dochodu. W długim okresie krzywa IS ulega ponownemu przesunięciu do punktu równowagi E. Zatem polityka fiskalna jest nieskuteczna w warunkach płynnego kursu walutowego i nie przynosi wzrostu dochodu i zatrudnienia.

5.3.1.2. Niedoskonała mobilność kapitału

W warunkach niedoskonałej mobilności kapitału parametr $0 < \pi < \infty$. Jak pokazano na rys. 5.1, krzywa FE ma dodatnie nachylenie. Wówczas równowaga na rynku wymiany zagranicznej zachodzi

dla różnych kombinacji dochodu i stopy procentowej. Ponadto krzywa FE może mieć większy lub mniejszy współczynnik nachylenia od krzywej LM. Jak się okaże, w tych warunkach zarówno polityka monetarna, jak i fiskalna są efektywne z punktu widzenia wzrostu dochodu. Decyduje o tym brak pełnej mobilności kapitału, a więc warunki, w których aktywa krajowe i zagraniczne nie są doskonałymi substytutami. Na początek przyjęto warunki stosunkowo dużej mobilności kapitału. Oznacza to, że $\kappa / \lambda > \sigma / \pi$ przy $P = 1$. Jeśli standardowo przyjmie się, że $\kappa = \lambda = 1$ (por. rozdział 8), to z tego wynika, że $\pi > \sigma$, gdzie σ oznacza krańcową skłonność do importu.

Polityka pieniężna. W warunkach niedoskonałej mobilności kapitału, w wyniku ekspansji monetarnej, przesunięciu ulega również krzywa FE. Kierunek przesunięcia zależy od spełnienia warunku Marshalla-Lernera-Robinson. Zakłada się, że warunek ten jest spełniony w modelu. Wówczas krzywa FE przesuwa się w prawo. Statykę porównawczą przedstawia rys. 5.5.



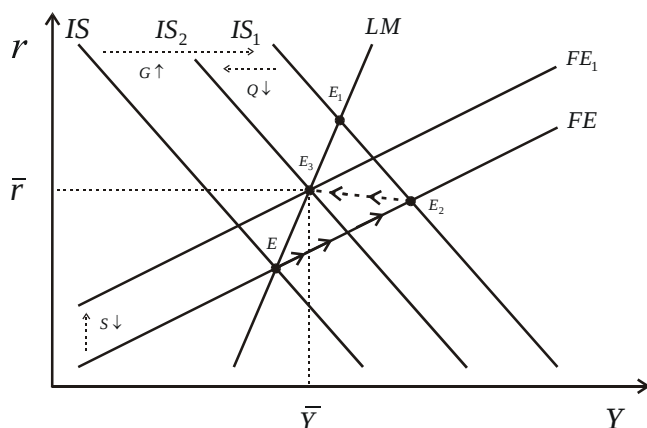
Rys. 5.5. Polityka pieniężna w modelu Mundella-Fleminga
(wysoka mobilność kapitału)

Źródło: opracowanie własne

Wzrost podaży pieniądza przesuwa krzywą LM w prawo do położenia LM_1 . W wyniku tego obniża się stopa procentowa. Następujący odpływ kapitału powoduje nominalną i realną deprecjację waluty krajowej.

W konsekwencji krzywa FE ulega przesunięciu w prawo do położenia FE_1 , gdyż przy niższej stopie procentowej bilans płatniczy zachowa równowagę przy wyższym dochodzie. Jednocześnie nadwyżka na rachunku obrotów bieżących i wyższy poziom inwestycji ustalają dochód na wyższym poziomie, przesuwając krzywą IS do położenia IS_1 . Nowe położenie równowagi ustala się w punkcie E_3 .

Polityka fiskalna. W sytuacji, gdy krzywa FE ma mniejszy współczynnik nachylenia od krzywej LM, zwiększona konsumpcja zbiorowa przesunęła krzywą IS do położenia IS_1 . Obraz graficzny tej sytuacji przedstawia rys. 5.6.



Rys. 5.6. Polityka fiskalna w modelu Mundella-Fleminga
(wysoka mobilność kapitału)

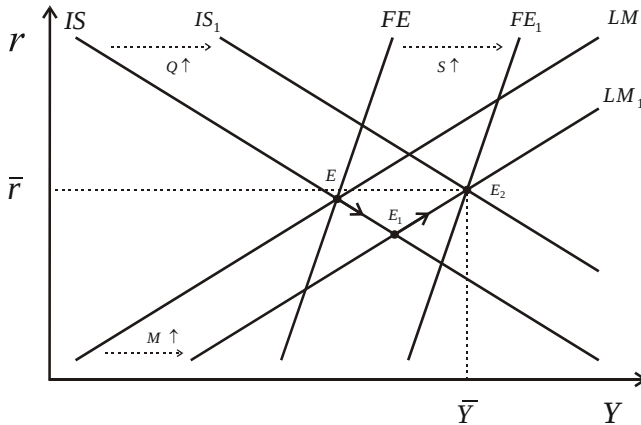
Źródło: opracowanie własne

Przy wyższym dochodzie pojawia się presja na wzrost stopy procentowej, gdyż nie zmieniają się warunki równowagi na rynku pieniężnym. To oznacza, że punktu równowagi należy poszukiwać na krzywej LM. Wyższej stopie procentowej towarzyszy napływ kapitału i aprecjacja waluty krajowej. W konsekwencji pogarsza się saldo obrotów bieżących i następuje spadek dochodu, co oznacza przesunięcie krzywej IS do położenia IS_2 . Jednocześnie krzywa FE ulega przesunięciu do położenia FE_1 , wywołanego spadkiem kursu walutowego. Ostatecznie gospodarka osiąga równowagę w punkcie E_3 .

Jak z tego wynika, polityka fiskalna może być skuteczna z punktu widzenia dochodu w warunkach płynnego kursu walutowego, lecz przy niedoskonałej mobilności kapitału.

Dotychczas przyjęto, że mobilność kapitału jest stosunkowo wysoka, tj. $\kappa / \lambda > \sigma / \pi$. Teraz założmy, że zachodzi sytuacja odwrotna, tj. $\kappa / \lambda < \sigma / \pi$. Przyjmując podobnie jak poprzednio, że $\kappa = \lambda = 1$, otrzymuje się $\pi < \sigma$. Oznacza to warunki niskiego poziomu mobilności kapitału, krzywa FE zaś ma większy współczynnik nachylenia od krzywej LM.

Polityka pieniężna. Obraz graficzny skutków polityki pieniężnej przedstawia rys. 5.7.

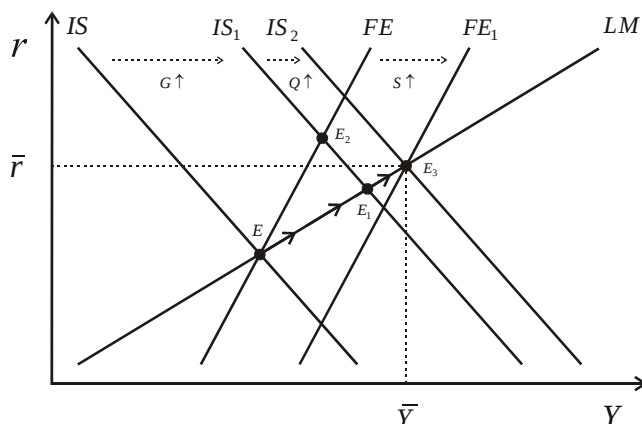


Rys. 5.7. Polityka pieniężna w modelu Mundella-Fleminga (niska mobilność kapitału)

Źródło: opracowanie własne

Jak można zauważyć, polityka pieniężna, polegająca na zwiększeniu podaży pieniądza, ma tutaj podobne długookresowe skutki jak w przypadku dla $\pi > \sigma$. Nie będziemy ich osobno rozpatrywać.

Polityka fiskalna. Przyjrzyjmy się skutkom polityki fiskalnej. Obraz graficzny przedstawia rys. 5.8.



Rys. 5.8. Polityka fiskalna w modelu Mundella-Fleminga
(niska mobilność kapitału)

Źródło: opracowanie własne

Jak widać, początkowo zwiększone wydatki rządowe powodują przesunięcie krzywej IS w prawo do położenia IS_1 . W tej sytuacji wzrasta dochód i stopa procentowa. Jednak w celu utrzymania równowagi na rynku pieniężnym wystarczy niższa stopa procentowa (punkt E_1) niż ta potrzebna do zachowania równowagi na rynku wymiany zagranicznej w punkcie E_2 . Zatem w punkcie E_1 następuje pogorszenie bilansu płatniczego i w konsekwencji wzrasta kurs walutowy. To z kolei wpływa na poprawę salda rachunku obrotów bieżących i na dalsze przesunięcie się krzywej IS w prawo do położenia IS_2 . Jednocześnie wzrost kursu powoduje przesunięcie krzywej FE do położenia FE_1 . Zatem, nowe położenie równowagi znajduje się w punkcie E_3 na wyższym poziomie dochodu i stopy procentowej. Polityka fiskalna jest również skuteczna przy powyższych założeniach.

Dotychczasowe rozważania na temat skutków ekspansji monetarnej i fiskalnej przeprowadzono przy założeniu, że spełniony jest warunek Marshalla-Lerner-Robinson. Jest to założenie długookresowe i na ogół nie należy oczekiwać, że w wyniku wzrostu kursu walutowego w kategoriach nominalnych nastąpi natychmiastowa poprawa salda na rachunku obrotów bieżących. Te zjawiska dostosowawcze, wynikające w głównej mierze z długości trwania zawieranych umów importowych

i eksportowych, mają odzwierciedlenie w krzywej J . Szeroką dyskusję na temat tego zjawiska w handlu zagranicznym można znaleźć w pracy Gärtnera (1993).

W następnym podrozdziale zostanie przedstawiony kolejny model kursu walutowego, osadzony w teorii M-F, w którym wprowadzono oczekiwania względem kursu walutowego.

5.3.2. Model Dornbuscha

Omówiony zostanie teraz model nierównowagi, który na stałe wszedł do słownika pojęć z dziedziny modelowania kursów walutowych. Model ten został zaproponowany przez Dornbuscha (1976a). Nazywa się go często modelem nierównowagi, gdyż uchylono w nim założenie o stałości cen, przyjęte w przedstawionym wcześniej modelu M-F. Nierównowagę w modelu Dornbuscha rozumie się przez pryzmat rynków towarowych, na których występuje luka popytowa, wpływająca na dynamikę cen. To powoduje, że model jest dynamiczny i odzwierciedla ruch systemu pomiędzy punktami równowagi międzyokresowej. Model można wyrazić w postaci układu równań różniczkowych pierwszego rzędu, co pozwala na analizę warunków stabilności systemowej ze względu na zmiany parametrów. Model Dornbuscha odzwierciedla cechy małej gospodarki otwartej. Oznacza to, że skala procesów dostosowawczych w danej gospodarce nie wywiera wpływu na ogólny poziom zagranicznych cen i stóp procentowych. Te zmienne mają w modelu charakter egzogeniczny. Ponadto, otwartość gospodarki oznacza występowanie wzajemnych powiązań pomiędzy krajowym i zagranicznym rynkiem towarów i kapitału.

Analizę modelu przeprowadzono na podstawie źródłowego artykułu Dornbuscha (1976a) (por. również Wdowiński 2007a). Poniżej podano równania modelu Dornbuscha.

- rynek towarowy:

$$y^d = \alpha y - \beta i + \gamma(s + p^* - p) + u^d, \quad (5.49)$$

$$\dot{p} = \phi(y^d - y); \quad (5.50)$$

- rynek pieniężny:

$$m^s = m^d = m, \quad (5.51)$$

$$m^d = p + \kappa y - \lambda i; \quad (5.52)$$

- rynek aktywów kapitałowych:

$$i = i^* + E(\dot{s}), \quad (5.53)$$

$$E(\dot{s}) = -\theta(s - \bar{s}); \quad (5.54)$$

gdzie: y^d – realny popyt na krajową produkcję, y – realny dochód narodowy (egzogeniczny), i – nominalna stopa procentowa, s – nominalny kurs walutowy, p – poziom cen krajowych, u^d – zakłócenie popytowe, $\dot{p}$ – stopa inflacji, m^s – nominalna podaż pieniądza, m^d – nominalny popyt na pieniądz, $E(\dot{s})$ – oczekiwana deprecjacja waluty krajowej, $\bar{s}$ – długookresowy kurs walutowy, p^* oraz i^* – zagraniczne odpowiedniki zmiennych krajowych, $\alpha, \beta, \gamma, \phi, \kappa, \lambda, \theta > 0$ – parametry modelu.

Punktem wyjścia konstrukcji równania zagregowanego popytu (5.49) są równania dla dochodu narodowego (por. również model Mundella-Fleminga opisany w podrozdziale 5.3.1).

$$Y^d = C + I + G + (X - M), \quad (5.55)$$

$$C = C(Y, i), \quad \frac{\partial C}{\partial Y} = C_Y > 0, \quad \frac{\partial C}{\partial i} = C_i < 0, \quad (5.56)$$

$$I = I(i), \quad \frac{dI}{di} = I_i < 0, \quad (5.57)$$

$$X = X(Y^*, Q), \quad Q \equiv \frac{SP^*}{P}, \quad \frac{\partial X}{\partial Y^*} = X_{Y^*} > 0, \quad \frac{\partial X}{\partial Q} = X_Q > 0, \quad (5.58)$$

$$M = M(Y, Q), \quad \frac{\partial M}{\partial Y} = M_Y > 0, \quad \frac{\partial M}{\partial Q} = M_Q < 0. \quad (5.59)$$

Przyjmując, że powyższe relacje kształtują się według funkcji potęgowej oraz korzystając z ustalonych znaków pochodnych, można przyjąć zredukowaną postać funkcji zagregowanego popytu na krajową produkcję o postaci (5.49). Zakłada się, że popyt zależy od poziomu egzogenicznego dochodu y , który odzwierciedla warunki pełnego zatrudnienia. Ponadto, parametry α i β reprezentują efekt mnożnikowy, związany z konsumpcją prywatną i inwestycjami. Dodatni parametr γ oznacza, że wzrost realnego kursu walutowego, $q \equiv s + p^* - p$, wpływa na poprawę salda rachunku obrotów bieżących i przyczynia się do wzrostu zagregowanego popytu. W równaniu (5.49) zakłada się, że zachodzi warunek Marshalla-Lernera-Robinson ($\gamma > 0$), natomiast zmiany konsumpcji zbiorowej $g \equiv \ln G$ można utożsamiać z zakłóceniem popytowym u^d .

Równanie (5.50) wprowadza dynamikę cen, przy czym $\dot{p}$ oznacza rzeczywistą stopę inflacji. Z reguły przyjmuje się, że $0 < \phi < 1$. Oznacza to, że gospodarka funkcjonuje w warunkach umiarkowanej sztywności cen. Biorąc pod uwagę różną prędkość dostosowań na rynku towarów oraz na rynku pieniężnym i kapitałowym, sztywność cen p decyduje o najważniejszych krótko- i średniookresowych cechach modelu Dornbuscha. Równanie to przedstawia krzywą Phillipsa niezawierającą oczekiwań inflacyjnych. Należy podkreślić, że takie podejście do problemu jest zgodne z warunkami umiarkowanej inflacji, wygasającej w długim okresie. Interpretację wniosków przy zastosowaniu krzywej Phillipsa z oczekiwaniami inflacyjnymi można znaleźć w pracach następujących autorów: Bhandari i Turnovsky (1982), Buiter i Miller (1982), Mussa (1982).

Zgodnie z równaniem (5.51) rynek pieniężny jest w każdym momencie w równowadze. Zrównoważenie rynku odbywa się na skutek natychmiastowego dostosowania się krajowej stopy procentowej. Równanie (5.52) opisuje popyt na pieniądz, w którym dochód y można utożsamiać z popytem transakcyjnym, natomiast stopę procentową i

z popytem spekulacyjnym. Równanie to stanowi logliniową wersję równania:

$$\frac{M^d}{P} = Y^\kappa e^{-\lambda i}. \quad (5.60)$$

Parametr κ oznacza stałą w czasie elastyczność popytu na pieniądz względem dochodu, parametr λ zaś jest semielastycznością. Zatem, wzrost stopy procentowej *ceteris paribus* o 1 punkt procentowy prowadzi do wzrostu popytu na pieniądz o $(100 \cdot \lambda)\%$ (szerzej na ten temat por. Wdowiński, Zglińska-Pietrzak i Tomasik 1997). Funkcję popytu na pieniądz (5.52) powszechnie stosuje się w modelach ekonomicznych.

Rynek aktywów kapitałowych jest reprezentowany przez równania (5.53) i (5.54). Równanie (5.53) określa przedstawiony w rozdziale 4 warunek parytetu UIP. Zakłada się, że między gospodarką krajową a zagraniczną występuje pełna swoboda przepływu kapitału, która warunkuje przyjęte założenie o doskonałej substytucji aktywów krajowych i zagranicznych. W równaniu (5.53) nie występuje zatem premia za ryzyko. Należy ponadto zwrócić uwagę, że warunek (5.53) stanowi pewne uproszczenie. Można bowiem pokazać, że analizowaną stopę zwrotu z inwestycji w aktywa zagraniczne powinno opisać się wzorem:

$$i = i^* + E(\dot{s}) + i^* E(\dot{s}). \quad (5.61)$$

Iloczyn $i^* E(\dot{s})$ określa oczekiwaną stopę zwrotu z uzyskanych odsetek skorygowanych o zmiany kursu walutowego. Dla uproszczenia powszechnie przyjmuje się, że to wyrażenie jest bliskie zeru.

W równaniu (5.54) zapisano schemat formułowania oczekiwań względem zmian kursu walutowego w modelu Dornbuscha. Taki schemat oczekiwań adaptacyjnych oznacza, że uczestnicy rynku przewidują powrót kursu nominalnego s do jego stanu równowagi $\bar{s}$ z prędkością określoną za pomocą parametru θ . Określenie formuły oczekiwań *ad hoc* może być zgodne z formułą przewidywania doskonałego, jeśli parametr θ ustali się na odpowiednim poziomie. Można pokazać (Gärtner 1993), że jeśli w początkowym okresie dostosowawczym uczestnicy

rynku przewidują inny współczynnik zbieżności do stanu równowagi, to w procesie uczenia się według formuły (5.54) sprowadzają swoje oczekiwania względem parametru θ i kursu równowagi $\bar{s}$ do właściwego poziomu.

Podójście zaproponowane przez Dornbuscha można zastosować w przypadku krótkiego okresu, w którym zasadne jest założenie o stałości dochodu y . W dłuższym okresie, w którym dochód może zmieniać się pod wpływem zmian zagregowanego popytu, należy wziąć pod uwagę, że zjawisko „przestrzelenia” (*overshooting*) kursu walutowego ponad długookresowy stan równowagi, wskutek wzrostu nominalnej podaży pieniądza, nie musi wystąpić. Zasygnalizowane zagadnienie będzie również przedmiotem rozważań w rozdziale 8.

Poniżej zostanie przeprowadzona formalna analiza modelu ze względu na dynamikę cen i procesy dostosowawcze stopy procentowej i kursu walutowego, wywołane zmianami polityki pieniężnej. Na początek zostanie przedstawiona analiza w warunkach równowagi na poszczególnych rynkach, a następnie procesy dostosowawcze, zachodzące w krótkim i długim okresie, wywołane ekspansją monetarną, jak często nazywa się wzrost nominalnej podaży pieniądza, tożsamy ze spadkiem nominalnej stopy procentowej.

Z warunków (5.52) i (5.53) wynika, że wyłącznie rynki pieniądza i aktywów kapitałowych znajdują się w ciągłej równowadze. Rynek towarów i usług może być nie zrównoważony w krótkim okresie ze względu na podstawowe założenie modelu o sztywności cen – równanie (5.50). Z tego względu krótko- i długookresowe rozwiązania modelu są odmienne.

Analizę długookresową rozpoczniemy od rynku towarowego. Krzywą IS dla rynku towarowego można wyznaczyć z warunku równowagi dla cen, tj. dla $\dot{p} = 0$. Krzywa IS wyznacza wówczas takie punkty (s, p) , dla których rynek towarowy pozostaje w równowadze, stąd:

$$\dot{p} = \phi(\alpha y - \beta i + \gamma(s + p^* - p) + u^d - y) = 0. \quad (5.62)$$

Z warunku (5.62) otrzymuje się funkcję cen:

$$p = s + p^* - \frac{1-\alpha}{\gamma}y - \frac{\beta}{\gamma}i + \frac{1}{\gamma}u^d. \quad (5.63)$$

Biorąc pod uwagę, że rynek kapitału znajduje się w ciągłej równowadze oraz że w długim okresie kurs walutowy się nie zmienia, z warunków (5.53) i (5.54) mamy: $s = \bar{s}$ oraz $i = i^*$. Zatem równanie (5.63) przyjmuje postać:

$$\bar{p} = \bar{s} + \bar{p}^* - \frac{1-\alpha}{\gamma}\bar{y} - \frac{\beta}{\gamma}i^* + \frac{1}{\gamma}u^d. \quad (5.64)$$

Wynika z niego, że $\partial \bar{p} / \partial \bar{s} = 1$ i w konsekwencji wzrost cen odpowiada skali wzrostu kursu walutowego. Ponadto, realny kurs walutowy równowagi, $\bar{q} \equiv \bar{s} + \bar{p}^* - \bar{p}$, dany jest wzorem:

$$\bar{q} = \frac{1-\alpha}{\gamma}\bar{y} + \frac{\beta}{\gamma}i^* - \frac{1}{\gamma}u^d. \quad (5.65)$$

Z warunku (5.65) wynika, że przy danym poziomie zakłócenia u^d i zagranicznej stopy procentowej i^* występuje tylko jeden poziom realnego kursu równowagi $\bar{q}$, dla którego rynek towarowy pozostaje w równowadze. Zakłócenie stanu równowagi, polegające na spadku ceny p przy stałości kursu walutowego s i ceny zagranicznej p^* , spowoduje wzrost realnego kursu walutowego i powstanie nadwyżkowego popytu. Dodatkowy popyt na mocy równania (5.50) spowoduje powrót cen do stanu równowagi.

Przejdźmy teraz do przedstawienia krzywej LM dla rynku pieniężnego. Otrzymuje się ją rozwiązując równania (5.51) i (5.52) względem stopy procentowej i , stąd:

$$i = \frac{1}{\lambda}(p + \kappa y - m). \quad (5.66)$$

Krzywa wyznacza punkty (p, i) , dla których rynek pieniężny pozostaje w równowadze. Zakłada się, że stopa procentowa jest doskonale elastyczna, co pozwala utrzymywać rynek w ciągłej równowadze. Zmiany

nominalnej podaży pieniądza m i dochodu y powodują przesuwanie się krzywej LM, wyznaczając nowe położenie równowagi. Ze względu na stan ciągłej równowagi rynku pieniądza nie rozpatruje się kombinacji punktów (p, i) poza krzywą LM, a jedynie jej równoległe przesunięcia.

Podobne wnioski można wyciągnąć analizując równowagę na rynku aktywów kapitałowych. Korzystając z warunku parytetu UIP opisanego wzorem (5.53) i formuły oczekiwań (5.54), można otrzymać:

$$i = i^* - \theta(s - \bar{s}). \quad (5.67)$$

Równanie (5.67) określa takie punkty (s, i) , dla których rynek aktywów kapitałowych pozostaje w równowadze przy danym poziomie kursu równowagi $\bar{s}$ oraz zagranicznej stopy procentowej i^* , natomiast równowaga na tym rynku określa równoważenie się stóp zwrotu z aktywów wyrażonych w różnych walutach. Jeśli przyjmie się początkowy wzrost krajowej stopy procentowej powyżej egzogenicznej stopy zagranicznej i^* , to powstają oczekiwania względem deprecjacji waluty krajowej. To dalej oznacza, że bieżący kurs nominalny musi się obniżyć względem kursu długookresowego. Zakłada się, że kurs walutowy jest całkowicie płynny i utrzymuje rynek aktywów kapitałowych w ciągłej równowadze.

Poniżej opisano proces dostosowawczy, jaki zachodzi w długim okresie wraz z krótkookresową dynamiką na skutek ekspansji monetarnej. W długim okresie krajowa stopa procentowa i jest równa stopie zagranicznej i^* , gdyż $s = \bar{s}$. Zakłócenie na rynku pieniężnym (krzywa LM), polegające na wzroście nominalnej podaży pieniądza, powoduje, przy ustalonym dochodzie y , proporcjonalny wzrost cen. Ten długookresowy wzrost cen spełnia założenia ilościowej teorii pieniądza. Ponadto, wskutek wzrostu cen nie zmienia się realna podaż pieniądza. Dla modelu oznacza to równoległe przesunięcie się krzywej LM. Należy pamiętać, że rynek pieniądza pozostaje w ciągłej równowadze i zmiany podaży pieniądza oznaczają równoległe przesunięcia krzywej LM, nie

zaś poruszanie się po tej krzywej. Zatem wzrost podaży pieniądza wyznacza nowe położenie krzywej LM.

Na rynku towarowym (krzywa IS) wzrost cen powoduje proporcjonalne dostosowanie się kursu walutowego, gdyż nowy punkt równowagi znajduje się w miejscu, w którym realny kurs walutowy $\bar{q}$ jest stały. Krzywa IS nie ulega przesunięciom, gdyż rynek towarów może znajdować się w krótkookresowej nierównowadze. Stąd też położenia równowagi wyznaczają punkty na krzywej IS. Nowe położenie równowagi wyznacza punkt na krzywej IS, w którym ustalają się wyższe ceny i wyższy kurs walutowy.

Przejdźmy teraz do rynku aktywów kapitałowych. Na skutek ekspansji monetarnej krzywa tego rynku ulega przesunięciu, gdyż on sam, podobnie jak rynek pieniężny, pozostaje w ciągłej równowadze. Stąd nowe położenie równowagi wyznacza punkt na krzywej, w którym następuje wzrost kursu walutowego do poziomu równowagi $\bar{s}$, przy nieziennej stopie procentowej.

Opisane reakcje systemu obserwuje się w długim okresie. Ze względu na to, że ceny są mało elastyczne w porównaniu ze stopą procentową i kursem walutowym, to bardzo ważne są również dostosowania krótkookresowe w wyniku zmian podaży pieniądza. Krótki okres będzie w tym kontekście oznaczał czas, który upływa do momentu dostosowania się cen.

Wskutek ekspansji monetarnej, początkowy brak reakcji cen na wzrost podaży pieniądza powoduje natychmiastowy spadek stopy procentowej. Zmiana stopy procentowej skutkuje wzrostem popytu na pieniądz i zneutralizowaniem wzrostu realnej podaży pieniądza, tj. wzrostu podaży nominalnej przy stałych cenach. Spadek krajowej stopy procentowej poniżej stopy zagranicznej oznacza, że w warunkach równowagi na rynku kapitałowym – równania (5.53) i (5.54) – powstają oczekiwania spadku nominalnego kursu walutowego. Zanim ceny dostosują się, kurs walutowy wzrasta ponad długookresowy kurs równowagi. To zjawisko nazywa się „przestrzeleniem” kursu i stanowi jedną z najważniejszych cech modelu Dornbuscha, wynikającą z krótko-

okresowej sztywności cen. W tym bowiem punkcie kurs walutowy wzrasta nadmiernie, aby wywołać powstanie oczekiwań względem aprecjacji w przyszłości. Ta oczekiwana aprecjacja waluty neutralizuje spadek stopy procentowej i poniżej stopy zagranicznej i^* . Jak można zauważyć, wzrost kursu nominalnego powoduje wzrost kursu realnego, który z kolei prowadzi do wzrostu zagregowanego popytu y^d . Wzrost popytu jest wywołany nadwyżką eksportu nad importem, wywołanym wzrostem pozycji konkurencyjnej gospodarki. Powstająca luka popytowa powoduje presję na wzrost cen zgodnie z równaniem (5.50). W konsekwencji rynek towarowy zaczyna stopniowo zmierzać do długookresowego położenia równowagi. Powstały wzrost cen neutralizuje wzrost nominalnej podaży pieniądza i powoduje powrót podaży realnej do stanu początkowego, co wpływa na stopniowy wzrost stopy procentowej. Z kolei na rynku kapitałowym nominalna aprecjacja waluty i powrót jej kursu do stanu długookresowej równowagi oznacza również powrót stopy procentowej do stanu równowagi.

W tym miejscu należy zwrócić uwagę na ważną kwestię. Z przeprowadzonej analizy można wyciągnąć wniosek, że zjawisko „przestrzelenia” wynika z mniejszej elastyczności cen na tle elastyczności stopy procentowej i kursu walutowego. Łatwo zauważyć, że w krótkim okresie realizuje się wzrost cen i spadek kursu walutowego. Oznacza to, że o ile w długim okresie zachodzi parytet PPP, to przejście do tego położenia równowagi odbywa się przy cenach i kursie zmieniających się w przeciwnych kierunkach. W myśl tego spostrzeżenia, parytet PPP jawi się jako zależność długookresowa z możliwymi odchyleniami kursu nominalnego od parytetu w krótkim okresie. Z modelu Dornbuscha wynika ponadto jeszcze jeden wniosek. Mianowicie taki, że kursy walutowe mogą osiągać dużą zmienność na tle zmienności innych kategorii ekonomicznych. Ta zmienność kursu jest malejącą funkcją prędkości zmian cen wynikającej z nierównowagi na rynku towarowym.

Poniżej znajduje się analiza modelu (5.49)–(5.54), która pozwala pokazać w sposób analityczny warunki „przestrzelenia” kursu walutowego wraz z rozważaniami nad rolą formuły oczekiwań (5.54). Można

wykazać, że sposób konstruowania oczekiwań według tej formuły jest zgodny z formułą przewidywania doskonałego, o ile poprawnie wyznaczy się parametr θ . Następnie można również wskazać, że proces systematycznego uczenia się przez uczestników rynku sprowadza kurs walutowy na ścieżkę deprecjacji, identyczną z prędkością powrotu cen do stanu równowagi.

Tradycyjnie rozpoczniemy od rynku towarowego. Z równania (5.49) wynika, że rynek towarowy pozostaje w równowadze, jeśli $y^d = y$, co oznacza, że $\dot{p} = 0$. Wiadomo ponadto, że w długim okresie $i = i^*$, stąd:

$$\bar{s} = \bar{p} - \bar{p}^* + \frac{1}{\gamma} [\beta i^* + (1 - \alpha)y - u^d]. \quad (5.68)$$

Równanie (5.68) oznacza, że równowaga na rynku towarowym zachodzi dla różnych kombinacji realnego kursu walutowego równowagi w zależności od poziomu zmiennych sterujących y , u^d oraz i^* . Z tego równania wynika, że $\partial \bar{s} / \partial \bar{p} = 1$, co oznacza, że w długim okresie występuje parytet PPP. Dynamikę cen można wyznaczyć na podstawie równania (5.50):

$$\dot{p} = \phi [(\alpha - 1)y - \beta i + \gamma(s + p^* - p) + u^d]. \quad (5.69)$$

Biorąc pod uwagę równania (5.53) i (5.54), mamy:

$$i = i^* - \theta(s - \bar{s}). \quad (5.70)$$

Podstawiając (5.68) do (5.70) i wynik do (5.69), po uporządkowaniu wyrazów otrzymuje się:

$$\dot{p} = -\nu(p - \bar{p}), \quad (5.71)$$

gdzie: $\nu \equiv \phi \left(\frac{\gamma + \beta\theta}{\lambda\theta} + \gamma \right)$. Z warunku (5.71) wynika, że rozwiązanie

tego równania różniczkowego pierwszego rzędu można podać w następujący sposób:

$$p(t) = \bar{p} + [p(0) - \bar{p}]e^{-\nu t}, \quad (5.72)$$

gdzie ν określa prędkość powrotu cen do stanu ich długookresowej równowagi. Z warunku (5.71) widać, że ceny rosną, jeśli początkowo znajdują się one poniżej swojego poziomu długookresowego i maleją w odwrotnej sytuacji.

Przejdźmy do równań rynku pieniężnego (5.51) i (5.52) oraz kapitałowego (5.53) i (5.54). Łącząc powyższe związki i rozwiązując ze względu na cenę p , otrzymuje się:

$$p = m - \kappa y + \lambda [i^* - \theta(s - \bar{s})]. \quad (5.73)$$

Równanie (5.73) można uprościć przyjmując stacjonarne oczekiwania względem kursu walutowego. Oznacza to, że w długim okresie $E(\dot{s}) = 0$, stąd $s = \bar{s}$. Wówczas:

$$\bar{p} = m - \kappa \bar{y} + \lambda i^*. \quad (5.74)$$

Uwzględniając warunki (5.68) i (5.74), wnioskuje się, że długookresowy kurs walutowy zależy od czynników monetarnych i realnych. Z warunków tych wynika, że $\partial \bar{s} / \partial \bar{p} = \partial \bar{s} / \partial m = \partial \bar{p} / \partial m = 1$. Zatem w długim okresie zachodzi parytet PPP oraz spełnione są założenia ilościowej teorii pieniądza.

Podstawiając następnie równanie (5.74) do (5.73), można otrzymać:

$$s - \bar{s} = -\omega(p - \bar{p}), \quad \omega \equiv \frac{1}{\lambda \theta}. \quad (5.75)$$

Równanie (5.75) określa związek pomiędzy kursem walutowym a cenami. Z tego związku wynika przede wszystkim, że przy danych wartościach długookresowych $\bar{s}$ i $\bar{p}$, nominalny kurs walutowy s jest funkcją poziomu cen p . Zatem jeśli poziom cen wyznacza poziom krajowej stopy procentowej, to wyznacza również różnicę stóp procentowych $(i - i^*)$. Z kolei, przy znanym poziomie kursu długookresowego $\bar{s}$ można określić tylko jeden poziom kursu bieżącego s , dla którego

oczekiwany wzrost równoważy wspomnianą różnicę stóp procentowych. Z warunku (5.66) wynika, że wzrost cen powoduje wzrost stopy procentowej. Wówczas napływ kapitału wpływa na spadek kursu, powodując aprecjację waluty krajowej do takiego poziomu, w którym powstałe oczekiwania względem deprecjacji równoważą początkowy wzrost stopy procentowej.

Jak wspomniano, ceny zmierzają w kierunku położenia równowagi z prędkością określoną za pomocą parametru ν . Jeśli podstawimy wyrażenie (5.72) do (5.75), to wówczas:

$$s - \bar{s} = -\omega [p(0) - \bar{p}] e^{-\nu t}. \quad (5.76)$$

Z warunku (5.76) należy wnioskować, że bieżący kurs walutowy s zmierza w kierunku stanu równowagi $\bar{s}$ z prędkością określoną przez ν . Równanie to można zatem zapisać:

$$s(t) = \bar{s} + [s(0) - \bar{s}] e^{-\nu t}. \quad (5.77)$$

Z warunków (5.72) i (5.77) wynika kolejna bardzo ważna własność modelu Dornbuscha. Otóż kurs walutowy i cena zmierzają do stanu równowagi międzyokresowej z tą samą prędkością określoną przez ν . Zauważmy również, że jeśli początkowo, tj. dla $t = 0$, ceny znajdują się poniżej swojego poziomu długookresowego, to spowodują presję w kierunku aprecjacji waluty.

Jak już zauważono, rynki pieniężny i kapitałowy pozostają w ciągłej równowadze, rynek towarowy zaś osiąga równowagę w długim okresie. Krótki okres zdefiniowano jako czas, który upływa do momentu dostosowania się cen w gospodarce. W konsekwencji, zjawiska zachodzące na rynku towarowym można pominąć, jeśli analizuje się krótkookresową dynamikę kursu walutowego. W tym celu wystarczy przyjąć, że cena p się nie zmienia. Wówczas reakcję nominalnego kursu walutowego na zmiany kategorii fundamentalnych, tj. podaży pieniądza m i dochodu narodowego y , można określić na podstawie równania (5.73). Rozwiązując to równanie względem s , otrzymuje się:

$$s = \bar{s} + \frac{1}{\lambda\theta} m - \frac{1}{\lambda\theta} (p + \kappa y) + \frac{1}{\theta} i^*. \quad (5.78)$$

W krótkim okresie, przy założeniu, że $p = \text{const}$ oraz że $\partial \bar{s} / \partial m = 1$, z warunku (5.78) otrzymuje się:

$$\frac{\partial s}{\partial m} = 1 + \frac{1}{\lambda\theta}. \quad (5.79)$$

Z warunku (5.79) wynika omówiona już wcześniej ważna cecha modelu Dornbuscha, która polega na tym, że w krótkim okresie wzrost kursu walutowego przewyższa wzrost podaży pieniądza. Skala tej deprecjacji jest odwrotnie proporcjonalna do semielastyczności λ popytu na pieniądź względem stopy procentowej oraz do parametru oczekiwań θ . Tę nadmierną deprecjację nazywa się „przestrzeleniem” kursu walutowego s ponad długookresowy kurs równowagi $\bar{s}$.

Łatwo zauważyć, że wysoka wartość semielastyczności λ powoduje złagodzenie efektu „przestrzelenia”. Ma to związek z tym, że wówczas wzrost podaży pieniądza powoduje tylko niewielki spadek stopy procentowej. Ten spadek stopy procentowej wymaga powstania oczekiwań aprecjacji walutowej, aby spełniony był warunek parytetu UIP, jednak skala tej aprecjacji nie jest wówczas duża. Podobną interpretację można przypisać parametrowi oczekiwań θ .

Warto zastanowić się nad skutkami zakłóceń po stronie podaży i na efekty polityki fiskalnej. Biorąc pod uwagę efekt pierwszy, należy skupić się na zmianie zagregowanego, długookresowego dochodu narodowego $\bar{y}$ przy pełnym zatrudnieniu. Podstawiając wyrażenie (5.74) do (5.68), otrzymuje się:

$$\bar{s} = m + \left(\frac{1 - \alpha}{\gamma} - \kappa \right) \bar{y} - \frac{1}{\gamma} u^d + \left(\lambda + \frac{\beta}{\gamma} \right) i^* - \bar{p}^*. \quad (5.80)$$

Następnie różniczkując względem $\bar{y}$ uzyskuje się:

$$\frac{\partial \bar{s}}{\partial \bar{y}} = \frac{1 - \alpha}{\gamma} - \kappa. \quad (5.81)$$

Wyrażenie (5.81) może przyjmować wartości większe lub mniejsze od zera. Z tego warunku wynika, że na skutek zakłóceń podaźowych waluta może ulegać deprecjacji lub aprecjacji. Jeśli przyjąć, że długookresowa elastyczność κ popytu na pieniądz względem dochodu $\bar{y}$ jest równa 1, to aprecjacja wymaga, aby warunek (5.81) przyjął postać:

$$\frac{\partial \bar{s}}{\partial \bar{y}} = \frac{1 - \alpha}{\gamma} < 1. \quad (5.82)$$

Z warunku (5.82) wynika, że $\alpha + \gamma > 1$. Jeśli zatem suma elastyczności zagregowanego popytu względem dochodu, tj. głównie zmian konsumpcji i inwestycji, oraz względem realnego kursu walutowego, czyli głównie zmian eksportu i importu, przewyższa 1, to następuje spadek kursu walutowego.

Jednak waluta może również deprecjonować. Wystąpienie „przestrzelenia” wymaga obliczenia pochodnej $\partial s / \partial y$. W tym celu należy wziąć pod uwagę równanie (5.78) i własność (5.81). Mamy wówczas:

$$\frac{\partial s}{\partial y} = \frac{1 - \alpha}{\gamma} - \kappa \left(1 + \frac{1}{\lambda \theta} \right). \quad (5.83)$$

Można rozważyć trzy przypadki:

$$1. \quad \frac{\partial \bar{s}}{\partial \bar{y}} < 0 \text{ i } \frac{\partial s}{\partial y} < \frac{\partial \bar{s}}{\partial \bar{y}}.$$

Jeśli przyjąć analogicznie jak w warunku (5.82), że $\kappa = 1$, to otrzyma się następujące związki pomiędzy parametrami:

$$\kappa = 1, \quad \alpha + \gamma > 1 \text{ i } \frac{1}{\lambda \theta} > 0. \quad (5.84)$$

Należy zauważyć, że wyrażenie $1 / (\lambda \theta)$ jest – w kontekście modelu – zawsze większe od zera. W związku z tym kurs krótkookresowy znajduje się zawsze poniżej kursu długookresowego. Jeśli zatem zaistnieją

warunki, w których nastąpi spadek długookresowego kursu walutowego, to również wystąpi efekt „przestrzelenia”.

$$2. \frac{\partial \bar{s}}{\partial \bar{y}} > 0 \text{ i } 0 < \frac{\partial s}{\partial y} < \frac{\partial \bar{s}}{\partial \bar{y}},$$

$$\text{dla } \kappa = 1, \frac{1}{\lambda\theta} > 0 \text{ i } \alpha + \gamma < 1 - \frac{\gamma}{\lambda\theta}. \quad (5.85)$$

W powyższym przypadku kluczowe znaczenie zyskują parametry α i γ . Wynika z tego, że wzrost kursu długookresowego zachodzi w warunkach stosunkowo niewielkich elastyczności zagregowanego popytu względem dochodu narodowego i realnego kursu walutowego.

$$3. \frac{\partial \bar{s}}{\partial \bar{y}} > 0 \text{ i } \frac{\partial s}{\partial y} < 0.$$

$$\text{dla } \kappa = 1, \alpha + \gamma < 1 \text{ i } \alpha + \gamma > 1 - \frac{\gamma}{\lambda\theta}. \quad (5.86)$$

Jak można zauważyć, następuje krótkookresowa aprecjacja, później zaś kurs zaczyna rosnać i ustala się powyżej pierwotnego długookresowego stanu równowagi. Podobnie jak w przypadku 2, najważniejsze znaczenie mają parametry α i γ , przy czym, jak widać, parametr α powinien przyjmować stosunkowo duże wartości.

Należy również podkreślić, że z warunku (5.74) wynika, iż $\partial \bar{p} / \partial \bar{y} = -\kappa < 0$. Oznacza to, że na skutek dodatniego zakłócenia podaźowego następuje spadek cen w długim okresie.

Przejdźmy teraz do skutków polityki fiskalnej. Dla modelu oznacza to zaburzenie zmiennej u^d , które można utożsamiać ze zmianą wydatków rządowych g . Różniczkując funkcję (5.80) względem u^d , otrzymuje się:

$$\frac{\partial \bar{s}}{\partial u^d} = -\frac{1}{\gamma}. \quad (5.87)$$

Na podstawie warunku (5.87) wnioskuję się, że wzrost wydatków rządowych spowoduje spadek kursu walutowego, jeśli $\gamma > 0$. Widać zatem, że aprecjacja nastąpi, jeśli spełniony będzie warunek Marshalla-Lerner-Robinson. Warunek ten oznacza, że wzrost realnego kursu walutowego, $q \equiv s - p + p^*$, a wobec sztywności cen tożsamy ze wzrostem kursu nominalnego, powoduje poprawę salda bilansu obrotów bieżących, tzn. wzrost kursu walutowego zwiększa eksport i ogranicza import, zyskując dodatni efekt w zakresie zagregowanego popytu.

Podsumowując powyższe rozważania należy stwierdzić, że w przypadku zakłócenia podażowego, w odróżnieniu od zakłócenia pieniężnego, mogą, lecz nie muszą zaistnieć warunki, w których kurs walutowy ulegnie „przestrzeleniu”.

Dotychczas przedstawione efekty, zwłaszcza w zakresie polityki pieniężnej, zakładały formułę oczekiwań o postaci (5.54). W tej formule oczekiwany wzrost kursu walutowego jest funkcją rozbieżności pomiędzy bieżącym i długookresowym kursem walutowym, natomiast prędkość powrotu do stanu równowagi wyznacza parametr θ . Stwierdzono ponadto, że zarówno cena p (warunek (5.72)), jak i kurs walutowy s (warunek (5.77)) powracają do stanu równowagi z prędkością ν . Widać, że parametr ν jest funkcją parametru θ . Biorąc zatem pod uwagę warunek (5.54), należy podkreślić, że oczekiwania względem deprecjacji walutowej będą zgodne z warunkami modelu, jeśli $\theta = \nu$. W związku z powyższym, warunki przewidywania doskonałego, tj. $E(\dot{s}) = \dot{s}$, wystąpią jeśli:

$$\theta = \nu \equiv \phi \left(\frac{\gamma + \beta\theta}{\lambda\theta} + \gamma \right). \quad (5.88)$$

Równanie (5.88) należy rozwiązać względem θ , przy czym to rozwiązanie ma postać:

$$\tilde{\theta} = \frac{\phi}{2} \left(\frac{\beta}{\lambda} + \gamma \right) + \sqrt{\frac{\phi^2}{4} \left(\frac{\beta}{\lambda} + \gamma \right)^2 + \frac{\phi\gamma}{\lambda}}. \quad (5.89)$$

Jeśli zatem parametr $\theta = \tilde{\theta}$, to system będzie funkcjonował w warunkach przewidywania doskonałego względem kursu walutowego.

Przedstawiona analiza modelu Dornbuscha dotyczy przypadku, w którym w równaniu rynku towarowego (5.49) przyjęto nominalną stopę procentową i . W pracy Wdowińskiego (2007a) przedstawiono szczegółową analizę porównawczą dynamiki modelu Dornbuscha wraz z analizą stabilności rozwiązań w warunkach nominalnej (i) oraz realnej ($r \equiv i - \dot{p}$) stopy procentowej. W szczególności pokazano, że model Dornbuscha w warunkach nominalnej stopy procentowej jest zawsze stabilny siodłowo (*saddle-point stable*) w typowych warunkach ekonomicznych². Model, do którego wprowadzono realną stopę procentową jest również stabilny siodłowo. Jednak w tym drugim przypadku warunek stabilności ma związek z istotną interakcją rynku towarowego z rynkiem pieniężnym poprzez kanał stóp procentowych. Zatem postać krzywej IS jest kluczowa dla warunków stabilności zmodyfikowanego modelu Dornbuscha.

Model Dornbuscha można również analizować w warunkach przewidywania doskonałego. Powinno się to uczynić z dwóch powodów:

- omówiony dotychczas przypadek dotyczył ogólnej formuły oczekiwań adaptacyjnych, które były tożsame z formułą przewidywania doskonałego w sytuacji właściwego doboru parametru dostosowań cen i kursu walutowego θ , spójnego z warunkami modelu. Nie oznacza to jednak, że zachodzi wnioskowanie w drugą stronę. Nie można bowiem twierdzić, że formuła oczekiwań adaptacyjnych sprowadza się do formuły przewidywania doskonałego;

- bezpośrednie wprowadzenie formuły przewidywania doskonałego względem kursu walutowego pozwala sprowadzić model do układu dwóch równań różniczkowych pierwszego rzędu ze względu na zmienne $\dot{s}$ i $\dot{p}$. Możliwa jest wówczas analiza dynamiki modelu według diagra-

² Pojęcie stabilności siodłowej układu (systemu) równań różniczkowych oznacza, że rozwiązanie tego układu jest zbieżne do punktu równowagi dla określonych trajektorii, natomiast rozbieżne dla pozostałych trajektorii. Na temat zagadnień stabilności systemowej układów dynamicznych por. Chiang (1984).

mów fazowych oraz analiza jego własności, w tym analiza stabilności i wrażliwości na zmiany parametrów.

Biorąc pod uwagę obydwie powody, należy rozwiązać model przyjmując, że:

$$E(\dot{s}) = \dot{s}. \quad (5.90)$$

Wówczas model można zapisać w ogólnej postaci (por. dodatek B):

$$\dot{\mathbf{x}} = \mathbf{A}\mathbf{x} + \mathbf{b}. \quad (5.91)$$

Model w notacji macierzowej przyjmuje postać:

$$\begin{bmatrix} \dot{p} \\ \dot{s} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \eta_{11} & \eta_{12} \\ \eta_{21} & \eta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p \\ s \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix}, \quad (5.92)$$

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} \eta_{11} & \eta_{12} \\ \eta_{21} & \eta_{22} \end{bmatrix}, \quad (5.93)$$

$$\mathbf{b} = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix}. \quad (5.94)$$

Układ równań o postaci (5.92) nazywa się układem dwóch równań różniczkowych zwyczajnych pierwszego rzędu. Metodą kolejnych podstawień w odniesieniu do modelu (5.49)–(5.54) wyznacza się wartości parametrów η_{ij} oraz ε_i ($i, j = 1, 2$). Parametry powyższego układu równań są następujące:

$$\eta_{11} = -\phi \left(\frac{\beta}{\lambda} + \gamma \right), \quad (5.95)$$

$$\eta_{12} = \phi\gamma, \quad (5.96)$$

$$\eta_{21} = \frac{1}{\lambda}, \quad (5.97)$$

$$\eta_{22} = 0, \quad (5.98)$$

$$\varepsilon_1 = \frac{\phi}{\lambda} [\lambda(\alpha - 1) - \beta\kappa] y + \frac{\phi\beta}{\lambda} m + \phi u^d + \phi\gamma p^*, \quad (5.99)$$

$$\varepsilon_2 = \frac{\kappa}{\lambda} y - \frac{1}{\lambda} m - i^*. \quad (5.100)$$

Układ równań różniczkowych przyjmuje zatem postać:

$$\begin{bmatrix} \dot{p} \\ \dot{s} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\phi \left(\frac{\beta}{\lambda} + \gamma \right) & \phi\gamma \\ \frac{1}{\lambda} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p \\ s \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \frac{\phi}{\lambda} [\lambda(\alpha - 1) - \beta\kappa] y + \frac{\phi\beta}{\lambda} m + \phi u^d + \phi\gamma p^* \\ \frac{\kappa}{\lambda} y - \frac{1}{\lambda} m - i^* \end{bmatrix}. \quad (5.101)$$

Rozwiązuje się go ze względu na zmienne p i s w czasie ciągłym. Dla tego układu można przeprowadzić analizę graficzną z wykorzystaniem diagramów fazowych (*phase diagrams*). Fazowa analiza graficzna przybiera formę analizy jakościowej dynamicznych układów równań różniczkowych. Układ równań (5.101) w ogólnej postaci można zapisać jako:

$$\frac{dp}{dt} = f(p, s), \quad (5.102)$$

$$\frac{ds}{dt} = g(p, s), \quad (5.103)$$

gdzie dp/dt i ds/dt oznaczają pierwsze pochodne odpowiednich zmiennych względem czasu. Należy zauważyć, że te pochodne zależą wyłącznie od zmiennych p i s , natomiast sama zmienna czasowa t nie stanowi kolejnego argumentu funkcji f i g . Jest to warunek stanowiący o możliwości sporządzenia diagramu fazowego, na którym przedstawia się funkcje f i g w postaci linii fazowych. Układ równań

różniczkowych, w którym zmienna czasowa nie występuje jako argument funkcji, nazywa się układem autonomicznym (Chiang 1984).

Przystępując do sporządzenia diagramu fazowego, należy w układzie współrzędnych wykreślić krzywe podziału. Ponieważ rozpatrywany jest układ równań dla dwóch zmiennych p i s , przeto analizę graficzną przedstawia się w układzie współrzędnych ps . Linie podziału stanowią graficzny obraz warunków stacjonarności dla zmiennych p i s , tj. warunków, w których $dp/dt = ds/dt = 0$. Warunki stacjonarności, zgodnie z poprzednimi oznaczeniami, zapisuje się jako $\dot{p} = \dot{s} = 0$. Wobec tego krzywe podziału reprezentują wykresy dwóch funkcji:

$$f(p, s) = 0, \quad (5.104)$$

$$g(p, s) = 0. \quad (5.105)$$

Linie podziału dla $\dot{p} = 0$ przedstawia równanie (5.106), natomiast dla $\dot{s} = 0$ równanie (5.107):

$$-\phi \left(\frac{\beta}{\lambda} + \gamma \right) p + \phi \gamma s + \varepsilon_1 = 0, \quad (5.106)$$

$$\frac{1}{\lambda} p + \varepsilon_2 = 0. \quad (5.107)$$

Równanie (5.106) należy rozwiązać względem s , stąd:

$$s = \left(\frac{\beta}{\lambda \gamma} + 1 \right) p - \frac{1}{\phi \gamma} \varepsilon_1, \quad (5.108)$$

$$\frac{\partial s}{\partial p} = \frac{\beta}{\lambda \gamma} + 1 > 0. \quad (5.109)$$

Jak widać, linia podziału dla $\dot{p} = 0$ ma dodatnie nachylenie. Ponieważ w równaniu (5.107) dla $\dot{s} = 0$ nie występuje zmienna s , przeto linia podziału jest pionowa, natomiast poziom równowagi cen $\bar{p}$ jest dany wzorem:

$$\bar{p} = -\lambda \varepsilon_2 = m - \kappa y + \lambda i^* . \quad (5.110)$$

Jeśli $\dot{s} = 0$, to z warunku parytetu stóp procentowych (5.53) oraz przy założeniu, że $E(\dot{s}) = \dot{s}$ wynika, iż $i^* = i$, stąd równanie (5.110) stanowi warunek równowagi rynku pieniężnego.

Linie, dla których $\dot{p} = 0$ i $\dot{s} = 0$, nazywa się liniami podziału. Ich punkt przecięcia wyznacza międzyokresowe położenie równowagi układu dynamicznego. Linie te dzielą pierwszą ćwiartkę układu współrzędnych na cztery rozłączne obszary. W tych obszarach można ustalić zakres zmian zmiennych p i s . Po wyznaczeniu linii podziału oraz zakresu zmian p i s należy uwidocznić na wykresie linie prądu lub inaczej trajektorie fazowe, które przedstawiają ruch dynamiczny układu z każdego możliwego punktu startu. Aby określić zakres zmian zmiennych p i s w poszczególnych obszarach, należy obliczyć następujące pochodne:

$$\frac{\partial \dot{p}}{\partial p} = \eta_{11} = -\phi \left(\frac{\beta}{\lambda} + \gamma \right) < 0 , \quad (5.111)$$

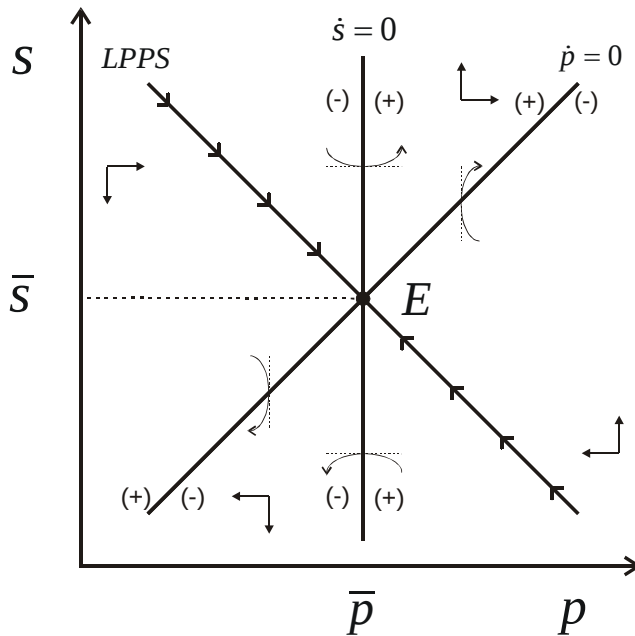
$$\frac{\partial \dot{p}}{\partial s} = \eta_{12} = \phi \gamma > 0 , \quad (5.112)$$

$$\frac{\partial \dot{s}}{\partial p} = \eta_{21} = \frac{1}{\lambda} > 0 , \quad (5.113)$$

$$\frac{\partial \dot{s}}{\partial s} = \eta_{22} = 0 . \quad (5.114)$$

W ten sposób na podstawie znaków pochodnych wyznacza się kierunek zmian zmiennych p i s w czasie.

Na podstawie przeprowadzonej analizy, rys. 5.9 przedstawia diagram fazowy dla modelu Dornbuscha w warunkach przewidywania doskonałego.



Rys. 5.9. Diagram fazowy dla modelu Dornbuscha w warunkach przewidywania doskonałego

Źródło: opracowanie własne

Analizując rys. 5.9, można poczynić następujące spostrzeżenia. Istnieje jedna i tylko jedna linia wyznaczająca punkty startu, dla których układ dynamiczny dąży w kierunku położenia punktu równowagi E. Tę linię nazywa się linią prądu punktu siodłowego (LPPS). W układzie dynamicznym, cechującym się stabilnością siodłową, stabilność nie ma charakteru powszechnego i występuje tylko dla gałęzi stabilnych. W konsekwencji, każdy punkt powyżej linii LPPS prowadzi do trwałej deprecjacji waluty krajowej i wzrostu cen. Analogicznie, każdy punkt poniżej tej linii prowadzi do trwałej aprecjacji waluty i spadku cen. Kluczowym zagadnieniem staje się wówczas określenie poziomu (stanu początkowego) kursu walutowego, który sprowadza układ dynamiczny na stabilną trajektorię po wystąpieniu zakłócenia.

W prezentowanym modelu zmienne sterujące znajdują się w wektorze $\varepsilon' = [\varepsilon_1 \quad \varepsilon_2]$. Układ dynamiczny (5.101) jest stabilny siodłowo.

To oznacza, że zmienna o płynnym charakterze, tj. kurs walutowy, przyjmuje taką wartość początkową $s(0)$, zależną od $p(0)$, która kieruje układ na stabilną i zbieżną trajektorię. Analiza warunków stabilności równowagi takiego układu sprowadza się do analizy struktury jacobianu $\mathbf{J}_E$ w punkcie równowagi, której elementami są pochodne cząstkowe układu (5.101). Więcej informacji na temat rozwiązywania układów liniowych znajduje się w dodatku B. Zakłada się, że wyznacznik $\det \mathbf{J}_E \neq 0$, co oznacza, że dwa równania różniczkowe są funkcjonalnie niezależne. Jakobian posiada dwie wartości własne $h < 0 < z$ o przeciwnych znakach, będące liczbami rzeczywistymi. Mamy zatem:

$$h = \frac{\text{tr} \mathbf{J}_E - \sqrt{(\text{tr} \mathbf{J}_E)^2 - 4 \det \mathbf{J}_E}}{2}, \quad (5.115)$$

$$z = \frac{\text{tr} \mathbf{J}_E + \sqrt{(\text{tr} \mathbf{J}_E)^2 - 4 \det \mathbf{J}_E}}{2}, \quad (5.116)$$

gdzie:

$$\text{tr} \mathbf{J}_E = \eta_{11} + \eta_{22}, \quad (5.117)$$

$$\det \mathbf{J}_E = \eta_{11}\eta_{22} - \eta_{12}\eta_{21}. \quad (5.118)$$

Związek (5.117) to ślad jacobianu, (5.118) zaś to jego wyznacznik. Ujemną wartość własną h określa się mianem stabilnej, natomiast dodatnią z mianem niestabilnej. Spełniony jest również warunek, że wartości własne są liczbami rzeczywistymi, gdyż:

$$(\text{tr} \mathbf{J}_E)^2 > 4 \det \mathbf{J}_E. \quad (5.119)$$

Wiadomo ponadto, że:

$$\text{tr} \mathbf{J}_E = h + z, \quad (5.120)$$

$$\det \mathbf{J}_E = h \cdot z. \quad (5.121)$$

Na mocy (5.118) otrzymuje się:

$$\det \mathbf{J}_E = -\frac{\phi\gamma}{\lambda} < 0. \quad (5.122)$$

Związek (5.122) zachodzi, gdyż zakłada się, że parametry ϕ , γ i λ są dodatnie. Zatem widać, że:

$$h < 0, \quad z > 0 \Rightarrow \det \mathbf{J}_E < 0 \text{ i } \text{tr} \mathbf{J}_E \in R. \quad (5.123)$$

Rozwiązanie analityczne układu (5.101) można zapisać w postaci:

$$p(t) = \bar{p} + [p(0) - \bar{p}]e^{ht} = p(0)e^{ht} + p(\infty)(1 - e^{ht}), \quad (5.124)$$

$$s(t) = \bar{s} + [s(0) - \bar{s}]e^{ht} = s(0)e^{ht} + s(\infty)(1 - e^{ht}). \quad (5.125)$$

Stan spoczynku, do którego system jest zbieżny, oznacza, iż $\dot{\mathbf{x}} = \mathbf{0}$. Wówczas zachodzi warunek:

$$\mathbf{x} = -\mathbf{A}^{-1}\mathbf{b}, \quad (5.126)$$

co wynika bezpośrednio z (5.91). Z warunku (5.126) wynika:

$$\bar{p} \equiv p(\infty) = \frac{\eta_{12}\varepsilon_2 - \eta_{22}\varepsilon_1}{\det \mathbf{J}_E}, \quad (5.127)$$

$$\bar{s} \equiv s(\infty) = \frac{\eta_{21}\varepsilon_1 - \eta_{11}\varepsilon_2}{\det \mathbf{J}_E}. \quad (5.128)$$

Można zauważyć, że rozwiązanie o postaci (5.124) i (5.125) jest funkcją początkowych wartości cen $p(0)$ i kursu walutowego $s(0)$, stabilnej wartości własnej h stanowiącej o prędkości powrotu do stanu równowagi i wartości długookresowych $\bar{p}$ i $\bar{s}$. Początkowa wartość zmiennej p , tj. $p(0)$ jest dana i zakłada się, że wynosi zero. Ze względu na płynny charakter kursu walutowego, zmienna s może przyjąć dowolną wartość $s(0)$ w reakcji na zmianę wartości zmiennych fundamentalnych. Jednak, jak zauważono, system jest stabilny siodłowo. Wynika z tego, że kurs walutowy powinien przyjąć taką wartość początkową $s(0)$, która sprowadzi system na stabilną trajektorię powrotu do stanu spoczynku układu. W celu wyznaczenia tej wartości można

zastosować metodę Judda (1982), opartą na przekształceniu Laplace’a. Wartość początkową $s(0)$ można opisać wzorem:

$$s(0) = \frac{\eta_{22} - z}{\eta_{12}} \left[p(0) + \frac{\varepsilon_1}{z} \right] - \frac{\varepsilon_2}{z}, \quad (5.129)$$

gdzie z oznacza dodatnią (niestabilną) wartość własną jacobianu $\mathbf{J}_E$.

Zatem model jest stabilny siodłowo w typowym przykładzie małej gospodarki otwartej, gdyż parametry ϕ , γ i λ są dodatnie. W tab. 5.14 podano przykładowe wartości parametrów, jakie można przyjąć w modelu Dornbuscha.

Tab. 5.14. Przykładowe wartości parametrów w modelu Dornbuscha

Parametr	α	β	γ	ϕ	κ	λ
Wartość	0,4	1	0,3	0,2	1	5

Źródło: opracowanie własne.

W podanym środowisku makroekonomicznym: $h = -0,17 < 0$, $z = 0,07 > 0$, $tr\mathbf{J}_E = -0,1$, $\det\mathbf{J}_E = -0,012 < 0$. Ponadto z warunków (5.88) i (5.89) wynika, że $\tilde{\theta} = \nu = 0,17$. Stąd prędkość powrotu cen p i kursu walutowego s do stanu równowagi wynosi $-0,17$. Ponadto $(tr\mathbf{J}_E)^2 > 4\det\mathbf{J}_E$. Dla systemu (5.101) można przeprowadzić również analizę wrażliwości ujemnej wartości własnej h na 1-procentową zmianę parametrów modelu (szerzej: Wdowiński i van Aarle 2001).

Z przedstawionej analizy wynika, że model Dornbuscha stanowi ważne ogniwo teorii płynnych kursów walutowych. W oparciu o zaprezentowane rozwiązanie analityczne można przeprowadzić analizy symulacyjne tego modelu dla różnych zaburzeń, w tym monetarnych i fi-

skalnych. Takie analizy zostaną pokazane w rozdziale 8, w którym znajdują się modyfikacje modelu Mundella-Fleminga-Dornbuscha³.

Dotychczas rozpatrywano przypadek rynku towarowego, na którym dochód narodowy był wyrażony przez produkt potencjalny, wytworzony w warunkach pełnego zatrudnienia. Podobną analizę można przeprowadzić również w warunkach, gdy dochód zmienia się w krótkim okresie pod wpływem zmian zagregowanego popytu (Dornbusch 1976a). Wówczas ulega modyfikacji równanie (5.49) dla rynku towarowego:

$$y = \alpha y - \beta i + \gamma(s + p^* - p) + u^d.$$

Ponadto równanie dynamiki cen (5.50) przyjmuje postać:

$$\dot{p} = \phi(y - \bar{y}).$$

Przedstawia ono relację wzrostu cen, stanowiącą połączenie związków według krzywej Phillipsa, tj. pomiędzy inflacją płacową a bezrobociem, oraz według prawa Okuna, tj. relację pomiędzy bezrobociem a produktem potencjalnym.

Możliwa jest również weryfikacja empiryczna modelu Dornbuscha. Wymaga ona zapisania równania dla nominalnego kursu walutowego. W tym celu posłużymy się zapisem modelu Dornbuscha w warunkach dochodu kształtowanego przez popyt oraz w warunkach realnej stopy procentowej r . Model w zmodyfikowanej postaci jest następujący:

$$y = \gamma y - \sigma r + \delta q + \beta g, \quad (5.130)$$

$$\dot{p} = \pi(y - \bar{y}), \quad (5.131)$$

$$m - p = \phi y - \lambda i, \quad (5.132)$$

$$E(\dot{s}) = i - i^*, \quad (5.133)$$

³ Analiza dynamiczna jest powszechnie stosowana w naukach ekonomicznych. Ważnym kierunkiem badań są np. modele wzrostu gospodarczego (por. Malaczewski 2005, 2008, Panek 2006, Tokarski 2008, Milo i in. 2010).

$$E(\dot{s}) = -\theta(s - \bar{s}), \quad (5.134)$$

$$r \equiv i - \dot{p}, \quad (5.135)$$

$$q \equiv s + p^* - p, \quad (5.136)$$

gdzie: $\bar{y}$ – poziom dochodu przy pełnym zatrudnieniu, zaś $\gamma, \sigma, \delta, \beta, \pi, \phi, \lambda, \theta > 0$.

W odniesieniu do modelu (5.130)–(5.136) zachowano identyczne oznaczenia zmiennych jak w oryginalnym modelu, który był przedmiotem wcześniejszych rozważań. Ponadto, w miejsce zmiennej u^d wprowadzono zmienną g (konsumpcja zbiorowa).

W wyniku zastosowania prostych przekształceń można otrzymać funkcję dochodu narodowego y o postaci:

$$y = \frac{1}{\Delta} \left[\frac{\sigma}{\lambda} m - \left(\frac{\sigma}{\lambda} + \delta \right) p + \delta s + \beta g + \delta p^* \right], \quad (5.137)$$

gdzie: $\Delta \equiv \rho + \frac{\sigma\phi}{\lambda}$ i $\rho \equiv 1 - \gamma - \sigma\pi$. Z równania (5.137) wynika w szczególności, że jeśli $\Delta > 0$, to w krótkim okresie ekspansywna polityka monetarna i fiskalna powodują wzrost dochodu. Podobnie reaguje dochód – wzrostem na wzrost nominalnego i realnego kursu walutowego, jeśli założyć się, że kurs realny przyjmuje wartości dodatnie.

Równanie (5.134) określa dynamikę nominalnego kursu walutowego. Kurs walutowy s zmierza do stanu równowagi $\bar{s}$ z prędkością θ . Określenie parametru θ ma kluczowe znaczenie dla rozwiązania modelu. Wcześniej pokazano, że jednym ze sposobów wyznaczania parametru θ jest przyjęcie warunków przewidywania doskonałego względem kursu walutowego:

$$E(\dot{s}) = \dot{s}. \quad (5.138)$$

Korzystając z równań (5.131) i (5.137) oraz przyjmując dla ułatwienia, że $\bar{y} = 0$, co oznacza stałość produktu potencjalnego w krótkim okresie, otrzymuje się równanie dynamiki cen:

$$\dot{p} = -\frac{\pi\left(\frac{\sigma}{\lambda} + \delta\right)}{\Delta} p + \frac{\pi\delta}{\Delta} s + \frac{\pi\sigma}{\lambda\Delta} m + \frac{\pi\beta}{\Delta} g + \frac{\pi\delta}{\Delta} p^* . \quad (5.139)$$

Podobnie, korzystając z równań (5.132), (5.133), (5.137) i (5.138), można otrzymać równanie dynamiki kursu walutowego:

$$\begin{aligned} \dot{s} = \frac{1}{\lambda} \left[1 - \frac{\phi\left(\frac{\sigma}{\lambda} + \delta\right)}{\Delta} \right] p + \frac{\phi\delta}{\lambda\Delta} s + \frac{1}{\lambda} \left(\frac{\phi\sigma}{\lambda\Delta} - 1 \right) m \\ + \frac{\phi\beta}{\lambda\Delta} g + \frac{\phi\delta}{\lambda\Delta} p^* - i^* . \end{aligned} \quad (5.140)$$

W celu określenia warunków stabilności układu dynamicznego (5.139)–(5.140) zapisuje się macierz Jacobiego:

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} -\frac{\pi\left(\frac{\sigma}{\lambda} + \delta\right)}{\Delta} & \frac{\pi\delta}{\Delta} \\ \frac{1}{\lambda} \left[1 - \frac{\phi\left(\frac{\sigma}{\lambda} + \delta\right)}{\Delta} \right] & \frac{\phi\delta}{\lambda\Delta} \end{bmatrix} . \quad (5.141)$$

Zakłada się, że posiada ona dwie wartości własne o przeciwnym znaku. Wynika z tego, że wyznacznik macierzy $\mathbf{A}$ z warunku (5.141) powinien być ujemny, stąd:

$$\det \mathbf{A} = -\frac{\pi\delta}{\lambda\Delta} < 0 \text{ dla } \Delta \equiv 1 - \gamma - \sigma\pi + \frac{\sigma\phi}{\lambda} > 0 . \quad (5.142)$$

Przy spełnieniu warunku (5.142), system (5.139)–(5.140) cechuje się stabilnością siodłową. Oznacza to, że wytrącenie go ze stanu równowagi powoduje, że kurs walutowy s przyjmuje taką wartość $s(0)$, dla której system jest zbieżny do stanu równowagi, tj. do stanu spoczynku układu. Wyznaczenie wartości parametru $\theta = \tilde{\theta}$ z równania (5.134),

który jest zgodny z warunkami przewidywania doskonałego, sprowadza się do wyznaczenia wartości własnych macierzy (5.141). Wartość bezwzględna z ujemnej wartości własnej stanowi ocenę parametru $\tilde{\theta}$. Można zauważyć, że $\tilde{\theta} = \tilde{\theta}(\gamma, \sigma, \delta, \pi, \phi, \lambda)$ jest funkcją wszystkich parametrów modelu z wyjątkiem parametru β .

Z punktu widzenia weryfikacji empirycznej modelu Dornbuscha istotne jest określenie warunków, w których kurs walutowy ulega, bądź nie, krótkookresowemu „przestrzeleniu” na skutek ekspansji monetarnej. W tym celu należy zbadać relację pochodnej ds / dm względem jedności. Zapisując ponownie równanie rynku towarowego (5.130), uwzględniające warunki (5.131), (5.135) i (5.136), otrzymuje się:

$$y = \gamma y - \sigma i + \sigma \pi (y - \bar{y}) + \delta (s + p^* - p) + \beta g. \quad (5.143)$$

Po przyjęciu, że proces mnożnikowy $\nu \equiv \frac{1}{1 - \gamma} > 0$, uzyskuje się:

$$y = \nu [\sigma \pi (y - \bar{y}) + \delta (s + p^* - p) + \beta g - \sigma i]. \quad (5.144)$$

Następnie równanie (5.143) należy wyrazić według relacji długookresowej. Wówczas:

$$\begin{aligned} \bar{y} &= \gamma \bar{y} - \sigma i + \delta (\bar{s} + p^* - \bar{p}) + \beta g \\ &= \nu [\delta (\bar{s} + p^* - \bar{p}) + \beta g - \sigma i^*], \end{aligned} \quad (5.145)$$

gdzie: $y = \bar{y}$ oraz $i = i^*$. Stopy procentowe – krajowa i zagraniczna – w długim okresie są sobie równe, stąd $i = i^*$, gdyż $E(\dot{s}) = 0$ i $s = \bar{s}$. Można teraz od wyrażenia (5.144) odjąć wyrażenie (5.145). Po uporządkowaniu wyrazów otrzymuje się:

$$y - \bar{y} = \eta \nu (\delta + \sigma \theta) (s - \bar{s}) - \eta \nu \delta (p - \bar{p}), \quad \eta \equiv \frac{1}{1 - \nu \sigma \pi}. \quad (5.146)$$

Podobne związki krótko- i długookresowe można zapisać dla rynku pieniężnego. Punktem wyjścia jest równanie (5.132), zatem:

$$p = m - \phi y + \lambda i, \quad (5.147)$$

$$\bar{p} = m - \phi \bar{y} + \lambda i^*. \quad (5.148)$$

Następnie korzystając z warunków (5.133) i (5.134) oraz (5.147) i (5.148) otrzymuje się:

$$\phi(y - \bar{y}) = -(p - \bar{p}) - \lambda\theta(s - \bar{s}). \quad (5.149)$$

Stosując warunki (5.146) i (5.149) oraz przyjmując, że $\zeta \equiv \phi\eta\nu(\delta + \sigma\theta) + \lambda\theta$, po uporządkowaniu wyrazów otrzymuje się równanie kursu walutowego:

$$s = \bar{s} + \frac{1 - \phi\eta\nu\delta}{\zeta}(\bar{p} - p). \quad (5.150)$$

Na podstawie warunków, że w długim okresie model Dornbuscha spełnia warunki absolutnego parytetu PPP w formie silnej oraz ilościowej teorii pieniądza, tj. $d\bar{s} = d\bar{p} = dm$, można otrzymać:

$$\frac{ds}{dm} = \frac{d\bar{s}}{d\bar{p}} = 1 + \frac{1 - \phi\eta\nu\delta}{\zeta}. \quad (5.151)$$

W warunkach sztywności cen można przyjąć, że $\eta > 0$. Wówczas $\zeta > 0$. Wyznaczenie zatem relacji parametrów modelu, warunkującej „przestrzelenie” ($ds/dm > 1$) kursu walutowego lub jego brak ($ds/dm < 1$), sprowadza się do zbadania znaku wyrażenia $1 - \phi\eta\nu\delta$. Z warunku (5.151) wynika, że nadmierny wzrost nominalnego kursu walutowego wskutek ekspansji monetarnej zachodzi, jeśli:

$$\frac{ds}{dm} > 1 \text{ dla } \frac{\phi\delta}{\rho} < 1. \quad (5.152)$$

Podobnie, zjawisko „przestrzelenia” nie występuje, jeśli:

$$\frac{ds}{dm} < 1 \text{ dla } \frac{\phi\delta}{\rho} > 1. \quad (5.153)$$

Równanie (5.150) posłużyło do określenia warunków, jakie powinny zaistnieć, aby nastąpiło „przestrzelenie” kursu walutowego. Nie

można go jednak bezpośrednio poddać weryfikacji empirycznej, gdyż kurs długookresowy $\bar{s}$ i cena $\bar{p}$ są nieobserwowalne. Przyjmując zatem za punkt wyjścia równania (5.133) i (5.134), można otrzymać:

$$s = \bar{s} - \frac{1}{\theta}(i - i^*). \quad (5.154)$$

Równanie kursu walutowego o postaci (5.154) wymaga przedstawienia krajowej stopy procentowej i jako funkcji zmiennych modelu. Można zauważyć, że dochód y daje się wyrazić w następujący sposób:

$$y = \frac{1}{\rho}[\delta(s + p^* - p) + \beta g - \sigma i]. \quad (5.155)$$

Stopę procentową i w równaniu (5.132) przedstawia się jako funkcję dochodu i realnej podaży pieniądza:

$$i = \frac{1}{\lambda}[\phi y - (m - p)]. \quad (5.156)$$

Po podstawieniu wyrażenia (5.155) do (5.156) i po uporządkowaniu wyrazów otrzymuje się następującą funkcję dla stopy procentowej:

$$i = \frac{\phi}{\rho\mu}[\delta(s + p^* - p) + \beta g] - \frac{1}{\mu}(m - p), \quad (5.157)$$

gdzie: $\mu \equiv \lambda + \frac{\phi\sigma}{\rho} > 0$. Podstawiając następnie wyrażenie (5.157)

do (5.154) oraz po dalszym uporządkowaniu wyrazów uzyskuje się równanie nominalnego kursu walutowego:

$$s = \frac{1}{\omega}\bar{s} + \frac{1}{\omega\theta\mu}\left(\frac{\phi\delta}{\rho} - 1\right)p - \frac{\phi\delta}{\omega\theta\rho\mu}p^* - \frac{\phi\beta}{\omega\theta\rho\mu}g + \frac{1}{\omega\theta\mu}m + \frac{1}{\omega\theta}i^*, \quad (5.158)$$

gdzie: $\omega \equiv 1 + \frac{\phi\delta}{\theta\rho\mu} > 0$. Równanie (5.158) można zapisać dla uproszczenia w postaci:

$$s = \psi_0 \bar{s} + \psi_1 p - \psi_2 p^* - \psi_3 g + \psi_4 m + \psi_5 i^*, \quad (5.159)$$

$$\text{gdzie: } \psi_0 \equiv \frac{1}{\omega}, \quad \psi_1 \equiv \frac{1}{\omega\theta\mu} \left(\frac{\phi\delta}{\rho} - 1 \right), \quad \psi_2 \equiv \frac{\phi\delta}{\omega\theta\rho\mu}, \quad \psi_3 \equiv \frac{\phi\beta}{\omega\theta\rho\mu},$$

$$\psi_4 \equiv \frac{1}{\omega\theta\mu}, \quad \psi_5 \equiv \frac{1}{\omega\theta}.$$

Z warunków (5.158) i (5.159) można wnioskować, że w krótkim okresie, przy płynnym kursie walutowym i elastycznych cenach, tj. przy $\theta \rightarrow \infty$, parametr $\omega \rightarrow 1$, co oznacza, że $s = \bar{s}$. Wówczas spełnione są warunki parytetu PPP również w krótkim okresie. Można zauważyć ponadto, że $\psi_1 + \psi_4 = \psi_2$. Jeśli zatem *ceteris paribus* wzrostowi podaży pieniądza m będzie towarzyszył identyczny wzrost ceny p oraz podobny wzrost egzogenicznej ceny p^* , to będzie to neutralnie wpływało na kurs walutowy s .

Na podstawie równania (5.159) również można przedstawić warunki, w których zachodzi „przestrzelenie” kursu walutowego. Jeśli bowiem na skutek ekspansywnej polityki monetarnej, tj. dla $dm > 0$, wzrasta kurs walutowy s , gdyż $\psi_4 > 0$, następującemu zaś wzrostowi cen p towarzyszy spadek lub wzrost kursu walutowego, to znak pochodnej ds/dp można traktować jako warunek dostosowania kursu walutowego, stąd:

$$\frac{ds}{dp} = \psi_1 > 0 \text{ lub } \frac{ds}{dp} < 0. \quad (5.160)$$

„Przestrzelenie” kursu walutowego nastąpi wówczas, gdy:

$$\frac{ds}{dp} < 0 \text{ dla } \frac{\phi\delta}{\rho} < 1. \quad (5.161)$$

W konsekwencji kurs nie ulegnie nadmiernemu dostosowaniu, jeśli:

$$\frac{ds}{dp} > 0 \text{ dla } \frac{\phi\delta}{\rho} > 1. \quad (5.162)$$

Warunki (5.161) i (5.162) są identyczne odpowiednio z warunkami (5.152) i (5.153).

Równanie (5.159) można poddać weryfikacji empirycznej przy założeniu, że wyrażenie $\psi_0 \bar{s}$ przyjmuje postać oceny wyrazu wolnego, zwłaszcza w długim okresie. W celu ograniczenia liczby szacowanych parametrów można przyjąć założenia, dla których $\psi_3 = \psi_4 = \psi_5$. W ten sposób w ocenie jednego parametru można wyrazić, w dużym uproszczeniu, wpływ różnicy stóp procentowych na nominalny kurs walutowy. Mamy zatem:

$$\psi_3 = \psi_4 = \psi_5, \text{ jeśli } \phi\beta = \rho \text{ i } \mu = 1. \quad (5.163)$$

Z warunku (5.163) wynika, że:

$$\beta = \frac{\sigma}{1 - \lambda}. \quad (5.164)$$

Należy zatem zbadać stabilność systemu przy warunkach (5.163) i (5.164). Na mocy warunku (5.142), po podstawieniu do niego warunków (5.163) i (5.164), otrzymuje się:

$$\det \mathbf{A} = -\frac{\pi\delta}{\lambda\Delta} = -\frac{\pi\delta(1-\lambda)}{\sigma\phi} < 0 \text{ dla } \lambda < 1. \quad (5.165)$$

Zatem przy warunkach (5.163) i (5.164) model jest stabilny siodłowo, jeśli:

$$\Delta \equiv 1 - \gamma - \sigma\pi + \frac{\sigma\phi}{\lambda} = \frac{\sigma\phi}{\lambda(1-\lambda)} > 0 \text{ i } \lambda < 1. \quad (5.166)$$

Zgodnie z przedstawioną analizą można zaproponować następujące równanie nominalnego kursu walutowego, wynikające z modelu Dornbuscha, w warunkach dochodu kształtowanego przez popyt przy realnej stopie procentowej:

$$s = \psi_0 + \psi_1 p - \psi_2 p^* - \psi_3 (g - m - i^*), \quad (5.167)$$

gdzie: $g - m - i^*$ – aproksymacja dyferencjału stóp procentowych (krajowej i zagranicznej).

Po przeanalizowaniu równania (5.167) nasuwają się następujące wnioski dla analizy empirycznej:

- nie powinno się rozpatrywać przypadku homogeniczności kosztów spożycia, tj. przypadku, że $\psi_1 = \psi_2$, gdyż $p = p(m)$;
- jeśli $\psi_3 > 1$, to $\psi_1 < 0$ i zachodzi „przestrzelenie” kursu walutowego (własność H1);
- jeśli $0 < \psi_3 < 1$, to $\psi_1 > 0$ i nie zachodzi „przestrzelenie” kursu walutowego (własność H2);
- w bardzo krótkim okresie, przyjmując $p = const$, można przyjąć następującą prostą regułę monetarną: $i \cong g - m$, natomiast dla dynamiki $\dot{i} \cong \dot{g} - \dot{m}$ oraz $\tilde{i} \equiv di / dt$, $\dot{g} \equiv dg / dt$, $\dot{m} \equiv dm / dt$. Zgodnie z tymi warunkami, nominalna stopa procentowa jest w przybliżeniu równa udziałowi realnej konsumpcji zbiorowej w nominalnej podaży pieniądza. Innymi słowy, z tego warunku wynika, że jeśli dynamika konsumpcji zbiorowej przewyższa dynamikę nominalnej podaży pieniądza, to pojawia się presja na wzrost stóp procentowych.

W podsumowaniu rozważań nad ogólnymi własnościami modelu Dornbuscha należy stwierdzić, że na skutek wzrostu podaży pieniądza następuje w długim okresie proporcjonalny wzrost cen. Jednak rosnącym cenom towarzyszy w krótkim okresie spadek kursu walutowego, wynikający z jego początkowego „przestrzelenia” ponad długookresowy stan równowagi, w którym spełnione są warunki parytetu PPP i założenie o ilościowej teorii pieniądza. W związku z tym, ekspansja monetarna ma w krótkim okresie wpływ na zagregowany popyt na rynku towarowym poprzez kanał stóp procentowych i kursów walutowych. Model wyjaśnia również ujemną korelację stopy procentowej i kursu walutowego poprzez warunek parytetu UIP. Ten ujemny związek ma duże znaczenie przy podejmowaniu decyzji inwestycyjnych na rynkach

kapitałowych. Wystąpienie „przestrzelenia” kursu walutowego może ponadto wyjaśniać dużą zmienność kursów walutowych, nawet przy względnie stabilnych wartościach kategorii fundamentalnych.

Szczególne warunki procesu dostosowawczego są funkcją parametrów modelu. W odniesieniu do ekspansji monetarnej pokazano, że silniejszy wpływ na gospodarkę wywierają niskie wartości parametru $\tilde{\theta}$. W zakresie zmian dochodu narodowego szczególną rolę odgrywają parametry α i γ , związane z zagregowanym popytem na rynku towarowym. Kluczową rolę w modelu odgrywa krótkookresowa sztywność cen wobec doskonałej elastyczności stóp procentowych i kursu walutowego.

Równania (5.159) i (5.167) można poddać weryfikacji empirycznej, w tym z wykorzystaniem metod analizy kointegracji i mechanizmu korekty błędu lub respecyfikować model w kategoriach temp wzrostu. Weryfikacja empiryczna tych równań zostanie przedstawiona w następnym podrozdziale.

5.3.2.1. Weryfikacja empiryczna

5.3.2.1.1. Wprowadzenie

Przeprowadzono weryfikację empiryczną modelu Dornbuscha na próbie kwartalnej dla lat 1999–2008. Podobnie jak w przypadku modeli parytetu PPP, zostały wykorzystane indeksy CPI, PPI i deflator PKB. Ponadto, wykonano również szacunki z zastosowaniem podaży pieniądza M1 i M2. Przyjęto standardowe założenia analizy, wprowadzone w rozdziale 2.

5.3.2.1.2. Klasyczna analiza regresji

Weryfikacja empiryczna metodą MNK została przeprowadzona dla następujących równań (dla uproszczenia zapisu pominięto indeks czasu):

$$s = a_0 + a_1 p + a_2 p^* + a_3 g + a_4 m + a_5 i^* + \varepsilon, \quad (5.168)$$

$$\Delta s = b_0 + b_1 \Delta p + b_2 \Delta p^* + b_3 \Delta g + b_4 \Delta m + b_5 \Delta i^* + \varepsilon, \quad (5.169)$$

$$s = c_0 + c_1 p + c_2 p^* + c_3 (g - m - i^*) + \varepsilon, \quad (5.170)$$

$$\Delta s = d_0 + d_1 \Delta p + d_2 \Delta p^* + d_3 \Delta (g - m - i^*) + \varepsilon, \quad (5.171)$$

gdzie: g – wydatki rządowe (realna konsumpcja zbiorowa), i^* – krótkookresowa zagraniczna stopa procentowa, ε – gaussowskie zakłócenia równania, natomiast pozostałe symbole zmiennych zostały wyjaśnione wcześniej.

W odniesieniu do równań (5.168) i (5.169) przyjęto rząd opóźnień $p = 3$ dla zmiennych objaśniających (1024 regresje). Ograniczenie liczby zmiennych w równaniach (5.170) i (5.171) pozwoliło na przyjęcie większej liczby opóźnień (do 12 włącznie, co dało 2197 regresji). Weryfikacji poddano obydwie hipotezy dotyczące znaków ocen parametrów (H1 i H2) w zakresie dostosowań nominalnego kursu euro (por. omówienie równania (5.167)). Zbiorcze zestawienie wyników wraz z dyskusją znajduje się na końcu analizy regresji.

Indeks CPI. Próba oszacowania równań (5.168)–(5.170) się nie powiodła. Dla równania (5.171) w przypadku podaży M1 otrzymano następującą tablicę udziałów (tab. 5.15) i wyników estymacji (tab. 5.16) (własność H1), gdzie: $\log(XM1) \equiv g - m - i^*$, $m \equiv \log(M1)$.

Tab. 5.15. Model Dornbuscha (MKN, indeks CPI, podaż M1, własność H1, przyrosty, udziały)

Liczebność				
	A	B	C	D
A	2197	355	22	1
Udział (w proc.)				
A	100	16	1	0
B		100	6	0
C			100	5

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.16. Model Dornbuscha (MNK, indeks CPI, podaż M1, własność H1, przyrosty, wyniki estymacji)

endo:	D(LOG(PLNEURQ_ES))					
egzo:	D(LOG(PCPIHPLQ_ES(-1)))					
D(LOG(PCPIHEMUQ_ES))						
D(LOG(XM1(-7)))						
zmienna	egzo 1	egzo 2	egzo 3	const		
parametr	-1,57	-3,92	-0,13	0,03		
t-stat	-2,41	-2,96	-2,52	2,84		
stat	J-B	B-G(4)	ARCH(4)	WHITE	D-W	F
wartość	1,91	4,04	0,75	9,52	2,02	5,39
p-value	0,39	0,40	0,95	0,15		0,00
stat	AIC	SIC	SEE	R2(adj.)		
wartość	-3,63	-3,46	0,04	0,25		
obs.	próba					
41	1998Q4:2008Q4					

Źródło: opracowanie własne.

W przypadku podaży M2 wyniki pokazano w tab. 5.17 i tab. 5.18 (własność H1), gdzie: $\log(XM2) \equiv g - m - i^*$, $m \equiv \log(M2)$.

Tab. 5.17. Model Dornbuscha (MNK, indeks CPI, podaż M2, własność H1, przyrosty, udziały)

	Liczebność			
	A	B	C	D
A	2197	366	55	1
	Udział (w proc.)			
A	100	17	3	0
B		100	15	0
C			100	2

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.18. Model Dornbuscha (MNK, indeks CPI, podaż M2, własność H1, przyrosty, wyniki estymacji)

endo:	D(LOG(PLNEURQ_ES))					
egzo:	D(LOG(PCPIHPLQ_ES(-1)))					
	D(LOG(PCPIHEMUQ_ES))					
	D(LOG(XM2(-7)))					
zmienna	egzo 1	egzo 2	egzo 3	const		
parametr	-1,52	-4,07	-0,14	0,03		
t-stat	-2,43	-3,11	-2,83	2,95		
stat	J-B	B-G(4)	ARCH(4)	WHITE	D-W	F
wartość	2,16	3,25	0,48	7,98	2,04	6,06
p-value	0,34	0,52	0,98	0,24		0,00
stat	AIC	SIC	SEE	R2(adj.)		
wartość	-3,67	-3,50	0,04	0,27		
obs.	próba					
41	1998Q4:2008Q4					

Źródło: opracowanie własne.

Indeks PPI. Próba oszacowania równań (5.168) i (5.169) zakończyła się niepowodzeniem. Dla równania (5.170) w przypadku podaży M1 (własność H2) otrzymano wyniki zawarte w tab. 5.19 i tab. 5.20, natomiast dla równania (5.171) w tab. 5.21 i tab. 5.22.

Tab. 5.19. Model Dornbuscha (MNK, indeks PPI, podaż M1, własność H2, poziomy, udziały)

	Liczebność			
	A	B	C	D
A	2197	594	24	24
	Udział (w proc.)			
A	100	27	1	1
B		100	4	4
C			100	100

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.20. Model Dornbuscha (MNK, indeks PPI, podaż M1, własność H2, poziomy, wyniki estymacji)

endo:	LOG(PLNEURQ_ES)					
egzo:	LOG(PPPIPLQ_ES(-10))					
LOG(PPPIEMUQ_ES(-3))						
LOG(XM1(-12))						
zmienna	egzo 1	egzo 2	egzo 3	const		
parametr	0,89	-2,21	-0,14	7,89		
t-stat	4,87	-6,76	-2,95	10,12		
stat	J-B	B-G(4)	ARCH(4)	WHITE	D-W	F
wartość	1,19	5,37	6,37	8,11	1,09	34,74
p-value	0,55	0,25	0,17	0,23	0,00	
stat	AIC	SIC	SEE	R2(adj.)		
wartość	-3,32	-3,15	0,04	0,74		
obs.	próba					
37	1999Q4:2008Q4					

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.21. Model Dornbuscha (MNK, indeks PPI, podaż M1, własność H2, przyrosty, udziały)

	Liczebność			
	A	B	C	D
A	2197	262	57	1
	Udział (w proc.)			
A	100	12	3	0
B		100	22	0
C			100	2

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.22. Model Dornbuscha (MNK, indeks PPI, podaż M1, własność H2, przyrosty, wyniki estymacji)

endo:	D(LOG(PLNEURQ_ES))					
egzo:	D(LOG(PPPIPLQ_ES))					
	D(LOG(PPPIEMUQ_ES))					
	D(LOG(XM1(-11)))					
zmienna	egzo 1	egzo 2	egzo 3	const		
parametr	1,71	-3,25	-0,11	0,00		
t-stat	3,35	-4,15	-2,49	0,23		
stat	J-B	B-G(4)	ARCH(4)	WHITE	D-W	F
wartość	2,66	2,40	1,22	4,06	2,23	9,42
p-value	0,26	0,66	0,87	0,67		0,00
stat	AIC	SIC	SEE	R2(adj.)		
wartość	-4,06	-3,88	0,03	0,42		
obs.	próba					
36	1999Q4:2008Q3					

Źródło: opracowanie własne.

Dla równania (5.171) w przypadku podaży M2 (własność H1) wyniki podano w tab. 5.23 i tab. 5.24.

Tab. 5.23. Model Dornbuscha (MNK, indeks PPI, podaż M2, własność H1, przyrosty, udziały)

Liczebność				
	A	B	C	D
A	2197	452	68	1
Udział (w proc.)				
A	100	21	3	0
B		100	15	0
C			100	1

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.24. Model Dornbuscha (MNK, indeks PPI, podaż M2, własność H1, przyrosty, wyniki estymacji)

endo:	D(LOG(PLNEURQ_ES))					
egzo:	D(LOG(PPPIPLQ_ES(-6)))					
	D(LOG(PPPIEMUQ_ES))					
	D(LOG(XM2(-7)))					
zmienna	egzo 1	egzo 2	egzo 3	const		
parametr	-0,99	-2,42	-0,09	0,02		
t-stat	-2,07	-3,42	-2,08	2,06		
stat	J-B	B-G(4)	ARCH(4)	WHITE	D-W	F
wartość	0,51	1,11	2,85	1,56	2,23	5,61
p-value	0,77	0,89	0,58	0,96		0,00
stat	AIC	SIC	SEE	R2(adj.)		
wartość	-3,89	-3,72	0,03	0,26		
obs.	próba					
40	1998Q4:2008Q3					

Źródło: opracowanie własne.

W przypadku równania (5.170) dla podaży M2 (własność H2) wyniki pokazano w tab. 5.25 i tab. 5.26, natomiast dla równania (5.171) w tab. 5.27 i tab. 5.28.

Tab. 5.25. Model Dornbuscha (MNK, indeks PPI, podaż M2, własność H2, poziomy, udziały)

Liczebność				
	A	B	C	D
A	2197	506	7	6
Udział (w proc.)				
A	100	23	0	0
B		100	1	1
C			100	86

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.26. Model Dornbuscha (MNK, indeks PPI, podaż M2, własność H2, poziomy, wyniki estymacji)

endo:	LOG(PLNEURQ_ES)					
egzo:	LOG(PPPIPLQ_ES(-10))					
LOG(PPPIEMUQ_ES(-3))						
LOG(XM2(-12))						
zmienna	egzo 1	egzo 2	egzo 3	const		
parametr	0,85	-2,05	-0,09	7,08		
t-stat	3,86	-4,83	-2,17	6,87		
stat	J-B	B-G(4)	ARCH(4)	WHITE	D-W	F
wartość	1,90	7,09	1,65	10,48	0,95	30,32
p-value	0,39	0,13	0,80	0,11	0,00	
stat	AIC	SIC	SEE	R2(adj.)		
wartość	-3,22	-3,05	0,05	0,71		
obs.	próba					
37	1999Q4:2008Q4					

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.27. Model Dornbuscha (MNK, indeks PPI, podaż M2, własność H2, przyrosty, udziały)

	Liczebność			
	A	B	C	D
A	2197	230	49	1
	Udział (w proc.)			
A	100	10	2	0
B		100	21	0
C			100	2

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.28. Model Dornbuscha (MNK, indeks PPI, podaż M2, własność H2, przyrosty, wyniki estymacji)

endo:	D(LOG(PLNEURQ_ES))					
egzo:	D(LOG(PPPIPLQ_ES))					
D(LOG(PPPIEMUQ_ES))						
D(LOG(XM2(-11)))						
zmienna	egzo 1	egzo 2	egzo 3	const		
parametr	1,54	-2,97	-0,11	0,00		
t-stat	2,96	-3,83	-2,61	0,18		
stat	J-B	B-G(4)	ARCH(4)	WHITE	D-W	F
wartość	2,51	2,94	1,37	2,71	2,21	9,74
p-value	0,29	0,57	0,85	0,84		0,00
stat	AIC	SIC	SEE	R2(adj.)		
wartość	-4,08	-3,90	0,03	0,43		
obs.	próba					
36	1999Q4:2008Q3					

Źródło: opracowanie własne.

Deflator PKB. W tym przypadku nie powiodła się próba oszacowania związków o poprawnej treści merytorycznej i statystycznej dla równań (5.168)–(5.171).

Podsumowanie wyników klasycznej analizy regresji. W tab. 5.29 znajduje się zestawienie liczby regresji dla równań (5.168) i (5.169). Należy zauważyć, że próba oszacowania tych równań się nie powiodła, gdyż nie uzyskano poprawnych związków merytoryczno-statystycznych (filtr D).

W odniesieniu do równań (5.170) i (5.171) wyniki uległy poprawie. Zestawienie liczby regresji zawiera tab. 5.30.

Tab. 5.30. Zestawienie liczby regresji dla modelu Dornbuscha
(efekty łączne)

Wyszczególnienie										Opóźnienie	Liczba regresji				Obs.		Opóźnienie	Liczba regresji				Obs.																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																		
											A	B	C	D	min.	maks.		A	B	C	D	min.	maks.																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																	
											poziom							przyrost																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																						
Dornbusch										12	2197	145	517	179	318	273	594	278	506	7	6	37	48	12	2197	355	22	1	36	47																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																										
																															PPKB	M2	SA	NSA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA	H1	H2	SA

Źródło: opracowanie własne.

W tab. 5.31 zawarto podsumowanie wyników estymacji, uzyskanych w klasycznej analizie regresji.

Tab. 5.31. Podsumowanie wyników estymacji modelu Dornbuscha

Wyszczególnienie				p			p*			g-m-i*			J-B		B-G		D-W	SEE	R2(adj.)	Obs.		Liczba regresji
				ocena	t-stat	opózn.	ocena	t-stat	opózn.	ocena	t-stat	opózn.	stat.	prob.	stat.	prob.				min.	maks.	
poziom																						
PPI	M1	H2	śr.	0,7	3,6	9,0	-1,8	-5,5	2,4	-0,2	-3,5	12,0	0,8	0,7	7,2	0,1	1,0	0,0	0,7	37	24	
			std.	0,1	0,7	2,4	0,3	0,7	1,1	0,0	0,8	0,0	0,6	0,2	1,5	0,1	0,1	0,0	0,0			
	M2		śr.	0,7	3,3	9,0	-1,7	-4,3	2,5	-0,1	-2,9	12,0	0,8	0,7	8,3	0,1	0,9	0,1	0,7		6	
			std.	0,1	0,4	0,9	0,2	0,4	0,5	0,0	0,5	0,0	0,6	0,2	0,9	0,0	0,0	0,0	0,0			
przyrost																						
CPI	M1	H1	-1,6	-2,4	1,0	-3,9	-3,0	0,0	-0,1	-2,5	7,0	1,9	0,4	4,0	0,4	2,0	0,0	0,3	41	1		
	M2		-1,5	-2,4	1,0	-4,1	-3,1	0,0	-0,1	-2,8	7,0	2,2	0,3	3,3	0,5	2,0	0,0	0,3				
PPI	M1	H2	1,7	3,4	0,0	-3,3	-4,2	0,0	-0,1	-2,5	11,0	2,7	0,3	2,4	0,7	2,2	0,0	0,4	36			
	M2	H1	-1,0	-2,1	6,0	-2,4	-3,4	0,0	-0,1	-2,1	7,0	0,5	0,8	1,1	0,9	2,2	0,0	0,3	40			
		H2	1,5	3,0	0,0	-3,0	-3,8	0,0	-0,1	-2,6	11,0	2,5	0,3	2,9	0,6	2,2	0,0	0,4	36			

Źródło: opracowanie własne.

Najważniejsze wnioski wynikające z przeprowadzonej analizy MNK są następujące. W każdym przypadku wartość $|\hat{\psi}_3|$ przy zmiennej $(g - m - i^*)$ należy do przedziału $(0,1)$. Powinno się zatem odrzucić hipotezę H1 o wystąpieniu zjawiska „przestrzelenia” kursu euro w analizowanym okresie (1999–2008). Wówczas należy skupić się na hipotezie H2. Dla tej hipotezy uzyskano poprawne wyniki merytoryczno-statystyczne wyłącznie dla indeksu PPI w przypadku podaży M1 i M2, w wersji długo- i krótkookresowej (dla poziomów i przyrostów zmiennych). Wyniki z zastosowaniem podaży M1 lub M2 nie różnią się

szczególne. Podobnie jak w omówionym już w rozdziale 3 przypadku parytetu PPP okazało się, że elastyczności kursu względem indeksów cen p i p^* były różne od jedności, przy czym były one wyraźnie większe (co do wartości bezwzględnej) dla indeksu zagranicznego. Jak widać, dołączenie kolejnej zmiennej, $g - m - i^*$, nie wpłynęło na zmianę tego ogólnego wniosku. Skala elastyczności cenowych uzasadnia zaobserwowaną w próbie zmienność kursu oraz realną aprecjację złotego względem euro. Należy również zauważyć, że w krótkim okresie (przystroju) pomiędzy kursem euro a indeksem PPI zachodził związek jednoczesny, co pokazano już wcześniej w odniesieniu do parytetu PPP. Ocena parametru przy zmiennej $g - m - i^*$, która jest aproksymacją dyferencjału nominalnych stóp procentowych, oscylowała (dla modułu) w przedziale $(0, 1; 0, 2)$, przy dość znacznym opóźnieniu tej zmiennej. To pokazuje, że wrażliwość kursu euro na zmiany konsumpcji zbiorowej i podaży pieniądza była umiarkowana. W długim okresie dały się zauważyć problemy z autokorelacją pierwszego rzędu, chociaż dla wyższych rzędów uzyskano zadowalające poziomy prawdopodobieństw testu B-G.

5.3.2.1.3. Analiza kointegracji

Wykonano szacunki wyłącznie w odniesieniu do zmiennych równania (5.170) dla danych kwartalnych ze względu na częstotliwość pomiaru zmiennej g .

Indeks CPI. W wariancie z podażą M1 uzyskano kointegrację zmiennych, lecz napotkano na problem interpretacji wyników ze względu na niezgodność znaków ocen parametrów z teorią lub ich zbyt wysokie szacunki. W wariancie z podażą M2 stwierdzono brak kointegracji.

Indeks PPI. W obu wariantach – z podażą M1 i M2 – stwierdzono brak kointegracji.

Deflator PKB. W drodze eksperymentu (tab. 5.32) dla podaży M1 ostatecznie przyjęto model $VAR(1)$ (47 obs., próba: 1997Q1–

2008Q3), który posiadał lepsze własności niż model $VAR(2)$. W tab. 5.33 i tab. 5.34 znajdują się wyniki testów na rząd kointegracji.

Tab. 5.32. Model Dornbuscha (kointegracja, deflator PKB, podaż M1, kryteria wyboru rzędu opóźnienia)

Opóźnienie	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	NA	1,21E-09	-9,1778	-9,0156	-9,1177
1	504,1694	6,13E-15	-21,3780	-20,5670	-21,0772
2	27,5930	5,88E-15	-21,4391	-19,9793	-20,8977
3	19,1611	6,89E-15	-21,3299	-19,2213	-20,5479
4	11,6139	1,02E-14	-21,0328	-18,2754	-20,0102

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.33. Model Dornbuscha (kointegracja, deflator PKB, podaż M1, testy rzędu kointegracji)

Liczba wektorów	Hipoteza														
r	H ₂ (r)			H ₁ [*] (r)			H ₁ (r)			H [*] (r)			H(r)		
	wartości krytyczne: MacKinnon J. G., Haug A. A., Michelis L. (1999)														
	test śladu														
	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%
0	0,87	143,31	40,17	0,87	149,44	54,08	0,70	68,71	47,86	0,72	91,10	63,88	0,50	60,45	55,25
1	0,66	56,09	24,28	0,66	60,18	35,19	0,22	16,65	29,80	0,40	36,54	42,92	0,39	30,60	35,01
2	0,20	10,08	12,32	0,20	13,62	20,26	0,12	5,75	15,49	0,19	14,39	25,87	0,19	9,05	18,40
3	0,01	0,33	4,13	0,09	3,86	9,16	0,00	0,21	3,84	0,12	5,44	12,52	0,00	0,10	3,84
	test λ _{max}														
0	0,87	87,22	24,16	0,87	89,26	28,59	0,70	52,06	27,58	0,72	54,56	32,12	0,50	29,84	30,82
1	0,66	46,00	17,80	0,66	46,56	22,30	0,22	10,91	21,13	0,40	22,15	25,82	0,39	21,55	24,25
2	0,20	9,76	11,22	0,20	9,76	15,89	0,12	5,53	14,26	0,19	8,96	19,39	0,19	8,96	17,15
3	0,01	0,33	4,13	0,09	3,86	9,16	0,00	0,21	3,84	0,12	5,44	12,52	0,00	0,10	3,84

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.34. Model Dornbuscha (kointegracja, deflator PKB, podaż M1, testy rzędu kointegracji)

Liczba wektorów	Hipoteza														
r	H ₂ (r)			H ₁ *(r)			H ₁ (r)			H*(r)			H(r)		
	wartości krytyczne: Osterwald-Lenum M. (1992)														
	test śladu														
	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%
0	0,87	143,31	39,89	0,87	149,44	53,12	0,70	68,71	47,21	0,72	91,10	62,99	0,50	60,45	54,64
1	0,66	56,09	24,31	0,66	60,18	34,91	0,22	16,65	29,68	0,40	36,54	42,44	0,39	30,60	34,55
2	0,20	10,08	12,53	0,20	13,62	19,96	0,12	5,75	15,41	0,19	14,39	25,32	0,19	9,05	18,17
3	0,01	0,33	3,84	0,09	3,86	9,24	0,00	0,21	3,76	0,12	5,44	12,25	0,00	0,10	3,74
	test λ _{max}														
0	0,87	87,22	23,80	0,87	89,26	28,14	0,70	52,06	27,07	0,72	54,56	31,46	0,50	29,84	30,33
1	0,66	46,00	17,89	0,66	46,56	22,00	0,22	10,91	20,97	0,40	22,15	25,54	0,39	21,55	23,78
2	0,20	9,76	11,44	0,20	9,76	15,67	0,12	5,53	14,07	0,19	8,96	18,96	0,19	8,96	16,87
3	0,01	0,33	3,84	0,09	3,86	9,24	0,00	0,21	3,76	0,12	5,44	12,25	0,00	0,10	3,74

Źródło: opracowanie własne.

Przyjęto $r = 1$ wraz z trzecią hipotezą $H_1(r)$ o składowych deterministycznych (por. podrozdział 2.3). Przeprowadzono testowanie warunków nałożonych przez model Dornbuscha (warunków homogeniczności dla indeksów cen w zgodzie z hipotezą absolutnego parytetu PPP), również z uwzględnieniem warunków słabej egzogeniczności. Wyniki są zawarte w tab. 5.35. Ostatecznie przyjęto wersję, w której – wobec nieistotnej oceny – należało usunąć zmienną $g - m - i^*$. Po nałożeniu rozszerzonych warunków na parametry wektorów α i β otrzymano istotną statystykę testową.

Tab. 5.35. Model Dornbuscha (kointegracja, deflator PKB, podaż M1, restrykcje dla parametrów)

Wektor parametrów β	
$\begin{bmatrix} 1 & -1 & 1 & \beta_4 \end{bmatrix}$	$\chi^2(2) = 34,59[0,00]$
$\begin{bmatrix} 1 & \beta_2 & -\beta_2 & \beta_4 \end{bmatrix}$	$\chi^2(1) = 0,04[0,84]$
Wektor parametrów α i β	
$\begin{bmatrix} 1 & \beta_2 & -\beta_2 & 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0 & \alpha_2 & \alpha_3 & 0 \end{bmatrix}$	$\chi^2(4) = 3,52[0,48]$

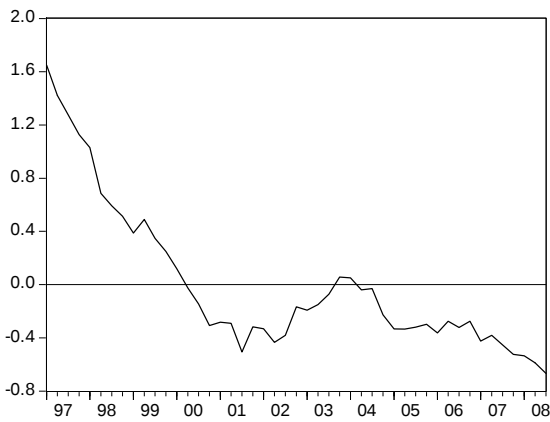
Źródło: opracowanie własne.

Postać równania długookresowego jest następująca:

$$s_t = 1,59 + 7,60(p_t - p_t^*) + u_t. \tag{5.172}$$

$(10,29)$

Do podanych wyników estymacji należy podejść z ostrożnością. Po pierwsze, wnioskowanie zostało oparte na krótkiej próbie. Po drugie, wcześniej dla parytetu PPP nie uzyskano stabilnego związku kointegracji z zastosowaniem deflatora PKB. Po trzecie, wprowadzie uzyskano istotną statystykę $ADF = -4,07[0,00]$, to już w teście $KPSS = 0,18[pval > 1\%]$ poziom prawdopodobieństwa okazał się niski.



Rys. 5.10. Model Dornbuscha (kointegracja, deflator PKB, podaż M1, wyraz korekty błędu)

Źródło: opracowanie własne

Wątpliwości budzi obraz graficzny błędów specyfikacji relacji długookresowej (ECT) (rys. 5.10), bliższy warunkom trendostacjonarności.

Bardzo zbliżone wyniki uzyskano w wariancie z podażą M2 (tab. 5.36–tab. 5.39 i rys. 5.11), w którym zastosowano model $VAR(1)$ (47 obs., próba: 1997Q1–2008Q3).

Tab. 5.36. Model Dornbuscha (kointegracja, deflator PKB, podaż M2, kryteria wyboru rzędu opóźnienia)

Opóźnienie	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	NA	1,07E-09	-9,3015	-9,1393	-9,2413
1	496,7178	6,56E-15	-21,3106	-20,4996	-21,0098
2	33,2333	5,35E-15	-21,5328	-20,0730	-20,9914
3	21,0058	5,91E-15	-21,4831	-19,3745	-20,7012
4	10,3772	9,17E-15	-21,1402	-18,3828	-20,1176

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.37. Model Dornbuscha (kointegracja, deflator PKB, podaż M2, testy rzędu kointegracji)

Liczba wektorów	Hipoteza														
r	H ₂ (r)			H ₁ *(r)			H ₁ (r)			H*(r)			H(r)		
	wartości krytyczne: MacKinnon J. G., Haug A. A., Michelis L. (1999)														
	test śladu														
	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%
0	0,87	139,15	40,17	0,87	145,95	54,08	0,68	65,76	47,86	0,70	91,93	63,88	0,51	64,32	55,25
1	0,65	52,02	24,28	0,65	58,30	35,19	0,23	16,36	29,80	0,45	39,85	42,92	0,42	33,56	35,01
2	0,15	7,14	12,32	0,22	13,38	20,26	0,10	4,91	15,49	0,21	14,51	25,87	0,20	9,89	18,40
3	0,00	0,03	4,13	0,06	2,88	9,16	0,01	0,27	3,84	0,10	4,60	12,52	0,00	0,04	3,84
	test λ _{max}														
0	0,87	87,13	24,16	0,87	87,65	28,59	0,68	49,40	27,58	0,70	52,08	32,12	0,51	30,77	30,82
1	0,65	44,88	17,80	0,65	44,92	22,30	0,23	11,45	21,13	0,45	25,33	25,82	0,42	23,66	24,25
2	0,15	7,11	11,22	0,22	10,50	15,89	0,10	4,64	14,26	0,21	9,91	19,39	0,20	9,85	17,15
3	0,00	0,03	4,13	0,06	2,88	9,16	0,01	0,27	3,84	0,10	4,60	12,52	0,00	0,04	3,84

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.38. Model Dornbuscha (kointegracja, deflator PKB, podaż M2, testy rzędu kointegracji)

Liczba wektorów	Hipoteza														
r	H ₂ (r)			H ₁ *(r)			H ₁ (r)			H*(r)			H(r)		
	wartości krytyczne: Osterwald-Lenum M. (1992)														
	test śladu														
	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%
0	0,87	139,15	39,89	0,87	145,95	53,12	0,68	65,76	47,21	0,70	91,93	62,99	0,51	64,32	54,64
1	0,65	52,02	24,31	0,65	58,30	34,91	0,23	16,36	29,68	0,45	39,85	42,44	0,42	33,56	34,55
2	0,15	7,14	12,53	0,22	13,38	19,96	0,10	4,91	15,41	0,21	14,51	25,32	0,20	9,89	18,17
3	0,00	0,03	3,84	0,06	2,88	9,24	0,01	0,27	3,76	0,10	4,60	12,25	0,00	0,04	3,74
	test λ _{max}														
0	0,87	87,13	23,80	0,87	87,65	28,14	0,68	49,40	27,07	0,70	52,08	31,46	0,51	30,77	30,33
1	0,65	44,88	17,89	0,65	44,92	22,00	0,23	11,45	20,97	0,45	25,33	25,54	0,42	23,66	23,78
2	0,15	7,11	11,44	0,22	10,50	15,67	0,10	4,64	14,07	0,21	9,91	18,96	0,20	9,85	16,87
3	0,00	0,03	3,84	0,06	2,88	9,24	0,01	0,27	3,76	0,10	4,60	12,25	0,00	0,04	3,74

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.39. Model Dornbuscha (kointegracja, deflator PKB, podaż M2, restrykcje dla parametrów)

Wektor parametrów β	
$\begin{bmatrix} 1 & -1 & 1 & \beta_4 \end{bmatrix}$	$\chi^2(2) = 30,00[0,00]$
$\begin{bmatrix} 1 & \beta_2 & -\beta_2 & \beta_4 \end{bmatrix}$	$\chi^2(1) = 0,04[0,84]$
$\begin{bmatrix} 1 & \beta_2 & -\beta_2 & 0 \end{bmatrix}$	$\chi^2(2) = 0,08[0,96]$
Wektor parametrów α i β	
$\begin{bmatrix} 1 & \beta_2 & -\beta_2 & 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0 & \alpha_2 & \alpha_3 & 0 \end{bmatrix}$	$\chi^2(4) = 2,60[0,63]$

Źródło: opracowanie własne.

W związku z powyższym otrzymano następującą postać równania dla długookresowego kursu euro:

$$s_t = 1,57 + 7,09 \underset{(9,87)}{(p_t - p_t^*)} + u_t.$$

(5.173)



Rys. 5.11. Model Dornbuscha (kointegracja, deflator PKB, podaż M2, wyraz korekty błędu)

Źródło: opracowanie własne

Ponownie wątpliwości budzi obraz graficzny błędów specyfikacji relacji długookresowej (ECT) (rys. 5.11), bliższy warunkom trendostacjonarności, gdyż $ADF = -3,96[0,00]$, $KPSS = 0,17[pval > 1\%]$.

5.3.2.2. Podsumowanie wyników analizy regresji i kointegracji

W tab. 5.40 znajduje się zestawienie ocen parametrów długookresowych, uzyskanych w analizie MNK i kointegracji dla modelu Dornbuscha. Jak widać, weryfikacja równań z uwzględnieniem wszystkich postulowanych zmiennych powiodła się po zastosowaniu indeksu PPI w metodzie MNK. W analizie kointegracji zbiór zmiennych uległ zawężeniu do indeksów cen (deflator PKB), gdyż zmienna $g - m - i^*$ okazała się nieistotną składową wektora kointegracji. Ponadto, uzyskane oceny po zastosowaniu metod analizy kointegracji wydają się przeszacowane, choć wysokie oceny otrzymano już w podobnej analizie parytetu PPP.

Tab. 5.40. Podsumowanie wyników estymacji modelu Dornbuscha dla analizy regresji i kointegracji

Wyszczególnienie							p	p*	g-m-i*
							poziom		
Dornbusch	PPI	M1	H2	MNK	NSA	Q	0,72	-1,84	-0,18
		M2						-1,73	-0,12
	PPKB	M1	koint	SA	7,60		-7,60	x	
		M2			7,09		-7,09		

Źródło: opracowanie własne.

Zatem wniosek, iż nie powinno rozpatrywać się homogeniczności koszyków spożycia, należy uznać za zasadny. Wykazała to szczególnie analiza regresji, gdzie uzyskano różne oceny elastyczności dla indeksów p i p^* . W modelu pokazano również istotny wpływ dodatkowego czynnika realnego, tj. konsumpcji zbiorowej, na kurs euro. Zgodnie z tym efektem, wzrost wydatków budżetowych, pociągający za sobą konieczność ich sfinansowania poprzez emisję długu publicznego, wywierał presję na wzrost stóp procentowych i powodował aprecjację waluty krajowej. Można zauważyć, że przeciętnie 10-procentowy wzrost konsumpcji zbiorowej (podobnie podaży pieniądza) *ceteris paribus* mógł się przyczynić do 1,2–1,8-procentowej aprecjacji złotego względem euro, co należy uznać za efekt umiarkowany, nieposiadający cech reakcji nadmiernej, utożsamianej z warunkiem „przestrzelenia”. W analizie kointegracji zmienna $g - m - i^*$ okazała się czynnikiem nieistotnym.

W następnym podrozdziale zostanie przedstawiony model monetarny według idei Frankela, łączący cechy modelu Frenkela-Bilsona i Dornbuscha.

5.3.3. Model Frankela

Frankel (1979) zaproponował model monetarny, który można zastosować do warunków umiarkowanej inflacji. Model łączy cechy szkoły chicagowskiej (model F-B) i keynesowskiej (model M-F). W konsekwencji, specyfikuje ujemny wpływ różnicy nominalnych stóp procen-

towych na kurs walutowy i dodatni wpływ na ten kurs długookresowych, oczekiwanych stóp inflacji.

Poniżej znajduje się opis modelu Frankela, nazywanego teorią kursu walutowego w warunkach realnej stopy procentowej. Przyjmuje się występowanie doskonałej mobilności kapitału oraz pełnej substytucji krajowych i zagranicznych obligacji. Tym samym zachodzi parytet UIP opisany w rozdziale 4.

Przyjmując notację Frankela (1979), z wyjątkiem nominalnego kursu walutowego, dla którego w całej monografii stosuje się symbol s , można zapisać ponownie warunek parytetu UIP:

$$d = r - r^*, \quad (5.174)$$

gdzie: d – oczekiwana zmiana (tempo wzrostu) nominalnego kursu walutowego, $d \equiv E(\dot{s})$, $\dot{s} \equiv ds / dt$, $s \equiv \ln S$, $r \equiv \ln(1 + R)$, R – krajowa nominalna stopa procentowa, $r^* \equiv \ln(1 + R^*)$, R^* – zagraniczna nominalna stopa procentowa. Związek (5.174) należy rozpatrywać w warunkach przewidywania doskonałego. Wówczas nie występuje premia za ryzyko.

Drugie, główne założenie modelu, które decyduje o własnościach modelu Frankela, jest następujące:

$$d = -\theta(s - \bar{s}) + \pi - \pi^*, \quad (5.175)$$

gdzie: π oraz π^* – oczekiwane wartości krajowej i zagranicznej długookresowej stopy inflacji, θ – tempo powrotu nominalnego kursu walutowego do jego długookresowego poziomu.

Zgodnie z równaniem (5.175), w krótkim okresie oczekiwana zmiana kursu walutowego jest funkcją odległości kursu nominalnego od jego długookresowej średniej oraz różnicy długookresowych stóp inflacji. Łatwo zauważyć, że w długim okresie zachodzi relatywny parytet PPP, gdyż:

$$d = \pi - \pi^*, \text{ dla } s = \bar{s}. \quad (5.176)$$

Podobnie jak w modelu Dornbuscha, parametr θ ma duże znaczenie ze względu na własności stabilności modelu.

Z równań (5.174) i (5.175) wynika następujący związek:

$$s - \bar{s} = -\frac{1}{\theta}[(r - \pi) - (r^* - \pi^*)]. \quad (5.177)$$

Wyrażenie w nawiasie kwadratowym określa różnicę realnych stóp procentowych. W długim okresie, tj. dla $s = \bar{s}$, otrzymuje się:

$$\bar{r} - \bar{r}^* = \pi - \pi^*, \quad (5.178)$$

gdzie $\bar{r}$ i $\bar{r}^*$ oznaczają długookresowy poziom równowagi krótkookresowych stóp procentowych. Biorąc pod uwagę wyrażenie (5.178), związek (5.177) długookresowo można zapisać:

$$s - \bar{s} = -\frac{1}{\theta}[(r - r^*) - (\bar{r} - \bar{r}^*)]. \quad (5.179)$$

Równanie (5.179) określa relację kursu bieżącego do kursu długookresowego w zależności od relacji różnicy bieżących stóp procentowych do ich stanu długookresowego. Z warunku (5.179) wynika, że spadek różnicy krótkookresowych stóp procentowych, np. na skutek ekspansywnej polityki monetarnej, względem ich stanu długookresowego prowadzi do wzrostu kursu ponad kurs długookresowy. Ten wzrost jest wówczas skutkiem odpływu kapitału i spadku popytu na walutę krajową.

W równaniu (5.175) wystąpił długookresowy kurs walutowy $\bar{s}$. W modelu Frankela, podobnie jak w innych przedstawionych modelach kursów walutowych, przyjmuje się, że w długim okresie zachodzi absolutny parytet PPP w formie „silnej”. Mamy zatem:

$$\bar{s} = \bar{p} - \bar{p}^*, \quad (5.180)$$

gdzie $\bar{p}$ i $\bar{p}^*$ oznaczają logarytmy indeksów cen krajowych i zagranicznych. Przyjmując ponadto powszechnie stosowaną, również w poprzednich modelach, postać warunków równowagi rynku pieniężnego dla gospodarki krajowej i zagranicznej, otrzymuje się:

$$m - p = \phi y - \lambda r, \quad (5.181)$$

$$m^* - p^* = \phi^* y^* - \lambda^* r^*. \quad (5.182)$$

Jeśli założyć się, że $\phi = \phi^*$ i $\lambda = \lambda^*$ oraz skorzystać z długookresowego warunku (5.180), to wówczas:

$$\bar{s} = \bar{p} - \bar{p}^* = \bar{m} - \bar{m}^* - \phi(\bar{y} - \bar{y}^*) + \lambda(\bar{r} - \bar{r}^*). \quad (5.183)$$

Uwzględniając następnie warunek (5.178), mamy:

$$\bar{s} = \bar{m} - \bar{m}^* - \phi(\bar{y} - \bar{y}^*) + \lambda(\pi - \pi^*). \quad (5.184)$$

Równanie (5.184) przedstawia monetarną teorię długookresowego kursu walutowego. Zgodnie z nią, kurs walutowy jest funkcją podaży i popytu odpowiednich walut. Ostatecznie, podstawiając wyrażenie (5.184) do (5.177) oraz przyjmując, że gospodarka znajduje się w stanie równowagi ze względu na podaż pieniądza i dochód narodowy, otrzymuje się:

$$s = m - m^* - \phi(y - y^*) - \frac{1}{\theta}(r - r^*) + \left(\frac{1}{\theta} + \lambda\right)(\pi - \pi^*). \quad (5.185)$$

Równanie (5.185) można, zgodnie z notacją Frankela (1979), przedstawić w następujący sposób:

$$s = m - m^* - \phi(y - y^*) + \alpha(r - r^*) + \beta(\pi - \pi^*) + u, \quad (5.186)$$

gdzie: $\alpha = -\frac{1}{\theta} < 0$, $\beta = \frac{1}{\theta} + \lambda > 0$, natomiast u oznacza składnik losowy.

Równanie (5.186) zostało poddane weryfikacji empirycznej przez Frankela (1979). Przed prezentacją wyników analiz empirycznych, warto sformułować różne hipotezy badawcze ze względu na wpływ stóp procentowych na kurs walutowy z punktu widzenia alternatywnych, monetarnych teorii kursu walutowego. Biorąc pod uwagę model Dornbuscha, należy podkreślić, że nie występuje w nim pojęcie oczekiwanej inflacji. Stąd też model Dornbuscha można w uproszczeniu traktować

jako szczególny przypadek modelu Frankela, tj. dla $\beta = 0$. Uproszczenie polega na tym, że model Dornbuscha jest jednosektorowym modelem małej gospodarki otwartej, model Frankela zaś łączy w sobie cechy dwóch gospodarek powiązanych kursem wymiany ich walut. Należy przypomnieć, że w modelu Dornbuscha wzrost krajowej stopy procentowej *ceteris paribus* powoduje spadek kursu walutowego w takim stopniu, aby powstałe oczekiwania jego wzrostu w przyszłości równoważyły wzrost stopy procentowej. Z punktu widzenia modelu (5.186) oznacza to, że $\alpha < 0$ i $\beta = 0$. Na drugim biegunie znajduje się podejście szkoły chicagowskiej, reprezentowanej przez Frankela i Bilsona. Typowy model F-B dla cen elastycznych, przedstawiony w podrozdziale 5.2, ma postać:

$$s = m - m^* - \phi(y - y^*) + \lambda(r - r^*). \quad (5.187)$$

W modelu (5.187) przyjmuje się występowanie parytetu PPP również w krótkim okresie. W tym modelu wpływ różnicy stóp procentowych na kurs walutowy jest odmienny niż w modelu Dornbuscha i Frankela. Wzrost krajowej stopy procentowej zmniejsza bowiem popyt na walutę krajową i powoduje wzrost kursu walutowego. Oznacza to, iż w równaniu (5.186) powinno postulować się, że $\alpha > 0$, podczas gdy w modelu Frankela, że $\alpha < 0$.

Można przyjąć, iż różnica stóp procentowych stanowi dobrą aproksymację różnicy oczekiwanych stóp inflacji. To założenie jest spełnione, jeśli przyjmie się, że w warunkach doskonałej mobilności kapitału, przepływy kapitałowe powodują równoważenie się realnych stóp procentowych. Innymi słowy, w warunkach występowania parytetu UIP, różnica stóp procentowych jest równa oczekiwanej stopie deprecjacji waluty krajowej, natomiast w warunkach występowania parytetu PPP stopa deprecjacji jest równa różnicy stóp inflacji. Mamy zatem:

$$r - \pi = r^* - \pi^*. \quad (5.188)$$

Stąd:

$$r - r^* = \pi - \pi^*. \quad (5.189)$$

Po podstawieniu wyrażenia (5.189) do warunku (5.187), otrzymuje się wówczas:

$$s = m - m^* - \phi(y - y^*) + \lambda(\pi - \pi^*). \quad (5.190)$$

Biorąc pod uwagę równanie (5.186), można postulować przy weryfikacji hipotez badawczych dla modelu F-B, że $\alpha + \beta = \lambda > 0$. Warto ponadto stwierdzić, że równanie (5.190) jest tożsame z równaniem (5.184) w długim okresie. Zatem model F-B daje się traktować jako szczególny przypadek modelu Frankela dla $\theta \rightarrow \infty$.

Model Dornbuscha powszechnie uważa się za model płynnego kursu walutowego w warunkach niskiej inflacji, model Frankela za typowy dla warunków umiarkowanej inflacji, natomiast model F-B należy rozpatrywać w warunkach wysokiej inflacji. Frankel (1979) podał warianty hipotez badawczych w przypadku wyżej wymienionych klas modeli monetarnych. W kontekście równania (5.186) przedstawiają się one następująco (tab. 5.41).

Tab. 5.41. Hipotezy badawcze w klasie modeli monetarnych

Model	Autor	Warunki	
chicagowski	Bilson (1976), Frenkel (1976)	$\alpha = 0$	$\beta > 0$
keynesowski	Dornbusch (1976a)	$\alpha < 0$	$\beta = 0$
Frankela	Frankel (1979)	$\alpha < 0$	$\beta > 0$

Źródło: opracowanie własne na podstawie Frankela (1979).

Frankel (1979) oszacował równanie (5.186) dla kursu marka/dolar na próbie miesięcznej 1974M7–1978M2, która w zależności od wariantu estymacji liczyła 41–44 obserwacje. Wyniki estymacji w wersji ostatecznej są następujące:

$$\hat{s}_t = \underset{(11,58)}{1,39} + \underset{(4,62)}{0,97}(m_t - m_t^*) - \underset{(-2,36)}{0,52}(y_t - y_t^*) - \underset{(-2,65)}{1,35}(r_t - r_t^*) + \underset{(8,83)}{7,35}(\pi_t - \pi_t^*) \quad (5.191)$$

gdzie: $m - m^*$ – różnica logarytmów podaży pieniądza M1, $y - y^*$ – różnica logarytmów realnej produkcji przemysłowej, $r - r^*$ – różnica krótkookresowych stóp procentowych, $\pi - \pi^*$ – różnica oczekiwanych stóp inflacji, aproksymowanych za pomocą stopy zwrotu z długoterminowych obligacji skarbowych. W nawiasach pod ocenami parametrów podano statystyki t .

Długookresowy kurs walutowy miał postać:

$$\hat{s}_t = 1,39 + 0,97(m_t - m_t^*) - 0,52(y_t - y_t^*) + 6,00(\pi_t - \pi_t^*) \quad (5.192)$$

efekt „przestrzelenia” zaś wyrażał się wzorem:

$$\hat{s}_t - \hat{s}_t^* = -1,35[(r_t - \pi_t) - (r_t^* - \pi_t^*)] \quad (5.193)$$

Biorąc pod uwagę treść ekonomiczną równania (5.191), należy stwierdzić, że wszystkie oceny parametrów mają znak zgodny z założeniami modelu Frankela. W tym kontekście powinno odrzucić się mechanizm kształtowania kursu marka/dolar w badanym okresie zgodnie z teoriami Frenkela-Bilsona lub Dornbuscha. Widać bowiem wyraźnie, że $\hat{\alpha} < 0$ i $\hat{\beta} > 0$. Ponadto $|\hat{\beta}| > |\hat{\alpha}|$. Należy również zwrócić uwagę na inne poprawne własności modelu z punktu widzenia teorii monetarnej. Łatwo zauważyć, że zmiany kursu walutowego były wprost proporcjonalne do zmian podaży pieniądza. Na uwagę zasługuje również poprawny, ujemny znak elastyczności kursu względem produkcji przemysłowej. Ponadto oceny wszystkich parametrów są istotne statystycznie.

5.3.3.1. Weryfikacja empiryczna

5.3.3.1.1. Wprowadzenie

Podobnie jak w przypadku wcześniej przedstawionych własnych badań empirycznych dla kursu euro, wykorzystano analizę MNK i ana-

liżę kointegracji. Zastosowano alternatywnie podaży pieniądza M1 i M2 oraz dane „surowe” (NSA) i pozbawione sezonowości (SA), przy czym w przypadku analizy kointegracji wyłącznie kategorie SA. Interpretacja wyników wraz z dyskusją znajduje się na końcu analiz regresji i kointegracji.

5.3.3.1.2. Klasyczna analiza regresji

W związku z modelem (5.186) oszacowano następujące warianty, w których w miejsce oczekiwanej stopy inflacji π wprowadzono jej aproksymację w postaci długookresowej stopy procentowej r (rentowność 10-letnich obligacji skarbowych):

$$s = a_0 + a_1 m + a_2 m^* + a_3 y + a_4 y^* + a_5 i + a_6 i^* + a_7 r + a_8 r^* + \varepsilon, \quad (5.194)$$

$$\Delta s = b_0 + b_1 \Delta m + b_2 \Delta m^* + b_3 \Delta y + b_4 \Delta y^* + b_5 \Delta i + b_6 \Delta i^* + b_7 \Delta r + b_8 \Delta r^* + \varepsilon, \quad (5.195)$$

$$s = c_0 + c_1 (m - m^*) + c_2 (y - y^*) + c_3 (i - i^*) + c_4 (r - r^*) + \varepsilon, \quad (5.196)$$

$$\Delta s = d_0 + d_1 \Delta (m - m^*) + d_2 \Delta (y - y^*) + d_3 \Delta (i - i^*) + d_4 \Delta (r - r^*) + \varepsilon, \quad (5.197)$$

gdzie: i – krótkookresowa (3-mies.) stopa procentowa, r – długookresowa stopa procentowa. W odniesieniu do równań (5.194)–(5.197) oszacowano dwa warianty, z zastosowaniem podaży pieniądza M1 (w1) i M2 (w2), dla danych NSA i SA. Ze względu na dużą liczbę zmiennych objaśniających w przypadku indywidualnego potraktowania regresorów – równania (5.194) i (5.195) – testowano opóźnienia do rzędu 1 włącznie (256 regresji). W sytuacji równań (5.196) i (5.197) zbadano do 6 opóźnień (2401 regresji). W przypadku otrzymania wielu poprawnych regresji, tę „optymalną” wybrano – obok kryteriów dla filtru D – na podstawie dodatkowych kryteriów (informacyjnych, statystyki D-W, współczynnika determinacji).

Wariant 1. Nie powiodła się próba oszacowania poprawnych związków merytoryczno-statystycznych dla równań (5.194) i (5.195). Dla równania (5.196) (SA) otrzymano wyniki przedstawione w tab. 5.42 i tab. 5.43.

Tab. 5.42. Model Frankela (MNK, podaź M1, SA, poziomy, udziały)

Liczebność			
	A	B	C
A	2401	228	42
Udział (w proc.)			
A	100	9	2
B		100	18
C			100

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.43. Model Frankela (MNK, podaź M1, SA, poziomy, wyniki estymacji)

endo:	LOG(PLNEURQ_ES)					
egzo:	LOG(M1PPLQ_NBP_SA(-2))-LOG(M1PEMUQ_ECB_SA(-2))					
	LOG(PKBPLQ_ES_SA(-6))-LOG(PKBEMUQ_ES_SA(-6))					
	(1/4*MM3MPLQ_ES(-1))-(1/4*MM3MEMUQ_ES(-1))					
	(1/4*GBY10YPLQ_ES)-(1/4*GBY10YMEMUQ_ES)					
zmienna	egzo 1	egzo 2	egzo 3	egzo 4	const	
parametr	0,26	-2,88	-0,09	0,10	2,27	
t-stat	2,20	-7,52	-4,47	2,11	6,58	
stat	J-B	B-G(4)	ARCH(4)	WHITE	D-W	F
wartość	1,49	8,39	0,80	12,59	1,27	26,98
p-value	0,47	0,08	0,94	0,13	0,00	
stat	AIC	SIC	SEE	R2(adj.)		
wartość	-3,32	-3,10	0,04	0,73		
obs.	próba					
39	1999Q2:2008Q4					

Źródło: opracowanie własne.

Dla równania (5.197) (NSA) otrzymano wyniki przedstawione w tab. 5.44 i tab. 5.45, w przypadku zaś SA w tab. 5.46 i tab. 5.47.

Tab. 5.44. Model Frankela (MNK, podaź M1, NSA, przyrosty, udziały)

Liczebność				
	A	B	C	D
A	2401	137	33	1
Udział (w proc.)				
A	100	6	1	0
B		100	24	1
C			100	3

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.45. Model Frankela (MNK, podaź M1, NSA, przyrosty, wyniki estymacji)

endo:	D(LOG(PLNEURQ_ES))					
egzo:	D(LOG(M1PPLQ_NBP)-LOG(M1PEMUQ_ECB))					
	D(LOG(PKBPLQ_ES(-4))-LOG(PKBEMUQ_ES(-4)))					
	D((1/4*MM3MPLQ_ES(-2))-(1/4*MM3MEMUQ_ES(-2)))					
	D((1/4*GBY10YPLQ_ES)-(1/4*GBY10YMEMUQ_ES))					
zmienna	egzo 1	egzo 2	egzo 3	egzo 4	const	
parametr	0,19	-0,28	-0,10	0,11	-0,01	
t-stat	2,18	-2,34	-4,28	3,27	-2,44	
stat	J-B	B-G(4)	ARCH(4)	WHITE	D-W	F
wartość	0,52	1,37	2,74	10,06	2,27	6,71
p-value	0,77	0,85	0,60	0,26	0,00	
stat	AIC	SIC	SEE	R2(adj.)		
wartość	-4,02	-3,80	0,03	0,39		
obs.	próba					
37	1999Q2:2008Q3					

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.46. Model Frankela (MNK, podaź M1, SA, przyrosty, udziały)

Liczebność			
A	B	C	D
A	2401	154	85
Udział (w proc.)			
A	100	6	4
B	100	55	2
C		100	4

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.47. Model Frankela (MNK, podaź M1, SA, przyrosty, wyniki estymacji)

endo:	D(LOG(PLNEURQ_ES))					
egzo:	D(LOG(M1PPLQ_NBP_SA(-3))-LOG(M1PEMUQ_ECB_SA(-3)))					
	D(LOG(PKBPLQ_ES_SA(-6))-LOG(PKBEMUQ_ES_SA(-6)))					
	D((1/4*MM3MPLQ_ES(-2))-(1/4*MM3MEMUQ_ES(-2)))					
	D((1/4*GBY10YPLQ_ES)-(1/4*GBY10YMEMUQ_ES))					
zmienna	egzo 1	egzo 2	egzo 3	egzo 4	const	
parametr	0,41	-1,10	-0,08	0,08	-0,01	
t-stat	2,79	-2,20	-3,65	2,51	-2,07	
stat	J-B	B-G(4)	ARCH(4)	WHITE	D-W	F
wartość	1,27	1,36	5,66	9,01	2,25	8,76
p-value	0,53	0,85	0,23	0,34	0,00	
stat	AIC	SIC	SEE	R2(adj.)		
wartość	-4,15	-3,93	0,03	0,46		
obs.	próba					
37	1999Q2:2008Q3					

Źródło: opracowanie własne.

Wariant 2. W tym wariantcie nie otrzymano wyników cechujących się wysoką jakością merytoryczno-statystyczną.

Podsumowanie wyników analizy regresji. W tab. 5.48 podano zestawienie liczby regresji dla równań (5.194) i (5.195), natomiast w tab. 5.49 dla równań (5.196) i (5.197).

Tab. 5.48. Zestawienie liczby regresji dla modelu Frankela
(efekty indywidualne)

Wyszczególnienie			Opóźnienie	Liczba regresji				Obs.		Opóźnienie	Liczba regresji				Obs.	
				A	B	C	D	min.	maks.		A	B	C	D	min.	maks.
Frankel	poziom								przyrost							
	M1	NSA	1	256	0	39	40	1	256	0	38	39				
		SA														
	M2	NSA														
		SA														

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.49. Zestawienie liczby regresji dla modelu Frankela
(efekty łączne)

Wyszczególnienie			Opóźnienie	Liczba regresji				Obs.		Opóźnienie	Liczba regresji				Obs.			
				A	B	C	D				min.	maks.	A	B			C	D
Frankel	poziom										przyrost							
	M1	NSA	6	2401	0			33	39	6	2401	137	33	1	32	38		
		SA			228	42	2					154	85	3				
	M2	NSA			0							83	28	0				
		SA			12	4	0					61	18					

Źródło: opracowanie własne.

Można zauważyć, że równania z indywidualnymi regresorami – (5.194) i (5.195) – nie zawierały szacunków o poprawnej treści merytorycznej i statystycznej. Jest to skutkiem przyjęcia zbyt małego rzędu opóźnień ($p = 1$), lecz dla wyższych rzędów uzyskanie wyników byłoby utrudnione numerycznie ($p = 2$, 6561 regresji). Wydaje się jednak, że rząd $p = 2$ mógłby okazać się za mały. Taki wniosek może wynikać z analizy równań (5.196) i (5.197), dla których przyjęto $p = 6$ i uzyskano poprawne wyniki. W tab. 5.50 zawarto podsumowanie wyników estymacji.

Tab. 5.50. Podsumowanie wyników estymacji modelu Frankela (podaż pieniądza M1)

Wyszczególnienie			m-m*			y-y*			i-i*			r-r*			J-B		B-G		D-W		SEE	R2(adj.)	Obs.	Liczba regresji
			ocena	t-stat	opóźn.	ocena	t-stat	opóźn.	ocena	t-stat	opóźn.	ocena	t-stat	opóźn.	stat.	prob.	stat.	prob.					D	
poziom																								
M1	SA	śr.	0,42	2,56	3,00	-3,16	-6,88	5,00	-0,11	-5,01	1,00	0,13	2,69	0,00	0,89	0,67	8,06	0,09	1,23	0,05	0,71	39	2	
		std.	0,22	0,51	1,41	0,40	0,91	1,41	0,03	0,76	0,00	0,04	0,81	0,00	0,85	0,28	0,47	0,01	0,06	0,01	0,04			
przyrost																								
M1	NSA	śr.	0,19	2,18	0,00	-0,28	-2,34	4,00	-0,10	-4,28	2,00	0,11	3,27	0,00	0,52	0,77	1,37	0,85	2,27	0,03	0,39	37	1	
		std.	0,04	0,16	1,73	0,04	0,04	2,31	0,02	0,77	1,15	0,02	0,40	0,00	1,31	0,21	1,23	0,21	0,16	0,00	0,09			
	SA	śr.	0,42	2,68	1,00	-1,12	-2,16	4,67	-0,06	-2,93	2,67	0,08	2,50	0,00	1,99	0,42	2,60	0,63	2,15	0,03	0,40	3	3	
		std.	0,04	0,16	1,73	0,04	0,04	2,31	0,02	0,77	1,15	0,02	0,40	0,00	1,31	0,21	1,23	0,21	0,16	0,00	0,09			

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie otrzymanych wyników można wnioskować, że w badanym okresie (1999–2008) na kurs euro miały silny wpływ zarówno czynniki nominalne, jak i realne. W szczególności, podobnie jak we wcześniejszych badaniach, nie potwierdzono homogenicznego wpływu podaży pieniądza na kurs walutowy, postulowanego przez teorię monetarną. Taki wniosek jest spójny z wcześniejszym wnioskiem o zakłóceniach występujących w parytecie PPP i w modelu Dornbuscha. To oznacza, że ceny w gospodarce polskiej nie były indukowane wyłącznie przez czynniki pieniężne, lecz również te o charakterze realnym.

Długookresowe rozwiązanie modelu Frankela pokazuje, że realizował się dodatni wpływ realnych stóp procentowych na kurs, gdyż z szacunków wynika, iż:

$$\lambda = c_3 + c_4 = -0,11 + 0,13 = 0,02 > 0.$$

Ten szacunek jest przybliżony, gdyż wpływ stóp procentowych realizował się z różnym opóźnieniem. Przedstawiony efekt jest zgodny, chociaż słabszy, z wynikiem uzyskanym w modelu F-B (por. tab. 5.12). Wysoka jest również długookresowa elastyczność kursu względem PKB (-3,16). To oznacza, że szybki wzrost gospodarczy w Polsce *ceteris paribus*, na tle strefy euro, mógł skutkować silną aprecjacją złotego względem euro z opóźnieniem ok. 1 roku. W krótkim okresie przedstawione efekty były słabsze.

5.3.3.1.3. Analiza kointegracji

Dane miesięczne. W odniesieniu do równań (5.194) i (5.195), dla podaży pieniądza M1 i M2, uzyskano kointegrację zmiennych, lecz oceny parametrów po dokonaniu strukturalizacji były niezgodne z hipotezą Frankela. Te wyniki nie będą przedmiotem dalszych rozważań.

Dla równania (5.196) z podażą M1, w drodze eksperymentu przyjęto $k = 2$ (111 obs., próba: 1999M07–2008M09). Wyniki testowania rzędu opóźnienia i rzędu kointegracji pokazano w tab. 5.51–tab. 5.53.

Tab. 5.51. Model Frankela (kointegracja, dane miesięczne, podaż M1, kryteria wyboru rzędu opóźnienia)

Opóźnienie	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	NA	2,43E-11	-10,2521	-10,1234	-10,2000
1	1368,8600	2,55E-17	-24,0209	-23,2488	-23,7082
2	68,5529	1,96E-17	-24,2840	-22,8686	-23,7108
3	50,3962	1,80E-17	-24,3798	-22,3210	-23,5461
4	34,5669	1,95E-17	-24,3163	-21,6142	-23,2221
5	46,2121	1,78E-17	-24,4342	-21,0887	-23,0795
6	26,6420	2,08E-17	-24,3193	-20,3303	-22,7040
7	30,1792	2,29E-17	-24,2863	-19,6540	-22,4105
8	39,5718	2,12E-17	-24,4448	-19,1692	-22,3085
9	33,7850	2,11E-17	-24,5579	-18,6389	-22,1611
10	28,3129	2,28E-17	-24,6229	-18,0605	-21,9656
11	35,7298	2,06E-17	-24,9094	-17,7036	-21,9916

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.52. Model Frankela (kointegracja, dane miesięczne, podaż M1, testy rzędu kointegracji)

Liczba wektorów	Hipoteza														
r	H ₂ (r)			H ₁ *(r)			H ₁ (r)			H*(r)			H(r)		
	wartości krytyczne: MacKinnon J. G., Haug A. A., Michelis L. (1999)														
	test śladu														
	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%
0	0,26	78,95	60,06	0,26	94,53	76,97	0,26	77,36	69,82	0,27	99,65	88,80	0,27	94,02	79,34
1	0,20	48,23	40,17	0,26	63,65	54,08	0,23	46,48	47,86	0,23	68,01	63,88	0,23	62,43	55,25
2	0,15	26,00	24,28	0,16	33,57	35,19	0,13	19,79	29,80	0,20	40,99	42,92	0,19	35,71	35,01
3	0,07	9,59	12,32	0,12	16,18	20,26	0,06	6,26	15,49	0,13	18,94	25,87	0,12	13,85	18,40
4	0,03	2,75	4,13	0,03	2,79	9,16	0,00	0,18	3,84	0,05	5,44	12,52	0,01	0,99	3,84
	test λ _{max}														
0	0,26	30,73	30,44	0,26	30,88	34,81	0,26	30,88	33,88	0,27	31,64	38,33	0,27	31,59	37,16
1	0,20	22,22	24,16	0,26	30,08	28,59	0,23	26,69	27,58	0,23	27,03	32,12	0,23	26,71	30,82
2	0,15	16,41	17,80	0,16	17,39	22,30	0,13	13,53	21,13	0,20	22,05	25,82	0,19	21,86	24,25
3	0,07	6,84	11,22	0,12	13,39	15,89	0,06	6,08	14,26	0,13	13,50	19,39	0,12	12,86	17,15
4	0,03	2,75	4,13	0,03	2,79	9,16	0,00	0,18	3,84	0,05	5,44	12,52	0,01	0,99	3,84

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.53. Model Frankela (kointegracja, dane miesięczne, podaż M1, testy rzędu kointegracji)

Liczba wektorów	Hipoteza														
r	H ₂ (r)			H ₁ *(r)			H ₁ (r)			H*(r)			H(r)		
	wartości krytyczne: Osterwald-Lenum M. (1992)														
	test śladu														
	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%
0	0,26	78,95	59,46	0,26	94,53	76,07	0,26	77,36	68,52	0,27	99,65	87,31	0,27	94,02	77,74
1	0,20	48,23	39,89	0,26	63,65	53,12	0,23	46,48	47,21	0,23	68,01	62,99	0,23	62,43	54,64
2	0,15	26,00	24,31	0,16	33,57	34,91	0,13	19,79	29,68	0,20	40,99	42,44	0,19	35,71	34,55
3	0,07	9,59	12,53	0,12	16,18	19,96	0,06	6,26	15,41	0,13	18,94	25,32	0,12	13,85	18,17
4	0,03	2,75	3,84	0,03	2,79	9,24	0,00	0,18	3,76	0,05	5,44	12,25	0,01	0,99	3,74

Tab. 5.53. (cd.)

r	test $\lambda_{\max}$														
0	0,26	30,73	30,04	0,26	30,88	34,40	0,26	30,88	33,46	0,27	31,64	37,52	0,27	31,59	36,41
1	0,20	22,22	23,80	0,26	30,08	28,14	0,23	26,69	27,07	0,23	27,03	31,46	0,23	26,71	30,33
2	0,15	16,41	17,89	0,16	17,39	22,00	0,13	13,53	20,97	0,20	22,05	25,54	0,19	21,86	23,78
3	0,07	6,84	11,44	0,12	13,39	15,67	0,06	6,08	14,07	0,13	13,50	18,96	0,12	12,86	16,87
4	0,03	2,75	3,84	0,03	2,79	9,24	0,00	0,18	3,76	0,05	5,44	12,25	0,01	0,99	3,74

Źródło: opracowanie własne.

Przyjęto $r = 1$ i hipotezę $H_1(r)$, stosując się do wyników testu śladu. W tab. 5.54 podano wyniki testowania warunków o charakterze ekonomicznym, postulowanych przez model Frankela, dla parametrów wektorów α i β . Zaobserwowano niską istotność ocen przy wyrażeniu ECT dla kilku zmiennych, co sugerowałoby ich słabą egzogeniczność ze względu na parametry relacji długookresowej. Po nałożeniu warunków zerowych otrzymano istotną statystykę testową.

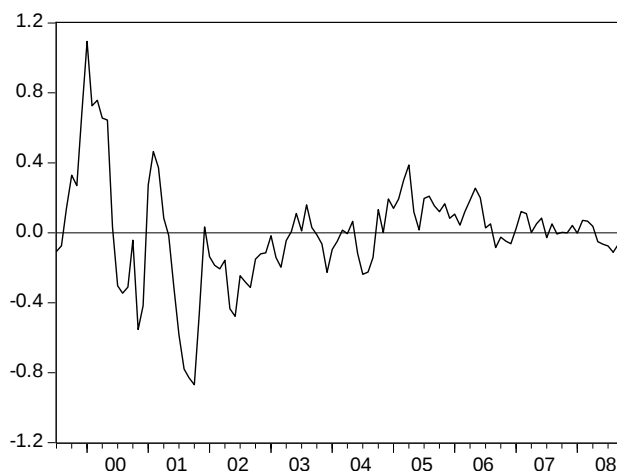
Tab. 5.54. Model Frankela (kointegracja, dane miesięczne, podaż M1, restrykcje dla parametrów)

Wektor parametrów β	
$\begin{bmatrix} 1 & -1 & \beta_3 & \beta_4 & \beta_5 \end{bmatrix}$	$\chi^2(1) = 0,10[0,76]$
Wektor parametrów α i β	
$\begin{bmatrix} 1 & -1 & \beta_3 & \beta_4 & \beta_5 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & \alpha_5 \end{bmatrix}$	$\chi^2(5) = 2,43[0,79]$

Źródło: opracowanie własne.

Ostatecznie została przyjęta relacja kointegracji (5.198) (por. rys. 5.12), dla której $u_t \sim I(0)$, gdyż $ADF = -4,00[0,00]$, $KPSS = 0,14[pval > 10\%]$.

$$s_t = 3,92 + \underset{(5,78)}{(m_t - m_t^*)} - 4,10(y_t - y_t^*) - \underset{(5,93)}{2,88(i_t - i_t^*)} + \underset{(5,74)}{5,38(r_t - r_t^*)} + u_t \quad (5.198)$$



Rys. 5.12. Model Frankela (kointegracja, dane miesięczne, podaż M1, wyraz korekty błędu)

Źródło: opracowanie własne

Równanie (5.198) zasługuje na szczególną uwagę. Po pierwsze, nie można odrzucić hipotezy, że w badanym okresie (reżim kursu płynnego) zmiany kursu euro były homogeniczne względem zmian podaży pieniądza (M1). Po drugie, na mocy (5.186) otrzymuje się $\lambda = -2,88 + 5,38 = 2,5 > 0$. W konsekwencji na mocy (5.177) można zapisać, że:

$$s_t - \bar{s}_t = -2,88[(i_t - r_t) - (i_t^* - r_t^*)]. \quad (5.199)$$

Uzyskane wyniki pokazują, że podstawowy model parytetu PPP oraz inne modele oparte wyłącznie na cenach mogą być źle wyspecyfikowane, jeśli nie uwzględni się w nich kategorii finansowych. Z równania (5.198) i wcześniejszych prób dla modeli monetarnych wynika, iż na ogół po wprowadzeniu do modeli czynników realnych i finansowych, jakość szacunków ulega poprawie. To oznacza również, że w dłuższym okresie kurs walutowy nie ustala się wyłącznie na rynku finansowym, lecz również na rynku towarowym. Powrócimy do tych zagadnień w rozdziałach 7 i 8.

Po zastosowaniu podaży M2 przyjęto $k = 1$ (112 obs., próba: 1999M06–2008M09) oraz – w drodze eksperymentu – $r = 1$ wraz z hipotezą $H_1(r)$, z wyrazem wolnym w przestrzeni kointegracji. Wyniki testowania znajdują się w tab. 5.55–tab. 5.58.

Tab. 5.55. Model Frankela (kointegracja, dane miesięczne, podaż M2, kryteria wyboru rzędu opóźnienia)

Opóźnienie	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	NA	4,17E-12	-12,0128	-11,8841	-11,9607
1	1342,1570	5,78E-18	-25,5034	-24,7313	-25,1907
2	79,5945	3,95E-18	-25,8878	-24,4724	-25,3147
3	45,9369	3,81E-18	-25,9318	-23,8730	-25,0981
4	57,4068	3,12E-18	-26,1503	-23,4481	-25,0561
5	44,9432	2,90E-18	-26,2515	-22,9059	-24,8968
6	44,3103	2,64E-18	-26,3854	-22,3965	-24,7701
7	27,3177	3,02E-18	-26,3091	-21,6768	-24,4333
8	33,5052	3,09E-18	-26,3682	-21,0925	-24,2319
9	37,3507	2,89E-18	-26,5449	-20,6259	-24,1481
10	34,1909	2,79E-18	-26,7252	-20,1627	-24,0678
11	41,7959	2,21E-18	-27,1436	-19,9378	-24,2257

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.56. Model Frankela (kointegracja, dane miesięczne, podaż M2, testy rzędu kointegracji)

Liczba wektorów	Hipoteza														
r	H ₂ (r)			H ₁ [*] (r)			H ₁ (r)			H [*] (r)			H(r)		
	wartości krytyczne: MacKinnon J. G., Haug A. A., Michelis L. (1999)														
	test śladu														
	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%
0	0,32	75,89	60,06	0,38	103,41	76,97	0,38	88,25	69,82	0,41	117,86	88,80	0,41	116,47	79,34
1	0,18	34,88	40,17	0,18	52,47	54,08	0,16	37,35	47,86	0,22	60,53	63,88	0,22	59,16	55,25
2	0,07	14,00	24,28	0,16	31,50	35,19	0,10	18,37	29,80	0,16	33,87	42,92	0,16	33,02	35,01
3	0,05	5,78	12,32	0,07	12,89	20,26	0,06	6,76	15,49	0,08	14,89	25,87	0,08	14,44	18,40
4	0,00	0,08	4,13	0,04	4,71	9,16	0,00	0,17	3,84	0,05	5,55	12,52	0,05	5,36	3,84

Tab. 5.56. (cd.)

r	test $\lambda_{\max}$														
0	0,32	41,01	30,44	0,38	50,94	34,81	0,38	50,89	33,88	0,41	57,33	38,33	0,41	57,31	37,16
1	0,18	20,88	24,16	0,18	20,96	28,59	0,16	18,98	27,58	0,22	26,66	32,12	0,22	26,14	30,82
2	0,07	8,22	17,80	0,16	18,62	22,30	0,10	11,61	21,13	0,16	18,98	25,82	0,16	18,59	24,25
3	0,05	5,70	11,22	0,07	8,18	15,89	0,06	6,59	14,26	0,08	9,34	19,39	0,08	9,08	17,15
4	0,00	0,08	4,13	0,04	4,71	9,16	0,00	0,17	3,84	0,05	5,55	12,52	0,05	5,36	3,84

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.57. Model Frankela (kointegracja, dane miesięczne, podaż M2, testy rzędu kointegracji)

Liczba wektorów	Hipoteza														
r	H ₂ (r)			H ₁ [*] (r)			H ₁ (r)			H [*] (r)			H(r)		
	wartości krytyczne: Osterwald-Lenum M. (1992)														
	test śladu														
	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%
0	0,32	75,89	59,46	0,38	103,41	76,07	0,38	88,25	68,52	0,41	117,86	87,31	0,41	116,47	77,74
1	0,18	34,88	39,89	0,18	52,47	53,12	0,16	37,35	47,21	0,22	60,53	62,99	0,22	59,16	54,64
2	0,07	14,00	24,31	0,16	31,50	34,91	0,10	18,37	29,68	0,16	33,87	42,44	0,16	33,02	34,55
3	0,05	5,78	12,53	0,07	12,89	19,96	0,06	6,76	15,41	0,08	14,89	25,32	0,08	14,44	18,17
4	0,00	0,08	3,84	0,04	4,71	9,24	0,00	0,17	3,76	0,05	5,55	12,25	0,05	5,36	3,74
	test λ _{max}														
0	0,32	41,01	30,04	0,38	50,94	34,40	0,38	50,89	33,46	0,41	57,33	37,52	0,41	57,31	36,41
1	0,18	20,88	23,80	0,18	20,96	28,14	0,16	18,98	27,07	0,22	26,66	31,46	0,22	26,14	30,33
2	0,07	8,22	17,89	0,16	18,62	22,00	0,10	11,61	20,97	0,16	18,98	25,54	0,16	18,59	23,78
3	0,05	5,70	11,44	0,07	8,18	15,67	0,06	6,59	14,07	0,08	9,34	18,96	0,08	9,08	16,87
4	0,00	0,08	3,84	0,04	4,71	9,24	0,00	0,17	3,76	0,05	5,55	12,25	0,05	5,36	3,74

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.58. Model Frankela (kointegracja, dane miesięczne, podaż M2, restrykcje dla parametrów)

Wektor parametrów β									
$\begin{bmatrix} 1 & -1 & \beta_3 & \beta_4 & \beta_5 \end{bmatrix}$							$\chi^2(1) = 3,94[0,05]$		
Wektor parametrów α i β									
$\begin{bmatrix} 1 & -1 & \beta_3 & \beta_4 & 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0 & \alpha_2 & \alpha_3 & \alpha_4 & 0 \end{bmatrix}$							$\chi^2(4) = 2,43[0,08]$		

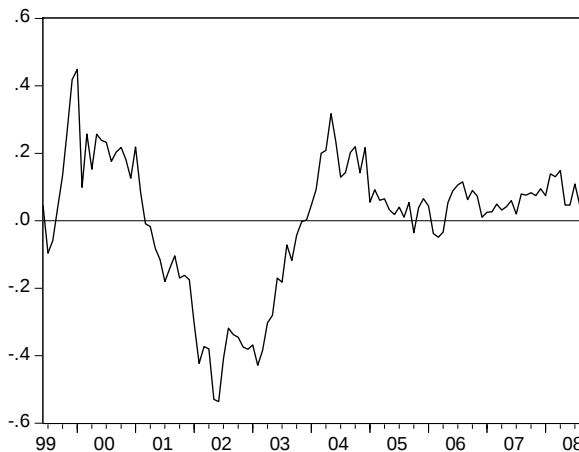
Źródło: opracowanie własne.

Równanie długookresowe jest następujące:

$$s_t = 4,26 + \underset{(8,36)}{(m_t - m_t^*)} - 2,74 \underset{(7,17)}{(y_t - y_t^*)} - 0,84(i_t - i_t^*) + u_t \quad (5.200)$$

Te wyniki są merytorycznie i statystycznie słabsze od poprzednich. Po pierwsze, równanie nie zawiera stóp długookresowych, gdyż ich wpływ okazał się statystycznie nieistotny. Po drugie, pojawiają się wątpliwości, co do stacjonarności u_t , gdyż $ADF = -1,97[0,05]$, $KPSS = 0,17[pval > 10\%]$ (por. rys. 5.13).

Biorąc pod uwagę cechy merytoryczne, należy ponownie stwierdzić, że podaż pieniądza mogła mieć homogeniczny wpływ na kurs walutowy (por. istotną statystykę $\chi^2(4)$). Zatem ten efekt, niezależnie od miernika podaży pieniądza, okazał się stabilny. Brak wyraźnego wpływu długookresowych stóp procentowych w równaniu (5.200) nie jest szczególnie zaskakujący, gdyż podaż M2 jest szerszą kategorią niż podaż M1, uwzględniającą również efekty rynku kapitałowego. Stąd zmiany stóp procentowych, szczególnie długookresowych, mogły być już zdyskontowane w tej zmiennej.



Rys. 5.13. Model Frankela (kointegracja, dane miesięczne, podaż M2, wyraz korekty błędu)

Źródło: opracowanie własne

Dane kwartalne. To samo podejście, jak wyżej, zastosowano do danych kwartalnych. Dla podaży M1 przyjęto $k = 1$ (37 obs., próba: 1999Q3–2008Q3). Wyniki testowania znajdują się w tab. 5.59–tab. 5.62.

Tab. 5.59. Model Frankela (kointegracja, dane kwartalne, podaż M1, kryteria wyboru rzędu opóźnienia)

Opóźnienie	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	NA	1,45E-10	-8,4630	-8,2385	-8,3864
1	320,8036	6,81E-15	-18,4497	-17,1029	-17,9904
2	44,6585	4,71E-15	-18,9208	-16,4516	-18,0787
3	42,5635	2,55E-15	-19,8148	-16,2234	-18,5900
4	39,6499	9,91E-16	-21,3942	-16,6804	-19,7867

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.60. Model Frankela (kointegracja, dane kwartalne, podaż M1, testy rzędu kointegracji)

Liczba wektorów	Hipoteza														
r	H ₂ (r)			H ₁ [*] (r)			H ₁ (r)			H [*] (r)			H(r)		
	wartości krytyczne: MacKinnon J. G., Haug A. A., Michelis L. (1999)														
	test śladu														
	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%
0	0,77	87,38	60,06	0,77	97,63	76,97	0,76	78,98	69,82	0,76	109,45	88,80	0,76	98,65	79,34
1	0,57	40,77	40,17	0,57	50,35	54,08	0,34	33,39	47,86	0,62	63,55	63,88	0,62	52,81	55,25
2	0,23	13,62	24,28	0,32	23,11	35,19	0,31	20,13	29,80	0,34	32,19	42,92	0,32	21,47	35,01
3	0,11	5,11	12,32	0,23	10,92	20,26	0,21	8,15	15,49	0,31	18,99	25,87	0,25	9,33	18,40
4	0,04	1,37	4,13	0,07	2,49	9,16	0,01	0,47	3,84	0,20	7,30	12,52	0,00	0,00	3,84
	test λ _{max}														
0	0,77	46,61	30,44	0,77	47,28	34,81	0,76	45,59	33,88	0,76	45,90	38,33	0,76	45,84	37,16
1	0,57	27,15	24,16	0,57	27,24	28,59	0,34	13,26	27,58	0,62	31,36	32,12	0,62	31,33	30,82
2	0,23	8,51	17,80	0,32	12,19	22,30	0,31	11,98	21,13	0,34	13,20	25,82	0,32	12,15	24,25
3	0,11	3,74	11,22	0,23	8,43	15,89	0,21	7,68	14,26	0,31	11,70	19,39	0,25	9,33	17,15
4	0,04	1,37	4,13	0,07	2,49	9,16	0,01	0,47	3,84	0,20	7,30	12,52	0,00	0,00	3,84

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.61. Model Frankela (kointegracja, dane kwartalne, podaż M1, testy rzędu kointegracji)

Liczba wektorów	Hipoteza														
r	H ₂ (r)			H ₁ *(r)			H ₁ (r)			H*(r)			H(r)		
	wartości krytyczne: Osterwald-Lenum M. (1992)														
	test śladu														
	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%
0	0,77	87,38	59,46	0,77	97,63	76,07	0,76	78,98	68,52	0,76	109,45	87,31	0,76	98,65	77,74
1	0,57	40,77	39,89	0,57	50,35	53,12	0,34	33,39	47,21	0,62	63,55	62,99	0,62	52,81	54,64
2	0,23	13,62	24,31	0,32	23,11	34,91	0,31	20,13	29,68	0,34	32,19	42,44	0,32	21,47	34,55
3	0,11	5,11	12,53	0,23	10,92	19,96	0,21	8,15	15,41	0,31	18,99	25,32	0,25	9,33	18,17
4	0,04	1,37	3,84	0,07	2,49	9,24	0,01	0,47	3,76	0,20	7,30	12,25	0,00	0,00	3,74
	test λ _{max}														
0	0,77	46,61	30,04	0,77	47,28	34,40	0,76	45,59	33,46	0,76	45,90	37,52	0,76	45,84	36,41
1	0,57	27,15	23,80	0,57	27,24	28,14	0,34	13,26	27,07	0,62	31,36	31,46	0,62	31,33	30,33
2	0,23	8,51	17,89	0,32	12,19	22,00	0,31	11,98	20,97	0,34	13,20	25,54	0,32	12,15	23,78
3	0,11	3,74	11,44	0,23	8,43	15,67	0,21	7,68	14,07	0,31	11,70	18,96	0,25	9,33	16,87
4	0,04	1,37	3,84	0,07	2,49	9,24	0,01	0,47	3,76	0,20	7,30	12,25	0,00	0,00	3,74

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 5.62. Model Frankela (kointegracja, dane kwartalne, podaż M1, restrykcje dla parametrów)

Wektor parametrów β	
$\begin{bmatrix} 1 & -1 & \beta_3 & \beta_4 & \beta_5 \end{bmatrix}$	$\chi^2(1) = 10,91[0,00]$
$\begin{bmatrix} 1 & 0 & \beta_3 & \beta_4 & \beta_5 \end{bmatrix}$	$\chi^2(1) = 0,95[0,33]$

Źródło: opracowanie własne.

W drodze testowania, przyjmując $r = 1$, otrzymano następującą relację kointegracji ($u_t \sim I(0)$), gdyż $ADF = -7,24[0,00]$, $KPSS = 0,11[pval > 10\%]$ (por. rys. 5.14):

$$s_t = \underset{(53,55)}{1,69} - \underset{(9,98)}{2,76}(y_t - y_t^*) - \underset{(5,65)}{0,20}(i_t - i_t^*) + \underset{(2,76)}{0,22}(r_t - r_t^*) + u_t. \quad (5.201)$$



Rys. 5.14. Model Frankela (kointegracja, dane kwartalne, podaż M1, wyraz korekty błędu)

Źródło: opracowanie własne

W ujęciu kwartalnym wpływ podaży pieniądza M1 okazał się nieistotny statystycznie. Poza tym, relacja stóp procentowych, krótko- i długookresowych, pokazała wystąpienie słabego efektu deprecjacji złotego względem euro wskutek wzrostu stóp realnych.

Po zastosowaniu podaży M2 uzyskano kointegrację zmiennych, lecz oceny parametrów były pozbawione interpretacji ekonomicznej.

5.3.3.2. Podsumowanie wyników analizy regresji i kointegracji

W tab. 5.63 podano zestawienie wyników przedstawionej analizy modelu Frankela wyłącznie w odniesieniu do relacji długookresowych.

Tab. 5.63. Podsumowanie wyników estymacji modelu Frankela dla analizy regresji i kointegracji

Wyszczególnienie					m-m*	y-y*	i-i*	r-r*
					poziom			
Frankel	M1	MNK	SA	Q	0,42	-3,16	-0,11	0,13
		koint			x	-2,76	-0,20	0,22
	M2			M	1	-4,10	-2,88	5,38
					1	-2,74	-0,84	x

Źródło: opracowanie własne.

Długookresowe szacunki dla modelu Frankela pokazały, że w dwóch przypadkach równania obejmowały wszystkie zmienne postulowane przez teorię monetarną, tj. z uwzględnieniem podaży pieniądza M1 zarówno dla danych miesięcznych, jak i kwartalnych. Szacunki wykonane metodą MNK nie odbiegały znacznie od wyników uzyskanych metodą Johansena, z wyjątkiem wpływu podaży pieniądza, uwzględniając korektę ocen z tytułu zastosowania pomiaru miesięcznego i kwartalnego zmiennych. Nominalna podaż pieniądza M1 okazała się lepszym czynnikiem objaśniającym dla kursu euro niż podaż M2, natomiast rentowność (10-letnich) obligacji skarbowych dobrą aproksymacją oczekiwanych stóp inflacji. Należy zwrócić uwagę na stabilny, ujemny wpływ relatywnego wskaźnika dochodu $y - y^*$ (PKB kwartalnie lub produkcji przemysłowej miesięcznie) na kurs euro. W tych warunkach *ceteris paribus* szybki, relatywny wzrost gospodarczy w Polsce prowadził w badanym okresie do aprecjacji złotego względem euro. W krótkim okresie wspomnianą aprecjację obserwowano również wskutek wzrostu relacji krótkookresowych stóp procentowych $i - i^*$. W długim okresie wzrostowi stóp procentowych towarzyszyła umiarkowana deprecjacja złotego, co należy wiązać z efektem netto zmian powstałych wskutek interakcji stóp krótko- i długookresowych.

Spośród przedstawionych w tym rozdziale modeli monetarnych, model Frankela, oszacowany metodą Johansena dla danych miesięcznych, cechował się najwyższą jakością merytoryczną i statystyczną

(por. równanie (5.198)). Należy podkreślić, że ze względu na zakres zmiennych i związane z nimi efekty, okazał się najbardziej pojemny informacyjnie, zarówno w ujęciu miesięcznym, jak i kwartalnym. W przyszłości warto będzie wykonać szacunki długookresowe dla dłuższej próby kwartalnej, a być może również dla danych rocznych oraz sprawdzić jakość prognostyczną modelu Frankela poza próbą statystyczną. Ten model umiejętnie łączy efekty nominalne oraz realne i należy oczekiwać, że będzie on wykorzystywany również jako ogniwo systemów równań w modelach makroekonometrycznych.

Dotychczas przedmiotem zainteresowania był kurs nominalny, stąd – ze względu na wagę zagadnienia – w następnym rozdziale zostanie podjęta analiza kursu realnego.

6

Realny kurs walutowy

Interpretacja zagadnienia kursu realnego w powiązaniu z cenami i stopami procentowymi będzie przedmiotem dalszych rozważań. Realny kurs walutowy zwykło utożsamiać się z poziomem konkurencyjności gospodarki. W związku z tym będziemy posługiwać się następującą definicją kursu realnego.

Definicja. Realny kurs walutowy Q jest relacją rzeczywistego nominalnego kursu walutowego S względem teoretycznego nominalnego kursu równowagi $\bar{S}$, czyli:

$$Q \equiv \frac{S}{\bar{S}}. \quad (6.1)$$

Korzystając z własności logarytmu naturalnego, otrzymuje się:

$$q \equiv s - \bar{s}, \quad (6.2)$$

gdzie: $q \equiv \ln Q$, $s \equiv \ln S$, $\bar{s} \equiv \ln \bar{S}$.

Definicja (6.1) pozostaje w bezpośrednim związku z rozważaniami na temat podstaw analizy kursów walutowych przedstawionych w rozdziale 1 oraz z analizą parytetu PPP przedstawioną w rozdziale 3.

Zgodnie z warunkami podanymi w rozdziale 3, parytet PPP można w najprostszym przypadku utożsamiać z warunkami długookresowej równowagi dla kursu nominalnego ze względu na ceny. Można zatem przyjąć, że:

$$\bar{s} = p - p^*. \quad (6.3)$$

Zakłada się wówczas, że w długim okresie spełniony jest absolutny parytet PPP kursu walutowego w formie „silnej”, przy czym cena p dotyczy towarów handlowych. Mamy wówczas:

$$q \equiv s - p + p^*, \quad (6.4)$$

gdzie: s – nominalny kurs walutowy, p – poziom cen krajowych, p^* – poziom cen zagranicznych. Definicja (6.4) to najczęściej spotykana definicja kursu realnego, który poddaje się weryfikacji empirycznej. Określa ona odchylenia nominalnego kursu walutowego od parytetu PPP. Kurs taki stosuje się np. w równaniach importu i eksportu w roli zmiennej objaśniającej. Można podjąć próbę respecyfikowania funkcji kursu $\bar{s}$, która uwzględniałaby inne czynniki determinujące kurs długookresowy.

Niech d oznacza operator różnicowania. Przyjmując za punkt wyjścia równanie (6.3), można zapisać:

$$d\bar{s} = dp - dp^*. \quad (6.5)$$

Stąd (6.5) określa dynamikę kursu walutowego równowagi $\bar{s}$. Niech (6.5) służy do sformułowania oczekiwań względem zmiany kursu długookresowego. W związku z tym można zapisać:

$$E(d\bar{s}) = E(dp) - E(dp^*). \quad (6.6)$$

Wyrażenie (6.6) oznacza, że oczekiwana zmiana kursu walutowego równowagi jest różnicą oczekiwanych stóp inflacji w kraju i za granicą. Dodając stronami wyrażenia (6.3) i (6.6), otrzymuje się:

$$\bar{s} = p - p^* - E(d\bar{s}) + E(dp) - E(dp^*). \quad (6.7)$$

Następnie można przyjąć, że spełniony jest „niezabezpieczony” parytet stóp procentowych UIP (por. rozdział 4) dla kursu długookresowego:

$$E(d\bar{s}) = i - i^*, \quad (6.8)$$

gdzie: i oraz i^* – stopy procentowe w kraju i za granicą. W związku z (6.8), wyrażenie (6.7) można przedstawić w postaci:

$$\bar{s} = (p - p^*) - (i - i^*) + [E(dp) - E(dp^*)]. \quad (6.9)$$

W zależności od tego, jak formułowane są oczekiwania inflacyjne, na podstawie (6.9) można określać różne postacie kursu długookresowego $\bar{s}$. Przyjmując dalej, że $r \equiv i - E(dp)$, $r^* \equiv i^* - E(dp^*)$, gdzie r i r^* oznaczają odpowiednio krajową i zagraniczną realną stopę procentową, po uporządkowaniu wyrazów otrzymuje się:

$$\bar{s} = (p - p^*) - (r - r^*). \quad (6.10)$$

Wyrażenie (6.10) określa kurs długookresowy jako parytet PPP, skorygowany o dyferencjał realnych stóp procentowych.

Przyjmijmy, że:

$$E(dp) = \bar{i} \text{ oraz } E(dp^*) = \bar{i}^*. \quad (6.11)$$

Związki (6.11) stanowią, że oczekiwana stopa inflacji jest równa długoookresowej nominalnej stopie procentowej. Wówczas wyrażenie (6.10) można zapisać w postaci:

$$\bar{s} = (p - p^*) + [(\bar{i} - i) - (\bar{i}^* - i^*)]. \quad (6.12)$$

Niech $\mu \equiv \bar{i} - i$ oraz $\mu^* \equiv \bar{i}^* - i^*$ oznaczają strukturę terminową stóp procentowych w kraju i za granicą, stąd:

$$\bar{s} = (p - p^*) + (\mu - \mu^*). \quad (6.13)$$

Wykorzystując związki (6.2) i (6.13), otrzymuje się:

$$q \equiv s - [(p - p^*) + (\mu - \mu^*)]. \quad (6.14)$$

Wyrażenie (6.14) opisuje realny kurs walutowy q , stanowiący połączenie teorii parytetu PPP, parytetu UIP i struktury terminowej stóp procentowych. W tym ujęciu kurs realny został opisany jako odchylenie bieżącego kursu nominalnego od kursu długookresowego, określonego za pomocą czynników fundamentalnych dla rynku towarowego

i pieniężnego, a w szerszym kontekście również rynku finansowego. Należy zwrócić uwagę, że równanie (6.14) opisuje krótkookresowy kurs realny. W długim okresie mamy bowiem:

$$\bar{q} \equiv \bar{s} - p + p^* = 0, \quad (6.15)$$

gdyż $i = \bar{i}$ oraz $i^* = \bar{i}^*$.

W dotychczasowych rozważaniach dokonano interpretacji realnego kursu walutowego w powiązaniu z długookresowymi stopami procentowymi. Z oczywistych względów formuła (6.14) nie stanowi jedynego sposobu opisu kursu realnego. Należy bowiem zwrócić uwagę, że definicja kursu realnego (6.4) pozwala również na pokazanie zależności kursu nominalnego od kursu realnego. Takie sformułowanie problemu wskazuje na główne kanały transmisji czynników fundamentalnych na kurs walutowy.

Niech $\tilde{p}$ oznacza ogólny poziom cen w gospodarce krajowej, który jest ważoną sumą p i $s + p^*$ (De Grauwe 1996, MacDonald 2007):

$$\tilde{p} = \rho p + (1 - \rho)(s + p^*), \quad (6.16)$$

gdzie ρ oznacza udział krajowej produkcji w agregatowym indeksie cen. Biorąc pod uwagę (6.4) i (6.16), otrzymuje się wyrażenie dla nominalnego kursu s :

$$s = \tilde{p} - p^* + \rho q. \quad (6.17)$$

Na mocy (6.17) oczekiwany kurs nominalny ma postać:

$$E(s) = E(\tilde{p}) - E(p^*) + \rho E(q). \quad (6.18)$$

Zgodnie z (6.18), zmiany nominalnego kursu s są utrzymane w konwencji parytetu PPP, który był przedmiotem rozważań w rozdziale 3, skorygowanego o realny kurs walutowy. W zależności od sposobu wyrażenia funkcji dla cen $\tilde{p}$, p^* i czynników wpływających na kurs realny q , otrzymuje się różne postaci modeli dla kursu nominalnego (Mussa 1984, Frenkel i Mussa 1986).

Szczególną rolę w (6.18) odgrywa realny kurs walutowy q . Jest wiele modeli opisujących tę zmienną. Wcześniej zostało przedstawione jedno z takich rozwiązań. Teraz zostanie omówione podejście alternatywne.

W rozdziale 4 został omówiony parytet UIP w stosunku do kursu nominalnego. Podobną hipotezę można sformułować w odniesieniu do kursu realnego. Taką zależność otrzyma się po odjęciu od stron relacji UIP oczekiwanej zmiany różnicy stóp inflacji. Mamy zatem:

$$E(\dot{q}) = r - r^*, \quad (6.19)$$

gdzie: r – realna krajowa stopa procentowa, r^* – realna zagraniczna stopa procentowa, $\dot{q} \equiv dq / dt$. Można przyjąć, że dynamikę kursu realnego da się opisać w następujący sposób (Frankel 1979, Meese i Rogoff 1983b):

$$E(\dot{q}) = -\theta(q - \bar{q}), \quad \theta > 0, \quad (6.20)$$

gdzie: $\bar{q}$ – realny kurs walutowy równowagi. Podstawiając (6.19) do (6.20) oraz po uporządkowaniu wyrazów otrzymuje się wyrażenie ze względu na kurs realny q o postaci:

$$q = \bar{q} - \frac{1}{\theta}(r - r^*). \quad (6.21)$$

Można przyjąć, że kurs długookresowy jest stały, $\bar{q} = const$, jeśli założyć się, iż w długim okresie zachodzi PPP i ma zastosowanie ilościowa teoria pieniądza (Baxter 1994, Clarida i Gali 1994). Wówczas (6.21) oznacza odchylenia kursu realnego q od jego stanu równowagi $\bar{q}$ w kategoriach różnicy realnych stóp procentowych. Można również przyjąć, że kurs $\bar{q}$ nie jest stały, jest natomiast funkcją innych kategorii fundamentalnych $\mathbf{x}$:

$$\bar{q} = \bar{q}(\mathbf{x}). \quad (6.22)$$

Do zmiennych wektora $\mathbf{x}$ najczęściej zalicza się aktywa zagraniczne netto (*net foreign assets*, NFA) i wydajność czynników produkcji. Wy-

specyfikowanie zmiennej NFA wynika z teorii bilansu płatniczego, natomiast drugiej zmiennej z przyjęcia założenia o występowaniu efektu Balassy-Samuelsona. W konsekwencji, dodatkowe zmienne uwzględnia się w równaniu (6.21).

W kontekście równań (6.10), (6.13) i podobnego do nich równania (6.21), w ujęciu empirycznym można przeprowadzić analizę ich wersji stochastycznych o postaci:

$$q_t = \delta_0 + \delta_1 r_t + \delta_2 r_t^* + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2). \quad (6.23)$$

Ze względu na małą liczbę zmiennych, do estymacji parametrów równania (6.23) można wykorzystać metody analizy kointegracji.

Wczesne badania relacji (6.23), prowadzone w oparciu o dwustopniową metodę Engle'a-Grangera, nie wskazały na występowanie kointegracji (Meese i Rogoff 1988, Coughlin i Koedijk 1990, Edison i Pauls 1993). Dopiero zastosowanie metody Johansena pozwoliło na wykazanie istnienia statystycznie istotnej zależności. Podobnie jak w przypadku PPP, wyniki okazują się w dużym stopniu zależne od zastosowanej metody estymacji parametrów. Metody analizy kointegracji według Johansena zastosowali: Edison i Melick (1995), MacDonald (1997), MacDonald i Swagel (2000). Wykazali oni istnienie jednego wektora kointegracji w odniesieniu zarówno do stóp krótko- i długookresowych. Przedmiotem dyskusji w rozdziale 7 będzie empiryczna weryfikacja łącznej hipotezy PPP i UIP. Tę hipotezę można uznać za respecyfikację równania (6.23). W podobnym nurcie utrzymane są analizy przeprowadzone przez Johansena i Juselius (1992) oraz MacDonalda i Marsha (1997). W tych badaniach również potwierdzono występowanie wspomnianego związku, przy czym liczba wektorów kointegracji była większa od 1. To świadczy o istotności i stabilności związku (szerzej na ten temat: Dickey, Jansen i Thornton 1991).

Badania przy wykorzystaniu danych panelowych przeprowadzili MacDonald i Nagayasu (2000). Zastosowali analizę kointegracji panelowej i potwierdzili istnienie długookresowego związku przy założeniu, że kurs $\bar{q} = const$. Jak wspomniano wcześniej, uchylenie tego założenia

jest możliwe, co też zaowocowało zastosowaniem kointegracji. W tym przypadku zwiększyła się liczba zmiennych i, w ślad za tym, możliwość wystąpienia większej liczby wektorów kointegracji. Podobnie jak poprzednio, zastosowanie metody E-G nie przyniosło skutku w postaci wykazania istotnej zależności (Meese i Rogoff 1988, Coughlin i Koedijk 1990, Edison i Pauls 1993). Inne wnioski wynikają z zastosowania metody Johansena (Throop 1992, Edison i Melick 1995, MacDonald 1997, Clark i MacDonald 1998). W tych badaniach pokazano istotną i stabilną zależność kursu realnego od realnych stóp procentowych przy założeniu zmienności w czasie realnego kursu długookresowego. Dla przykładu, Clark i MacDonald (1998) w systemie siedmiu zmiennych dla efektywnego kursu dolara w okresie 1960–1996 wykazali istnienie dwóch wektorów kointegracji o postaci:

$$q = 4,595 + \underset{(0,014)}{0,084} \log(tot) + \underset{(0,04)}{2,701} bs + \underset{(0,10)}{1,237} nfa - \underset{(0,01)}{0,004} \lambda + u_1, \quad (6.24)$$

$$r = r^* - \underset{(0,003)}{0,014} + u_2, \quad (6.25)$$

gdzie: *tot* – indeks *terms of trade*, *bs* – relacja indeksów CPI do PPI w kraju i za granicą, *nfa* – aktywa zagraniczne netto, λ – premia za ryzyko, zaś w nawiasach podano oceny błędów standardowych, $u_1, u_2 \sim I(0)$. W tych równaniach wszystkie oceny parametrów mają poprawny znak i z wyjątkiem λ są istotne statystycznie.

W równaniu (6.23), szczególnie w oparciu o analizę kointegracji, nie powinno przyjmować się, że $\delta_1 = -\delta_2$. Gdyby bowiem różnica realnych stóp procentowych była stacjonarna, $(r - r^*) \sim I(0)$, to ze względu na stacjonarność $\varepsilon \sim I(0)$, kurs realny również musiałby być stacjonarny, $q \sim I(0)$. Jak pokazano w rozważaniach na temat PPP, kurs realny jest niestacjonarny, $q \sim I(1)$. Stąd w najprostszym przypadku powinno się przyjąć założenie, że $q \sim I(1)$, $r \sim I(1)$ i $r^* \sim I(1)$.

W takim systemie może występować kointegracja. Na powyższą kwestię zwrócił uwagę Baxter (1994).

Podjęto również próby bezpośredniej weryfikacji stochastycznej wersji równania (6.17). MacDonald (1999b) oszacował następujące równanie:

$$\begin{aligned} \bar{s} = & \delta_0 \bar{m} + \delta_1 \bar{y} + \delta_2 \bar{p}^* + \delta_3 (\bar{i}^* + \bar{\lambda}) \\ & + \delta_4 \bar{tnt} + \delta_5 \bar{tot} + \delta_6 \bar{A} + \varepsilon \end{aligned} \quad (6.26)$$

$$\delta_0, \delta_3 > 0, \quad \delta_1, \delta_2, \delta_4, \delta_5, \delta_6 < 0,$$

gdzie: m – podaż pieniądza, y – dochód realny, p^* – indeks cen zagranicznych, i^* – zagraniczna stopa procentowa, λ – premia za ryzyko, tnt – relacja cen towarów niehandlowych, tot – indeks *terms of trade*, A – aktywa zagraniczne netto. Stosując metodę Johansena do równania (6.26), MacDonald otrzymał istotne wektory kointegracji dla kursów efektywnych głównych walut w okresie 1973–1993. Przykładowo, w odniesieniu do jena japońskiego uzyskał cztery wektory kointegracji. Po nałożeniu warunków na identyfikowalność systemu otrzymał następujące relacje:

$$s = -1,47 \underset{(0,08)}{p^*} + 0,06 \underset{(0,004)}{i^*} - 1,08 \underset{(0,16)}{tnt} + u_1, \quad (6.27)$$

$$m = 2,13 \underset{(0,03)}{y} + 0,11 \underset{(0,02)}{p^*} + u_2, \quad (6.28)$$

$$nfa = 5,26 \underset{(0,29)}{tot} + u_3, \quad (6.29)$$

$$tnt = 0,34 \underset{(0,02)}{tot} + u_4. \quad (6.30)$$

Błędy standardowe podano w nawiasach, $u_i \sim I(0)$, $i = 1, \dots, 4$. Równanie (6.27) opisuje nominalny kurs walutowy, równanie (6.28) jest relacją dla rynku pieniężnego, równanie (6.29) opisuje aktywa zagraniczne netto, natomiast (6.30) stanowi relację pomiędzy indeksem *terms of trade* a realnym kursem walutowym.

Istotne z punktu widzenia analizy realnego kursu walutowego jest oddzielenie trwałych zmian długookresowych (*permanent components*) od krótkookresowej zmienności (*temporary components*). W tym celu stosuje się jedno- i wielowymiarowe metody dekompozycji szeregów czasowych. Do najczęściej stosowanych metod w analizie kursów walutowych zalicza się metodę Beveridge'a-Nelsona (B-N) (Beveridge i Nelson 1981) i strukturalny model VAR z nałożonymi długookresowymi warunkami identyfikowalności według Blancharda i Quaha (1989). Przegląd tych metod zawiera opracowanie Endersa (1995).

Metodę B-N stosowali w swoich pracach m.in.: Huizinga (1987), Cumby i Huizinga (1990), Baxter (1994), Clarida i Gali (1994). Huizinga (1987) w odniesieniu do głównych walut stwierdził, że 90% ich zmienności ma charakter trwały. W konsekwencji zaproponował, aby zmiany trwale utożsamiać ze zmianami stanu równowagi, wokół którego zachodzi krótkookresowa zmienność. Podobne wnioski wyciągnęli Cumby i Huizinga (1990), którzy stwierdzili znaczne odchylenia głównych kursów realnych opartych na dolarze od stanu równowagi otrzymanego z dekompozycji B-N. Według nich odchylenia od stanu równowagi mają charakter cykliczny.

Czynniki wpływające na realny kurs walutowy można podzielić na realne, związane z postępem technologicznym, i nominalne, związane z rynkiem kapitałowym. Bezpośredniej oceny wpływu tych czynników można dokonać szacując strukturalny model VAR. W tym podejściu stosuje się metodę Blancharda i Quaha (1989). Wśród prac, które wywarły silny wpływ na badania kursów realnych w kontekście dekompozycji szeregów czasowych w powyższym nurcie, jest opracowanie Claridy i Gali (1994). Clarida i Gali wykorzystali strukturalny model VAR (SVAR). Poprzez odpowiedni dobór zmiennych określili wpływ zakłócenia popytowego, podażowego i pieniężnego na realny kurs walutowy. Ich model SVAR opiera się na respecyfikacji modelu Mundella-Fleminga-Dornbuscha (M-F-D). Pod uwagę wzięli wektor zmiennych $\mathbf{z}_t = [\Delta y_t, \Delta q_t, \pi_t]$, gdzie y – relacja dochodu, q – realny kurs walutowy, π – relacja stóp inflacji. Kurs walutowy i pozostałe zmienne doty-

czyły gospodarek: Japonii, Kanady, Niemiec, Wielkiej Brytanii i USA, przy czym relacje zostały wyrażone względem USA w okresie 1974Q1–1992Q1. Główny wniosek z analizy reakcji modelu na bodźce podażowe, popytowe i monetarne sprowadza się do stwierdzenia, że zakłócenia popytowe i monetarne wyjaśniają większą część zmienności kursu walutowego. MacDonald i Swagel (2000) również zastosowali podejście Claridy i Gali (1994) w odniesieniu do realnych kursów efektywnych: marki niemieckiej, jena japońskiego, funta brytyjskiego i dolara USA. Zaproponowali alternatywną metodę pomiaru realnego kursu równowagi, traktując sumę zakłóceń popytowych i pieniężnych jako czynnik związany z cyklem koniunkturalnym. Następnie poprzez odjęcie tych wahań cyklicznych od rzeczywistego kursu realnego otrzymali kurs równowagi związany z czynnikami podażowymi. Podobnie Clark i MacDonald (2000), którzy przedstawili metodę dekompozycji realnego kursu walutowego na podstawie modelu VAR. Kurs równowagi nazwali kursem PEER (*permanent equilibrium exchange rate*). W odróżnieniu od prac wykorzystujących modele SVAR, podejście PEER nie opiera się na dekompozycji B-Q, lecz na metodzie dekompozycji zaproponowanej przez Gonzalo i Grangera (1995), wykorzystującej kointegrację zmiennych. Tę metodę dekompozycji zastosowali również Alberola i in. (1999) oraz Hoffman i MacDonald (2000).

W związku ze zróżnicowaniem siły wpływu wyżej wymienionych rodzajów zakłóceń, niektórzy autorzy rozszerzyli zakres oddziaływania zmiennych poprzez umieszczenie w wektorze $\mathbf{z}$ kolejnych zmiennych. W tym nurcie osadzona jest praca Webera (1998), który przedstawił krytykę podejścia Claridy i Gali oraz zaproponował rozszerzenie zbioru zmiennych odpowiedzialnych za zakłócenia wpływające na realny kurs walutowy. Weber (1998) uwzględnił następujące zmienne $\mathbf{z}_t = [\Delta l_t, \Delta y_t, \Delta q_t, \Delta(m_t - p_t), \pi_t]$, gdzie l – podaź pracy, m – podaź pieniądza, natomiast pozostałe zmienne zostały omówione wcześniej. Również Rogers (1999) wprowadził nowe zmienne do wektora $\mathbf{z}$. Umieścił w nim udział wydatków rządowych w dochodzie i zamienił inflację na podaź pieniądza. Rogers potwierdził wnioski innych auto-

rów. Detken i in. (2002) również rozszerzyli model Claridy i Gali, uwzględniając w wektorze $\mathbf{z}$ zatrudnienie, udział wydatków rządowych w PKB i długookresową stopę procentową. Podobnie jak w oryginalnym podejściu Claridy i Gali, wszystkie zmienne w wektorze $\mathbf{z}$ zostały wyrażone względem swoich zagranicznych odpowiedników.

Prace empiryczne, stosujące podejście VAR lub SVAR do dekompozycji realnego kursu walutowego, są zgodne w tym, że zakłócenia podażowe nie mają dużego wpływu na wariancję kursów realnych głównych walut. Przy czym propagacja wpływu poszczególnych zakłóceń – podażowych, popytowych i pieniężnych – jest silnie uzależniona od zastosowanej próby i zbioru zmiennych.

W tym rozdziale zostały przedstawione podstawowe zagadnienia związane z realnym kursem walutowym. Pokazano, że modelowanie tego kursu prowadzi do jego dekompozycji na składowe krótko- i długookresowe. Te ostatnie są szczególnie istotne, gdyż kurs stanowiący wypadkową tych wahań zwykle utożsamiać się z kursem równowagi. Modelowanie kursów równowagi stanowi ogniwo procesu modelowania o istotnym znaczeniu dla równowagi wewnętrznej i zewnętrznej w gospodarce. Tym zagadnieniom jest poświęcony rozdział 7.

7

Kursy walutowe równowagi

7.1. Wprowadzenie

Silne umacnianie się złotego względem euro i dolara w ostatnich latach, a szczególnie po przystąpieniu Polski do Unii Europejskiej (UE), spowodowało wzrost zainteresowania ekonomistów modelami kursów walutowych równowagi (Kelm 2001, 2004, Chmielewski 2003, Przystupa 2003, 2009, Milo i Wrzesiński 2004, Rubaszek 2004, Kelm i Bęza-Bojanowska 2005, Milo i Rutkowska 2005, 2006, Wdowiński 2005b, c, Rubaszek, Serwa i Marcinkowska-Lewandowska 2009). Tocząca się dyskusja nabrała szczególnego znaczenia w perspektywie przystąpienia Polski do systemu ERM2 (*exchange rate mechanism*) i w konsekwencji do strefy euro.

W kształtowaniu się kursów walutowych należy zwrócić uwagę na dwie podstawowe kwestie. Po pierwsze, kursy walutowe cechują się dużą zmiennością (*volatility*), szczególnie wyraźną w pomiarze dziennym. Po drugie, kursy dość często odchylają się od stanu równowagi i te odchylenia mogą być długotrwałe (*misalignment*). Jednym z pierwszych ekonomistów, który to zauważył, był Williamson (1983a, b), opisując szeroko różne podejścia do modelowania kursów walutowych równowagi.

W tym rozdziale zostanie przedstawiona teoria oraz przegląd badań empirycznych nad kursami walutowymi równowagi, w tym również własne badania dotyczące kursu euro.

7.2. Model bilansu płatniczego

W warunkach całkowicie płynnego kursu walutowego, przy założeniu braku interwencji na rynku walutowym, zachodzi równowaga bilansu płatniczego. Można to opisać następującym wzorem (Johnson 1972, MacDonald 2000):

$$CA + CAPA \equiv 0, \quad (7.1)$$

gdzie: CA – saldo rachunku obrotów bieżących, $CAPA$ – saldo rachunku obrotów kapitałowych. Saldo CA można przedstawić w następujący sposób:

$$CA = (X - M) + r \cdot NFA, \quad (7.2)$$

gdzie: X – eksport, M – import, r – stopa zwrotu z aktywów zagranicznych netto, NFA – aktywa zagraniczne netto. Zapisując równanie (7.2) w kategoriach odchyień od ustalonego stanu początkowego względem eksportu i importu (Uhlig 1995 oraz dodatek A), otrzymuje się:

$$CA = \bar{X}(1 + \dot{x}) - \bar{M}(1 + \dot{m}) + r \cdot NFA, \quad (7.3)$$

gdzie $\bar{X}$ i $\bar{M}$ oznaczają ustalony stan początkowy (*steady state*) odpowiednio eksportu i importu, natomiast $\dot{x} \equiv \ln X - \ln \bar{X}$ i $\dot{m} \equiv \ln M - \ln \bar{M}$. Przyjmując dla uproszczenia, że $\bar{X} = \bar{M} = 1$, można zapisać, że:

$$CA = x - m + r \cdot NFA, \quad x \equiv \ln X, \quad m \equiv \ln M. \quad (7.4)$$

Następnie należy przyjąć klasyczne zależności dla eksportu i importu o postaci funkcji potęgowej:

$$X = (Y^*)^\alpha \left(\frac{P}{SP^*} \right)^\beta, \quad \alpha > 0, \quad \beta < 0, \quad (7.5)$$

$$M = (Y)^\gamma \left(\frac{SP^*}{P} \right)^\lambda, \quad \gamma > 0, \quad \lambda < 0, \quad (7.6)$$

gdzie: Y – krajowy dochód narodowy, Y^* – zagraniczny dochód narodowy, P – krajowy poziom (indeks) cen, P^* – zagraniczny poziom (indeks) cen, S – nominalny kurs walutowy. Równania (7.5) i (7.6) po zlogarytmowaniu stronami przyjmują postać:

$$x = \alpha y^* - \beta(s - p + p^*), \quad (7.7)$$

$$m = \gamma y + \lambda(s - p + p^*). \quad (7.8)$$

Wówczas równanie (7.4) można zapisać:

$$CA = \alpha y^* - \beta(s - p + p^*) - \gamma y - \lambda(s - p + p^*) + r \cdot NFA. \quad (7.9)$$

Saldo rachunku obrotów kapitałowych $CAPA$ można przedstawić za pomocą następującej funkcji (Frenkel i Rodriguez 1982, MacDonald 2000):

$$CAPA = \theta[i - i^* - E(\dot{s})], \quad 0 < \theta < \infty. \quad (7.10)$$

Podstawiając związki (7.9) i (7.10) do warunku (7.1), po uporządkowaniu wyrazów, otrzymuje się następujące równanie ze względu na nominalny kurs walutowy s :

$$s = (p - p^*) - \frac{1}{\phi} \left(\gamma y - \alpha y^* - r \cdot NFA - \theta[i - i^* - E(\dot{s})] \right), \quad (7.11)$$

$$\phi \equiv \beta + \lambda < 0.$$

Równanie (7.11) opisuje kurs walutowy, który utrzymuje bilans płatniczy w równowadze. W tym kontekście jest to kurs walutowy równowagi. Estymacja parametrów tego równania jest możliwa po zdefiniowaniu oczekiwań względem zmiany kursu walutowego $E(\dot{s})$.

Za pomocą parametru ϕ opisuje się warunek Marshalla-Lernera-Robinson (M-L-R) (Gärtner 1993), który stanowi, że wzrost nominalnego kursu walutowego wpływa na poprawę warunków handlu. Zakłada się, że ten warunek zachodzi wówczas, gdy:

$$|\beta| + |\lambda| > 1. \quad (7.12)$$

W odniesieniu do warunku M-L-R można posłużyć się ogólnymi postaciami funkcji importu i eksportu (por. (7.5) i (7.6)), stąd:

$$X = X(Y^*, Q), \quad \frac{\partial X}{\partial Y^*} > 0, \quad \frac{\partial X}{\partial Q} > 0, \quad (7.13)$$

$$M = M(Y, Q), \quad \frac{\partial M}{\partial Y} > 0, \quad \frac{\partial M}{\partial Q} < 0, \quad (7.14)$$

gdzie: $Q \equiv \frac{SP^*}{P}$ – realny kurs walutowy.

Przyjmuje się wysoką elastyczność podaży towarów w kraju i za granicą. Wówczas bez względu na poziom produkcji, poziomy cen P i P^* pozostają stałe, bezrobocie zaś ma charakter keynesowski.

Jeśli eksport i import zależą od kursu realnego Q , to zależą również od kursu nominalnego. Można się zatem zastanowić, w jakich warunkach następuje poprawa salda rachunku obrotów bieżących ze względu na deprecjację waluty krajowej. Jeśli wzrost kursu walutowego wpływa na obniżenie poziomu cen wyrażonych w walucie zagranicznej, to przy stałym poziomie cen ma wpływ na wzrost eksportu. Jednocześnie deprecjacja skutkuje obniżeniem popytu na import i spadkiem jego wolumenu, w następstwie czego następuje dalsza poprawa na rachunku obrotów bieżących. Należy jednak zauważyć, że wzrost cen transakcyjnych w imporcie powoduje wzrost wartości importu i w konsekwencji pogorszenie się salda rachunku obrotów bieżących. Zatem wzrost kursu walutowego może, lecz nie musi, doprowadzić do nadwyżki eksportu nad importem. Decyduje o tym wielkość elastyczności importu i eksportu względem nominalnego kursu walutowego. W konsekwencji należy poddać analizie następujące wyrażenie:

$$P \frac{\partial X}{\partial S} - SP^* \frac{\partial M}{\partial S} - P^* M > 0. \quad (7.15)$$

Z warunku (7.15) wynika, że jeśli zmiana wolumenu eksportu i importu, powstała na skutek wzrostu nominalnego kursu walutowego, przewyższa efekt cenowy w imporcie, to pojawia się nadwyżka na rachunku obrotów bieżących.

W celu przeanalizowania tego zjawiska przyjmuje się, że bilans handlowy znajduje się w równowadze, co oznacza, że $X = M$ oraz że zachodzi parytet PPP, tj. $Q \equiv 1$. Po uwzględnieniu powyższych warunków w równaniu (7.15) oraz rozszerzając dwa pierwsze wyrazy o M , otrzymuje się następujące wyrażenie:

$$P^* M \frac{\partial X}{\partial S} \frac{S}{X} - P^* M \frac{\partial M}{\partial S} \frac{S}{M} - P^* M > 0. \quad (7.16)$$

Wyciągając poza nawias wyrażenie $P^* M > 0$, otrzymuje się:

$$P^* M \left(\frac{\partial X}{\partial S} \frac{S}{X} - \frac{\partial M}{\partial S} \frac{S}{M} - 1 \right) > 0. \quad (7.17)$$

Z warunku (7.17) wynika, że wyrażenie w nawiasie powinno być dodatnie, aby wzrost nominalnego kursu walutowego spowodował poprawę salda obrotów bieżących. Jeżeli oznaczy się przez κ_S^X i κ_S^M elastyczności odpowiednio eksportu i importu względem nominalnego kursu walutowego, to otrzyma się:

$$\left| \kappa_S^X \right| + \left| \kappa_S^M \right| > 1, \quad (7.18)$$

co sprowadza się do warunku (7.12).

Warunek (7.18) nazywa się warunkiem Marshalla-Lernera-Robinson (Marshall 1923, Robinson 1937, Lerner 1944). W podanych warunkach na skutek nominalnej deprecjacji waluty krajowej następuje wzrost salda rachunku obrotów bieżących.

7.3. Model CHEER: połączenie parytetów PPP i UIP

7.3.1. Wprowadzenie

Z rozważań w rozdziałach 3 i 5 wynika, że proporcjonalność pomiędzy poziomami cen a kursem walutowym zachodzi w długim okre-

sie, jeśli zmiana cen ma podłoże monetarne. Warto zauważyć, co było szeroko omówione w rozdziale 5, że kurs walutowy zmienia się również na skutek zakłóceń zmiennych sfery realnej gospodarki. Rozważania w tym podrozdziale opierają się na pracy Wdowińskiego (2005c).

Jak pokazano w rozdziałach 3, 4 i 5, trudno jest postrzegać zmiany kursu walutowego przez pryzmat wyłącznie klasycznej teorii parytetu PPP lub UIP. Na kształtowanie się kursu walutowego mogą mieć wpływ również inne czynniki. Można do nich zaliczyć zmiany wydajności pracy i jednostkowych kosztów pracy, które mają wpływ na poziom cen.

W literaturze przedmiotu można znaleźć wiele przykładów modeli uwzględniających modyfikacje klasycznych teorii kursów walutowych, w tym PPP i UIP. Są to modele obejmujące zmienne sfery realnej (Balassa 1964, Samuelson 1964, Obstfeld 1995, Rogoff 1996, MacDonald 2000, Halpern i Wyplosz 2001), w tym z zastosowaniem metod analizy kointegracji (Karfakis 1991, MacDonald i Taylor 1994a, Diamandis i Kouretas 1996, Culver i Papell 1999, Doroodian, Jung i Boyd 1999, MacDonald i Nagayasu 2000, Tawadros 2001, Groen 2002).

W następnym podrozdziale zostanie przedstawiony model kursu walutowego równowagi w sensie PPP-UIP wraz z empiryczną weryfikacją w oparciu o klasyczną analizę regresji i analizę kointegracji według Johansena.

7.3.2. Podstawy teoretyczne

Prezentowany teraz model równowagi został zaproponowany i empirycznie zweryfikowany w pracach następujących ekonomistów: Juselius (1991, 1995), Johansen i Juselius (1992), MacDonald i Marsh (1997, 1999), Juselius i MacDonald (2004, 2007) (por. również Kębłowski i Welfe 2010 w odniesieniu do gospodarki Polski). Jest on znany pod nazwą CHEER (*capital enhanced equilibrium exchange rate*). Model CHEER to model, w którym połączono teorie parytetu PPP i UIP. Model CHEER jest modelem hybrydowym, w którym absolutny parytet PPP został rozszerzony o przepływy kapitałowe związane z zależ-

nością UIP. Dalej zaprezentowano model kursu walutowego równowagi, stanowiący własną modyfikację podejścia oryginalnego.

Z rozdziałów 3 i 6 wiadomo, że teoria parytetu PPP łączy kurs walutowy z relacją cen krajowych i zagranicznych:

$$\bar{s} = p - p^*, \quad (7.19)$$

gdzie $\bar{s}$ traktuje się jako kurs walutowy równowagi w sensie PPP. Ponadto, wyrażenie $q \equiv \bar{s} - p + p^*$ określa się mianem realnego kursu walutowego.

Wiadomo ponadto, że na krótkookresową dynamikę kursu walutowego mają wpływ również kategorie rynku finansowego. Zapiszmy ponownie formułę parytetu stóp procentowych UIP, przedstawioną szczegółowo w rozdziale 4:

$$E(\dot{s}) = i - i^*, \quad (7.20)$$

gdzie $E(\dot{s})$ oznacza oczekiwane tempo zmian nominalnego kursu walutowego, natomiast i oraz i^* to nominalne stopy procentowe w kraju i za granicą. Dalej przyjmuje się, że uczestnicy rynku kształtują oczekiwania względem nominalnego kursu walutowego regresywnie¹, tj. oczekują, że do dewaluacji (rewaluacji) dochodzi, gdy kurs bieżący s jest niższy (wyższy) od kursu równowagi. Mamy zatem (Pentecost 1993):

$$E(\dot{s}) = -\theta(s - \bar{s}) \text{ i } \theta > 0. \quad (7.21)$$

Z formuł (7.20) i (7.21) po uporządkowaniu wyrazów wynika, że (Bhandari 1983):

$$s = \bar{s} - \frac{1}{\theta}(i - i^*). \quad (7.22)$$

Jeśli $\theta \rightarrow \infty$, to $s \rightarrow \bar{s}$ i kurs bieżący osiąga równowagę. Parametr θ można zatem traktować jako poziom mobilności kapitału, przy czym

¹ W podrozdziale 5.3.2 podano warunki, w których odpowiedni dobór parametru θ sprowadza oczekiwania regresywne do formuły przewidywania doskonałego.

doskonała mobilność oznacza $\theta \rightarrow \infty$. Zakładając, że kurs walutowy równowagi $\bar{s}$ został zdefiniowany w (7.19), otrzymuje się następującą postać równania dla nominalnego kursu walutowego:

$$s = p - p^* - \frac{1}{\theta}(i - i^*). \quad (7.23)$$

W równaniu (7.23) połączono czynniki pochodzące z realnej i nominalnej sfery gospodarki. Wynika z niego dodatnia zależność między krajowym poziomem cen a kursem walutowym i ujemna zależność między krajową stopą procentową a kursem walutowym. Wzrost tej stopy powyżej stopy zagranicznej powoduje spadek kursu bieżącego poniżej kursu równowagi i powstanie oczekiwań jego dewaluacji w przyszłości. W tym kontekście model (7.23) jest tożsamy z modelem Dornbuscha, przedstawionym w podrozdziale 5.3.2.

Zgodnie z (7.23) podejście CHEER specyfikuje odchylenia kursu od parytetu PPP, związane z różnicą stóp procentowych. W tym modelu kurs walutowy jest wynikiem interakcji zmiennych zaliczanych do rachunków obrotów bieżących i kapitałowych. Przypomina zatem podejście bilansu płatniczego, lecz nie specyfikuje innych, ważnych czynników fundamentalnych o charakterze realnym. Przyjmując to podejście, można postawić hipotezę, że trwałe odchylenia kursów nominalnych od parytetu PPP wymagają wyspecyfikowania dodatkowych czynników, do których, w tym przypadku, należą stopy procentowe.

Weryfikację empiryczną modelu CHEER można przeprowadzić stosując analizę kointegracji. Wówczas analizuje się wektor zmiennych:

$$\mathbf{z}_t = [s_t, p_t, p_t^*, i_t, i_t^*]. \quad (7.24)$$

W tym systemie mogą występować co najwyżej cztery stacjonarne kombinacje liniowe zmiennych. Otrzymanie więcej niż jednego wektora kointegracji wymaga nałożenia warunków identyfikowalności. Właśnie z problemem identyfikowalności spotkali się niektórzy autorzy. W tym systemie trudno bowiem zadbać o poprawną interpretację ekonomiczną niektórych związków, gdyż występują tu ograniczone możliwości testo-

wania innych teorii poza PPP, biorąc pod uwagę, że związek określono względem poziomów zmiennych.

Problem kointegracji zmiennych w wektorze (7.24) został postawiony w pracy MacDonalda i Marsha (1999) w odniesieniu do kursów głównych walut wyrażonych względem dolara w okresie 1974M1–1992M12. W każdym przypadku autorzy otrzymali dwa istotne wektory kointegracji. Dla przykładu, w odniesieniu do kursu marka/dolar otrzymano następujące równanie związane z pierwszym wektorem:

$$s_t = p_t - p_t^* - 7,33(i_t - i_t^*) + u_t, \quad (7.25)$$

gdzie u_t oznacza stacjonarne reszty równania ($u_t \sim I(0)$).

W przypadku drugiego wektora napotkano na problem identyfikowalności, który został rozwiązany w pracy MacDonalda i Marsha (2004) poprzez zwiększenie liczby zmiennych w wektorze (7.24). Dodatkowe zmienne wyrażały ściśle związki kapitałowe pomiędzy największymi gospodarkami. To podejście nie odbiegało zasadniczo od idei połączenia parytetów PPP i UIP.

Próbę analizy modelu CHEER z uwzględnieniem propozycji Frankela (1979) podjęli Juselius i MacDonald (2007), którzy do wektora (7.24) zaliczyli stopy krótko- i długookresowe w odniesieniu do kursu marka/dolar. Autorzy potwierdzili występowanie kointegracji pomiędzy zmiennymi. W ten sposób pokazali, że realny kurs walutowy nie jest stacjonarny, o ile nie wprowadzi się do systemu różnicy stóp procentowych. Zgodnie z tym, o czym już wspomniano w rozdziałach 3 i 5, model PPP można uważać za źle wyspecyfikowany w krótkim i średnim okresie, zanim zaistnieją wszystkie zmiany dostosowawcze.

Przedstawiony model CHEER można respecyfikować uwzględniając dekompozycję PPP. W najprostszym bowiem przypadku przyjęto, zgodnie z (7.19) i (7.22), że zachodzi absolutny parytet PPP w formie silnej. Można podjąć próbę przedstawienia relacji (7.19) w postaci uwzględniającej czynniki wpływające na p i p^* . To podejście stanowić może uzupełnienie i rozszerzenie podejścia kursów równowagi CHEER. Dalsza propozycja różni się od już omawianej tym, że parytet PPP

został wyrażony za pomocą odpowiednich różnic jednostkowych kosztów pracy i wydajności pracy.

Przyjmijmy (Wdowiński 2005c), że płaca przeciętna ($\bar{w}$) w sektorze produkcyjnym zależy od ceny (p) i wydajności pracy (v). Mamy wówczas (Welfe W. i Welfe A. 2004):

$$\bar{w} = \phi p + \sigma v, \quad \phi > 0 \text{ i } \sigma > 0. \quad (7.26)$$

Warunek (7.26) można zapisać w postaci przyrostów:

$$d\bar{w} = \phi dp + \sigma dv. \quad (7.27)$$

W przypadku pełnej indeksacji cenowej płac, tj. gdy $\phi = 1$, dodatni wzrost wydajności pracy przynosi wzrost płac realnych, niezależny od zmian cen. W praktyce na ogół ma się do czynienia z sytuacją, w której suma elastyczności $\phi + \sigma > 1$ (Welfe 2001, Welfe W. i Welfe A. 2004).

Jednostkowy koszt pracy z można przedstawić jako różnicę stawki płac $\bar{w}$ i wydajności pracy v .

$$z = \bar{w} - v. \quad (7.28)$$

Warunek (7.28) można, podobnie jak warunek (7.26), zapisać w postaci przyrostów:

$$dz = d\bar{w} - dv. \quad (7.29)$$

Podstawiając (7.27) do (7.29), otrzymuje się:

$$dz = \phi dp - (1 - \sigma)dv. \quad (7.30)$$

Na ogół szybkiemu wzrostowi wydajności pracy v towarzyszy spadek jednostkowych kosztów pracy ($dz < 0$). Wówczas następuje również wzrost płacy realnej $\bar{w} - p$. Stąd wzrost wydajności pracy stanowi ważny czynnik ograniczający wzrost jednostkowych kosztów pracy, osłabiający presję kosztową na inflację.

Korzystając z warunku (7.26) i zapisując go ze względu na cenę p , otrzymuje się:

$$p = \frac{1}{\phi} \bar{w} - \frac{\sigma}{\phi} v, \quad \phi + \sigma > 1. \quad (7.31)$$

Przyjmuje się ponadto, że ten sam warunek występuje dla gospodarki zagranicznej i można go zapisać w postaci:

$$p^* = \frac{1}{\phi^*} \bar{w}^* - \frac{\sigma^*}{\phi^*} v^*, \quad \phi^* > 0 \text{ i } \sigma^* > 0, \quad \phi^* + \sigma^* > 1. \quad (7.32)$$

Korzystając z (7.19) i (7.28) oraz zakładając, że $\phi = \phi^*$ i $\sigma = \sigma^*$, po uporządkowaniu wyrazów, w warunkach pełnej indeksacji cenowej, tj. przy $\phi = 1$, otrzymuje się następujące wyrażenie dla kursu równowagi $\bar{s}$:

$$\bar{s} = (z - z^*) + (1 - \sigma)(v - v^*). \quad (7.33)$$

W równaniu (7.33) zakłada się, że długookresowy kurs równowagi $\bar{s}$ zależy od czynników występujących po stronie gospodarki realnej, do których zostały zaliczone jednostkowe koszty pracy z i wydajność pracy v . Relację (7.33) dla kursu równowagi $\bar{s}$ można wykorzystać w równaniu (7.22) i zmodyfikować model (7.23).

Biorąc pod uwagę zmodyfikowane równanie o postaci (7.33), dokonano weryfikacji empirycznej następującego modelu (Wdowiński 2005c):

$$s_t = a_0 + a_1(z_t - z_t^*) + a_2(v_t - v_t^*) + a_3(i_t - i_t^*) + u_t, \quad (7.34)$$

gdzie: i – krajowa stopa procentowa, i^* – zagraniczna stopa procentowa, $a_1, a_2 > 0$, $a_3 < 0$, u – gaussowskie zakłócenia równania. W tab. 7.1 podano wyniki estymacji (MNK) równania (7.34) dla kursu dolara (próba: 1997Q1–2002Q4, 24 obs.). W pierwszym wierszu tab. 7.1 zapisano oceny parametrów oraz wartości statystyk, zaś w drugim (kursywą) statystyki t oraz poziomy prawdopodobieństwa testów.

Tab. 7.1. Wyniki estymacji modelu parytetu PPP-UIP dla kursu dolara

Wyraz wolny	Jedn. koszt pracy	Wyd. pracy	Stopa proc.	Se	J-B	D-W	B-G	ARCH	WHITE	CHOW	(A)DF	R2 skor.
1,17	0,62	0,42	-0,01	0,03	0,62	2,08	0,35	0,08	2,72	0,28	-4,50	0,91
19,13	8,30	6,04	-3,16		0,73		0,55	0,78	0,84	0,88		

Źródło: Wdowiński (2005c).

Można zauważyć, że oceny parametrów mają poprawny znak, zgodny z założeniami modelu (7.34). Pod względem statystycznym równanie cechuje się wysoką jakością. Reszty mają rozkład normalny i nie stwierdza się w nich autokorelacji. Ponadto, nie stwierdza się efektu ARCH i heteroskedastyczności w składniku resztowym. Można również wnioskować, że reszty są stacjonarne, $I(0)$, a więc badaną relację można uznać za skointegrowaną w zgodzie z testem Engle’a-Grangera. Parametry są ponadto stabilne w sensie testu Chowa.

Na podstawie przedstawionych szacunków stwierdza się, że wzrost *ceteris paribus* jednostkowych kosztów pracy (z) prowadził w okresie 1997–2002 do wzrostu kursu walutowego dolara. Podobny efekt wywoływał wzrost wydajności pracy (v). Wzrost krajowej stopy procentowej prowadził z kolei do aprecjacji złotego względem dolara. Niska wartość parametru $a_3 = -0,01$ wskazuje na dość wysoki poziom mobilności kapitału w Polsce w analizowanym okresie.

Treść merytoryczna i statystyczna oszacowanego równania nie budzi zastrzeżeń, model zaś można traktować jako alternatywny predyktor kursu walutowego dolara.

Wyniki oszacowań (MNK) dla kursu euro przedstawia tab. 7.2 (oznaczenia jak w tab. 7.1) (próba: 1995Q1–2002Q4, 32 obs.).

Tab. 7.2. Wyniki estymacji modelu parytetu PPP-UIP dla kursu euro

Wyraz wolny	Jedn. koszt pracy	Se	J-B	D-W	B-G	ARCH	WHITE	CHOW	(A)DF	R2 skor.
1,14	0,51	0,02	0,12	1,89	0,04	0,00	1,15	0,88	-5,31	0,94
124,97	20,73		0,94		0,84	0,99	0,95	0,49		

Źródło: Wdowiński (2005c).

Nie udało się znaleźć predyktora, który zawierałby wszystkie zmienne z równania (7.34). Statystycznie istotny wpływ uwidocznił się w przypadku jednostkowych kosztów pracy. Jednak model cechuje się dobrymi własnościami statystycznymi, przewyższającymi na ogół własności równania w przypadku kursu dolara. Patrząc na ocenę parametru stojącego przy jednostkowych kosztach pracy, można stwierdzić, że kurs dolara reagował silniej w badanym okresie na zmiany tych kosztów niż kurs euro, gdyż elastyczności są odpowiednio równe 0,62 i 0,51. Należy zauważyć, że jednostkowe koszty pracy można traktować jako alternatywny deflator cen, obok zbadanych w rozdziałach 3 i 5 indeksów cen konsumpcji CPI, produkcji PPI i deflatora PKB. W tym kontekście równanie to bezpośrednio prowadzi do weryfikacji teorii parytetu siły nabywczej PPP. Można w związku z tym zauważyć, że względem tak zdefiniowanego deflatora następował *ceteris paribus* spadek realnego kursu walutowego.

Z dotychczas przedstawionych badań wynika, że niełatwo zaobserwować absolutny parytet PPP w postaci silnej. Problem może tkwić w specyfikacji tego prostego modelu. Jeśli bowiem kurs walutowy stanowi zmienną finansową, to należałoby modelować ją z uwzględnieniem zmiennych tego rynku a nie wyłącznie rynku towarowego, do którego należą ceny.

W następnym podrozdziale zostaną przedstawione wyniki empiryczne dla modelu (7.23) w odniesieniu do kursu euro. Zawężenie zbioru zmiennych w stosunku do równania (7.34) było podyktowane zastosowaniem w celach porównawczych dla analizy regresji również analizy kointegracji w warunkach krótkiej próby.

7.3.3. Weryfikacja empiryczna

7.3.3.1. Wprowadzenie

W celu empirycznej weryfikacji modelu CHEER zastosowano tradycyjnie trzy indeksy: CPI, PPI i deflator PKB.

W przypadku analizy kointegracji przyjęto wektor $\mathbf{z}'_t = [s_t, p_t, p_t^*, i_t, i_t^*]$, przy czym i oraz i^* oznaczają stopy krótko- (wa-

riant w1) lub długookresowe (wariant w2). Ponieważ w stosunku do poprzednich analiz kointegracyjnych parytetu PPP zwiększyła się liczba zmiennych, to również zwiększyła się liczba teoretycznych związków kointegracji. Analiza będzie dotyczyć danych miesięcznych i kwartalnych.

7.3.3.2. Klasyczna analiza regresji

Przyjęto następujące ekonometryczne wersje równania (7.23):

$$s = a_0 + a_1 p + a_2 p^* + a_3 i + a_4 i^* + \varepsilon, \quad (7.35)$$

$$\Delta s = b_0 + b_1 \Delta p + b_2 \Delta p^* + b_3 \Delta i + b_4 \Delta i^* + \varepsilon, \quad (7.36)$$

$$s = c_0 + c_1(p - p^*) + c_2(i - i^*) + \varepsilon, \quad (7.37)$$

$$\Delta s = d_0 + d_1 \Delta(p - p^*) + d_2 \Delta(i - i^*) + \varepsilon, \quad (7.38)$$

gdzie: p - indeks cen krajowych, i - krajowa stopa procentowa, symbol „*” oznacza odpowiednią zmienną zagraniczną, ε - gaussowskie zakłócenia równania.

Do oszacowania parametrów równań (7.35)–(7.38) wykorzystano krótkookresowe stopy procentowe. W przypadku równań (7.35) i (7.36) przyjęto maksymalne opóźnienie rzędu 5 kwartałów (1296 regresji). W przypadku równań (7.37) i (7.38) przyjęto maksymalnie 24 opóźnienia (625 regresji).

Całkowicie nie powiodła się próba oszacowania równań (7.35)–(7.36) dla wszystkich indeksów cen. Biorąc pod uwagę uzyskiwane rzędy opóźnień w analizie PPP (rozdział 3), przyjęty obecnie rząd $p = 5$ powinno uznać się za niewystarczający. Jednak przyjęcie wyższych rzędów opóźnień, jak w analizie PPP, w zbiorze czterech zmiennych objaśniających pozostaje poza możliwościami obliczeniowymi.

Podobnie, nie otrzymano zadowalających wyników dla równań (7.37) i (7.38) z zastosowaniem indeksu CPI i deflatora PKB oraz dla równania (7.37) względem indeksu PPI.

W przypadku równania (7.38) dla indeksu PPI wartości udziałów przedstawia tab. 7.3.

Tab. 7.3. Model CHEER (MNK, indeks PPI, przyrosty, udziały)

Liczebność				
	A	B	C	D
A	625	170	12	2
Udział (w proc.)				
A	100	27	2	0
B		100	7	1
C			100	17

Źródło: opracowanie własne.

Dwie regresje (filtr D) spełniały postulaty dobrej interpretacji modelu. Dodatkowo na podstawie kryteriów informacyjnych zdecydowano się na wybór regresji przedstawionej w tab. 7.4.

Tab. 7.4. Model CHEER (MNK, indeks PPI, przyrosty, wyniki estymacji)

endo:	D(LOG(PLNEURQ_ES))					
egzo:	D(LOG(PPPIPLQ_ES)-LOG(PPPIEMUQ_ES))					
D((1/4*MM3MPLQ_ES(-1))-(1/4*MM3MEMUQ_ES(-1)))						
zmienna	egzo 1	egzo 2	const			
parametr	1,03	-0,03	-0,01			
t-stat	3,67	-2,26	-2,24			
stat	J-B	B-G(4)	ARCH(4)	WHITE	D-W	F
wartość	1,62	1,18	1,77	3,14	2,14	10,73
p-value	0,44	0,88	0,78	0,53		0,00
stat	AIC	SIC	SEE	R2(adj.)		
wartość	-4,06	-3,95	0,03	0,27		
obs.	próba					
53	1995Q3:2008Q3					

Źródło: opracowanie własne.

Potwierdziły się wcześniejsze spostrzeżenia, poczynione w rozdziale 3, o występowaniu względnego parytetu PPP, tj. w odniesieniu do przyrostów zmiennych, względem indeksu PPI.

Podsumowanie wyników analizy regresji. W tab. 7.5–tab. 7.7 podano zestawienie liczby regresji oraz wyników estymacji.

Tab. 7.5. Zestawienie liczby regresji dla modelu CHEER
(efekty indywidualne)

Wyszczególnienie		Opóźnienie	Liczba regresji				Obs.		Opóźnienie	Liczba regresji				Obs.	
			A	B	C	D	min.	maks.		A	B	C	D	min.	maks.
PPP-UIP	poziom								przyrost						
	CPI		5	1296	1	0	47	52	5	1296	25	3	0	46	51
	PPI				20		50	55			99	57		49	54
	PPKB	NSA			0						45	0			
		SA													

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 7.6. Zestawienie liczby regresji dla modelu CHEER
(efekty łączne)

Wyszczególnienie		Opóźnienie	Liczba regresji				Obs.		Opóźnienie	Liczba regresji				Obs.		
			A	B	C	D	min.	maks.		A	B	C	D	min.	maks.	
PPP-UIP	poziom								przyrost							
	CPI		24	625	0	28	52	24	625	187	0	27	51			
	PPI									170	12	2	30	54		
	PPKB	NSA								165	0					
		SA								169	1	0				

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 7.7. Podsumowanie wyników estymacji modelu CHEER

Wyszczególnienie		p-p*			i-i*			J-B			B-G		D-W	R2(adj.)	Obs.		Liczba regresji
		ocena	t-stat	opóźn.	ocena	t-stat	opóźn.	stat.	prob.	stat.	prob.	min.			maks.	D	
ppp-UIP	przyrost																
	PPI	śr.	1,52	4,03	0,00	-0,03	-2,29	8,00	0,93	0,67	1,60	0,81	2,00	0,33	39	53	2
		std.	0,69	0,51	0,00	0,00	0,04	9,90	0,98	0,32	0,59	0,11	0,21	0,08			

Źródło: opracowanie własne.

Jak widać, nie powiodła się próba oszacowania poprawnych modeli długookresowych (dla poziomów zmiennych). Biorąc pod uwagę wnioski z rozdziału 3, dotyczące wyboru indeksu cen w analizie parytetu PPP, powinno przyjąć się indeks PPI. Jak wynika z tab. 7.7, przeciętna ocena elastyczności (1,52) nie odbiegała zasadniczo od ocen uzyskanych w analizie parytetu PPP i w modelu Dornbuscha. Pokazuje ona, że w latach 1995–2008 tempo zmian kursu euro było przeciętnie zgodne z tempem zmian relacji indeksów PPI i związek ten nie był opóźniony. Tempo zmian kursu było, zgodnie z zaproponowaną specyfikacją modelu, korygowane za pomocą zmian różnicy (dysparytetu) krótkookresowych stóp procentowych. Wynika stąd wniosek, że model parytetu PPP powinno w krótkim okresie uznać się za źle wyspecyfikowany. Nie uwzględnia on bowiem kategorii rynku finansowego, wpływających na dynamikę kursu. Przeciętny stopień objaśnienia kursu euro (0,33) jest względnie wysoki, biorąc szczególnie pod uwagę, że relacja została wyrażona w kategoriach przyrostów.

7.3.3.3. Analiza kointegracji

Indeks CPI: dane miesięczne. W obydwu wariantach (w1, w2) otrzymano wyniki wskazujące na brak kointegracji.

Indeks CPI: dane kwartalne. W wariancie w1 otrzymano kointegrację zmiennych, lecz pomimo strukturalizacji modelu wyniki były niezgodne z teorią ekonomiczną.

W wariancie w2 przyjęto rząd opóźnienia $k = 1$ (37 obs., próba: 1999Q3–2008Q3). Wyniki testowania rzędu opóźnienia w modelu VAR, rzędu kointegracji oraz hipotez parametrycznych znajdują się w tab. 7.8–tab. 7.11.

Tab. 7.8. Model CHEER (kointegracja, indeks CPI, dane kwartalne, wariant w2, kryteria wyboru rzędu opóźnienia)

Opóźnienie	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	NA	7,18E-13	-13,7729	-13,5485	-13,6964
1	428,1240	7,29E-19	-27,5925	-26,2457	-27,1332
2	41,5127	5,77E-19	-27,9268	-25,4577	-27,0847
3	38,6754	3,89E-19	-28,6048	-25,0134	-27,3801
4	34,4564	2,25E-19	-29,7847	-25,0710	-28,1772

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 7.9. Model CHEER (kointegracja, indeks CPI, dane kwartalne, wariant w2, testy rzędu kointegracji)

Liczba wektorów	Hipoteza														
r	H ₂ (r)			H ₁ [*] (r)			H ₁ (r)			H [*] (r)			H(r)		
	wartości krytyczne: MacKinnon J. G., Haug A. A., Michelis L. (1999)														
	test śladu														
	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%
0	0,94	175,78	60,06	0,94	214,56	76,97	0,92	139,20	69,82	0,92	143,94	88,80	0,89	118,56	79,34
1	0,84	88,30	40,17	0,90	123,27	54,08	0,56	57,47	47,86	0,56	61,09	63,88	0,55	47,82	55,25
2	0,43	29,64	24,28	0,56	49,50	35,19	0,46	31,16	29,80	0,46	34,78	42,92	0,33	22,27	35,01
3	0,26	11,61	12,32	0,36	23,31	20,26	0,25	11,65	15,49	0,25	15,25	25,87	0,22	9,52	18,40
4	0,05	1,76	4,13	0,25	9,03	9,16	0,08	2,54	3,84	0,17	6,00	12,52	0,05	1,76	3,84
	test λ _{max}														
0	0,94	87,47	30,44	0,94	91,29	34,81	0,92	81,72	33,88	0,92	82,86	38,33	0,89	70,75	37,16
1	0,84	58,66	24,16	0,90	73,77	28,59	0,56	26,31	27,58	0,56	26,31	32,12	0,55	25,55	30,82
2	0,43	18,04	17,80	0,56	26,19	22,30	0,46	19,51	21,13	0,46	19,52	25,82	0,33	12,75	24,25
3	0,26	9,85	11,22	0,36	14,28	15,89	0,25	9,12	14,26	0,25	9,25	19,39	0,22	7,76	17,15
4	0,05	1,76	4,13	0,25	9,03	9,16	0,08	2,54	3,84	0,17	6,00	12,52	0,05	1,76	3,84

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 7.10. Model CHEER (kointegracja, indeks CPI, dane kwartalne, wariant w2, testy rzędu kointegracji)

Liczba wektorów	Hipoteza														
r	H ₂ (r)			H ₁ [*] (r)			H ₁ (r)			H [*] (r)			H(r)		
	wartości krytyczne: Osterwald-Lenum M. (1992)														
	test śladu														
	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%
0	0,94	175,78	59,46	0,94	214,56	76,07	0,92	139,20	68,52	0,92	143,94	87,31	0,89	118,56	77,74
1	0,84	88,30	39,89	0,90	123,27	53,12	0,56	57,47	47,21	0,56	61,09	62,99	0,55	47,82	54,64
2	0,43	29,64	24,31	0,56	49,50	34,91	0,46	31,16	29,68	0,46	34,78	42,44	0,33	22,27	34,55
3	0,26	11,61	12,53	0,36	23,31	19,96	0,25	11,65	15,41	0,25	15,25	25,32	0,22	9,52	18,17
4	0,05	1,76	3,84	0,25	9,03	9,24	0,08	2,54	3,76	0,17	6,00	12,25	0,05	1,76	3,74
	test λ _{max}														
0	0,94	87,47	30,04	0,94	91,29	34,40	0,92	81,72	33,46	0,92	82,86	37,52	0,89	70,75	36,41
1	0,84	58,66	23,80	0,90	73,77	28,14	0,56	26,31	27,07	0,56	26,31	31,46	0,55	25,55	30,33
2	0,43	18,04	17,89	0,56	26,19	22,00	0,46	19,51	20,97	0,46	19,52	25,54	0,33	12,75	23,78
3	0,26	9,85	11,44	0,36	14,28	15,67	0,25	9,12	14,07	0,25	9,25	18,96	0,22	7,76	16,87
4	0,05	1,76	3,84	0,25	9,03	9,24	0,08	2,54	3,76	0,17	6,00	12,25	0,05	1,76	3,74

Źródło: opracowanie własne.

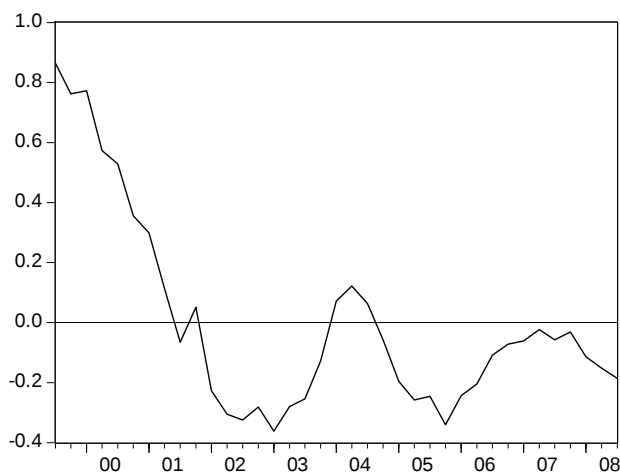
Tab. 7.11. Model CHEER (kointegracja, indeks CPI, dane kwartalne, wariant w2, restrykcje dla parametrów)

Wektor parametrów β	
$\begin{bmatrix} 1 & -1 & 1 & \beta_4 & \beta_5 \end{bmatrix}$	$\chi^2(2) = 39,86[0,00]$
$\begin{bmatrix} 1 & -1 & 1 & \beta_4 & -\beta_4 \end{bmatrix}$	$\chi^2(3) = 51,87[0,00]$
$\begin{bmatrix} 1 & \beta_2 & -\beta_2 & \beta_4 & -\beta_4 \end{bmatrix}$	$\chi^2(2) = 10,30[0,01]$
$\begin{bmatrix} 1 & \beta_2 & 0 & \beta_4 & 0 \end{bmatrix}$	$\chi^2(2) = 2,42[0,30]$
Wektor parametrów α i β	
$\begin{bmatrix} 1 & \beta_2 & 0 & \beta_4 & 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0 & \alpha_2 & 0 & \alpha_4 & \alpha_5 \end{bmatrix}$	$\chi^2(4) = 5,27[0,26]$

Źródło: opracowanie własne.

Ostatecznie przyjęto rząd kointegracji $r = 1$ i hipotezę $H^*(r)$ dla składowych deterministycznych. Przeprowadzono weryfikację hipotez wynikających z teorii PPP i UIP oraz testowano słabą egzogeniczność zmiennych. Wyniki zawarte w ostatnim wierszu tab. 7.11 są podstawą następującej relacji kointegracji (por. również rys. 7.1):

$$s_t = -42,64 + \underset{(14,18)}{10,89 p_t} - \underset{(11,14)}{0,54 i_t} - \underset{(12,66)}{0,08 t} + u_t. \quad (7.39)$$



Rys. 7.1. Model CHEER (kointegracja, indeks CPI, dane kwartalne, wariant w2, wyraz korekty błędu)

Źródło: opracowanie własne

Dla tej relacji $ADF = -3,14[0,00]$, $KPSS = 0,16[pval > 1\%]$. Pewne wątpliwości może budzić zarówno stacjonarność szeregu u_t , jak i brak wpływu zmiennych zagranicznych. Jeśli przyjąć stabilny wpływ tych zmiennych na kurs euro, to mógł on zostać zdyskontowany w zmiennej czasowej.

Indeks PPI: dane miesięczne. W każdym wariancie (w1, w2) należało wyciągnąć wniosek o braku kointegracji.

Indeks PPI: dane kwartalne. W wariancie w1 należało wyciągnąć wniosek o braku kointegracji.

W wariancie w2 przyjęto $k = 2$ (36 obs., próba: 1999Q4–2008Q3). Wyniki testowania zawarto w tab. 7.12–tab. 7.15.

Tab. 7.12. Model CHEER (kointegracja, indeks PPI, dane kwartalne, wariant w2, kryteria wyboru rzędu opóźnienia)

Opóźnienie	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	NA	3,86E-12	-12,0913	-11,8668	-12,0147
1	347,2159	7,04E-17	-23,0212	-21,6744	-22,5619
2	59,7672	2,52E-17	-24,1492	-21,6801	-23,3072
3	37,0596	1,86E-17	-24,7375	-21,1461	-23,5127
4	34,4657	1,07E-17	-25,9181	-21,2044	-24,3106

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 7.13. Model CHEER (kointegracja, indeks PPI, dane kwartalne, wariant w2, testy rzędu kointegracji)

Liczba wektorów	Hipoteza														
r	H ₂ (r)			H ₁ *(r)			H ₁ (r)			H*(r)			H(r)		
	wartości krytyczne: MacKinnon J. G., Haug A. A., Michelis L. (1999)														
	test śladu														
	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%
0	0,74	66,10	60,06	0,75	92,55	76,97	0,74	81,64	69,82	0,77	99,74	88,80	0,77	95,45	79,34
1	0,41	31,37	40,17	0,68	56,95	54,08	0,68	46,54	47,86	0,69	61,41	63,88	0,68	57,13	55,25
2	0,34	17,54	24,28	0,41	27,30	35,19	0,41	17,03	29,80	0,43	31,27	42,92	0,42	27,17	35,01
3	0,20	6,64	12,32	0,32	13,47	20,26	0,12	3,49	15,49	0,40	16,83	25,87	0,39	12,86	18,40
4	0,03	0,75	4,13	0,12	3,37	9,16	0,00	0,12	3,84	0,12	3,37	12,52	0,00	0,01	3,84
	test λ _{max}														
0	0,74	34,73	30,44	0,75	35,60	34,81	0,74	35,10	33,88	0,77	38,33	38,33	0,77	38,32	37,16
1	0,41	13,83	24,16	0,68	29,65	28,59	0,68	29,51	27,58	0,69	30,14	32,12	0,68	29,96	30,82
2	0,34	10,90	17,80	0,41	13,83	22,30	0,41	13,54	21,13	0,43	14,44	25,82	0,42	14,31	24,25
3	0,20	5,90	11,22	0,32	10,09	15,89	0,12	3,37	14,26	0,40	13,45	19,39	0,39	12,85	17,15
4	0,03	0,75	4,13	0,12	3,37	9,16	0,00	0,12	3,84	0,12	3,37	12,52	0,00	0,01	3,84

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 7.14. Model CHEER (kointegracja, indeks PPI, dane kwartalne,
wariant w2, testy rzędu kointegracji)

Liczba wektorów	Hipoteza														
r	H ₂ (r)			H ₁ *(r)			H ₁ (r)			H*(r)			H(r)		
	wartości krytyczne: Osterwald-Lenum M. (1992)														
	test śladu														
	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%
0	0,74	66,10	59,46	0,75	92,55	76,07	0,74	81,64	68,52	0,77	99,74	87,31	0,77	95,45	77,74
1	0,41	31,37	39,89	0,68	56,95	53,12	0,68	46,54	47,21	0,69	61,41	62,99	0,68	57,13	54,64
2	0,34	17,54	24,31	0,41	27,30	34,91	0,41	17,03	29,68	0,43	31,27	42,44	0,42	27,17	34,55
3	0,20	6,64	12,53	0,32	13,47	19,96	0,12	3,49	15,41	0,40	16,83	25,32	0,39	12,86	18,17
4	0,03	0,75	3,84	0,12	3,37	9,24	0,00	0,12	3,76	0,12	3,37	12,25	0,00	0,01	3,74
	test λ _{max}														
0	0,74	34,73	30,04	0,75	35,60	34,40	0,74	35,10	33,46	0,77	38,33	37,52	0,77	38,32	36,41
1	0,41	13,83	23,80	0,68	29,65	28,14	0,68	29,51	27,07	0,69	30,14	31,46	0,68	29,96	30,33
2	0,34	10,90	17,89	0,41	13,83	22,00	0,41	13,54	20,97	0,43	14,44	25,54	0,42	14,31	23,78
3	0,20	5,90	11,44	0,32	10,09	15,67	0,12	3,37	14,07	0,40	13,45	18,96	0,39	12,85	16,87
4	0,03	0,75	3,84	0,12	3,37	9,24	0,00	0,12	3,76	0,12	3,37	12,25	0,00	0,01	3,74

Źródło: opracowanie własne.

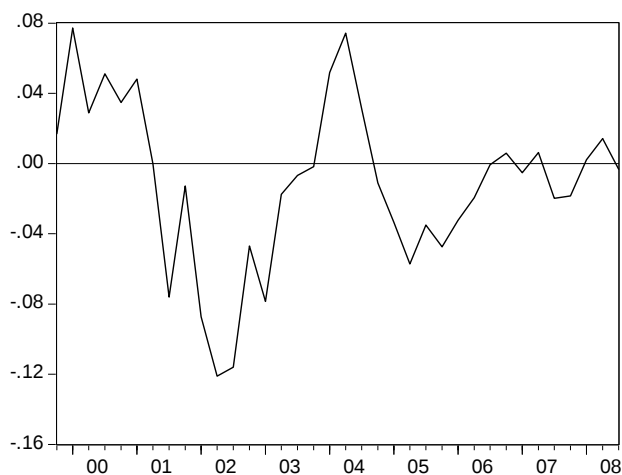
Tab. 7.15. Model CHEER (kointegracja, indeks PPI, dane kwartalne,
wariant w2, restrykcje dla parametrów)

Wektor parametrów β	
$\begin{bmatrix} 1 & -1 & 1 & \beta_4 & \beta_5 \end{bmatrix}$	$\chi^2(2) = 24,44[0,00]$
$\begin{bmatrix} 1 & -1 & 1 & \beta_4 & -\beta_4 \end{bmatrix}$	$\chi^2(3) = 29,01[0,00]$
$\begin{bmatrix} 1 & \beta_2 & -\beta_2 & \beta_4 & -\beta_4 \end{bmatrix}$	$\chi^2(2) = 9,00[0,01]$
$\begin{bmatrix} 1 & \beta_2 & -\beta_2 & \beta_4 & \beta_5 \end{bmatrix}$	$\chi^2(1) = 0,96[0,33]$
$\begin{bmatrix} 1 & \beta_2 & \beta_3 & \beta_4 & -\beta_4 \end{bmatrix}$	$\chi^2(1) = 4,80[0,03]$
Wektor parametrów α i β	
$\begin{bmatrix} 1 & \beta_2 & \beta_3 & \beta_4 & -\beta_4 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \alpha_1 & 0 & 0 & \alpha_4 & \alpha_5 \end{bmatrix}$	$\chi^2(3) = 6,59[0,09]$

Źródło: opracowanie własne.

Przyjęto $r = 1$ oraz, wbrew wynikom testu na rząd kointegracji, hipotezę $H_1(r)$ uwzględniającą wyraz wolny w przestrzeni kointegracji ze względu na różne jednostki pomiaru zmiennych. Na podstawie wyników weryfikacji hipotez zawartych w tab. 7.15 (ostatni wiersz) otrzymano następujący związek kointegracji:

$$s_t = \underset{(15,84)}{7,07} + \underset{(7,55)}{1,30} p_t - \underset{(13,86)}{2,52} p_t^* - \underset{(5,50)}{0,08}(i_t - i_t^*) + u_t. \quad (7.40)$$



Rys. 7.2. Model CHEER (kointegracja, indeks PPI, dane kwartalne, wariant w2, wyraz korekty błędu)

Źródło: opracowanie własne

Dla tego związku $u_t \sim I(0)$, gdyż $ADF = -2,37[0,02]$, $KPSS = 0,08[pval > 10\%]$ (por. również rys. 7.2). Równanie (7.40) zawiera wszystkie zmienne postulowane przez model PPP-UIP. Ponadto, otrzymano różne oceny elastyczności dla indeksów p i p^* , co jest zgodne z wcześniejszymi wnioskami. Należy zauważyć również ujemny wpływ długookresowych stóp procentowych na kurs. Taki rezultat może się pojawić w przypadku braku jednoczesnego wyspecyfikowania wpływu stóp krótkookresowych, jak w modelu Frankela, omówionym w rozdziale 5 (por. równania (5.198) i (5.201)).

Deflator PKB: dane kwartalne. W wariancie w1 przyjęto $k = 1$ (54 obs., próba: 1995Q2–2008Q3). Wyniki testowania znajdują się w tab. 7.16–tab. 7.19.

Tab. 7.16. Model CHEER (kointegracja, deflator PKB, dane kwartalne, wariant w1, kryteria wyboru rzędu opóźnienia)

Opóźnienie	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	NA	5,25E-10	-7,1777	-6,9865	-7,1049
1	677,7190	2,94E-16	-21,5804	-20,4332	-21,1436
2	60,3076	1,75E-16	-22,1268	-20,0236	-21,3259
3	39,0343	1,64E-16	-22,2749	-19,2156	-21,1099
4	47,6513	1,01E-16	-22,9180	-18,9028	-21,3890
5	48,3945	4,87E-17	-23,9344	-18,9632	-22,0414

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 7.17. Model CHEER (kointegracja, deflator PKB, dane kwartalne, wariant w1, testy rzędu kointegracji)

Liczba wektorów	Hipoteza														
r	H ₂ (r)			H ₁ * (r)			H ₁ (r)			H*(r)			H(r)		
	wartości krytyczne: MacKinnon J. G., Haug A. A., Michelis L. (1999)														
	test śladu														
	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%
0	0,84	131,06	60,06	0,84	152,95	76,97	0,53	72,83	69,82	0,66	107,48	88,80	0,56	83,66	79,34
1	0,40	40,60	40,17	0,53	62,34	54,08	0,31	35,66	47,86	0,40	54,33	63,88	0,36	43,68	55,25
2	0,21	15,57	24,28	0,21	25,63	35,19	0,21	17,80	29,80	0,30	29,65	42,92	0,28	22,19	35,01
3	0,07	4,32	12,32	0,20	13,86	20,26	0,09	6,42	15,49	0,17	12,51	25,87	0,09	6,14	18,40
4	0,01	0,66	4,13	0,06	3,13	9,16	0,03	1,64	3,84	0,06	3,23	12,52	0,03	1,70	3,84
	test λ _{max}														
0	0,84	90,47	30,44	0,84	90,61	34,81	0,53	37,16	33,88	0,66	53,16	38,33	0,56	39,97	37,16
1	0,40	25,02	24,16	0,53	36,71	28,59	0,31	17,87	27,58	0,40	24,67	32,12	0,36	21,49	30,82
2	0,21	11,26	17,80	0,21	11,78	22,30	0,21	11,37	21,13	0,30	17,14	25,82	0,28	16,05	24,25
3	0,07	3,65	11,22	0,20	10,73	15,89	0,09	4,78	14,26	0,17	9,28	19,39	0,09	4,44	17,15
4	0,01	0,66	4,13	0,06	3,13	9,16	0,03	1,64	3,84	0,06	3,23	12,52	0,03	1,70	3,84

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 7.18. Model CHEER (kointegracja, deflator PKB, dane kwartalne, wariant w1, testy rzędu kointegracji)

Liczba wektorów	Hipoteza														
r	H ₂ (r)			H ₁ [*] (r)			H ₁ (r)			H [*] (r)			H(r)		
	wartości krytyczne: Osterwald-Lenum M. (1992)														
	test śladu														
	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%	λ	stat	5%
0	0,84	131,06	59,46	0,84	152,95	76,07	0,53	72,83	68,52	0,66	107,48	87,31	0,56	83,66	77,74
1	0,40	40,60	39,89	0,53	62,34	53,12	0,31	35,66	47,21	0,40	54,33	62,99	0,36	43,68	54,64
2	0,21	15,57	24,31	0,21	25,63	34,91	0,21	17,80	29,68	0,30	29,65	42,44	0,28	22,19	34,55
3	0,07	4,32	12,53	0,20	13,86	19,96	0,09	6,42	15,41	0,17	12,51	25,32	0,09	6,14	18,17
4	0,01	0,66	3,84	0,06	3,13	9,24	0,03	1,64	3,76	0,06	3,23	12,25	0,03	1,70	3,74
	test λ _{max}														
0	0,84	90,47	30,04	0,84	90,61	34,40	0,53	37,16	33,46	0,66	53,16	37,52	0,56	39,97	36,41
1	0,40	25,02	23,80	0,53	36,71	28,14	0,31	17,87	27,07	0,40	24,67	31,46	0,36	21,49	30,33
2	0,21	11,26	17,89	0,21	11,78	22,00	0,21	11,37	20,97	0,30	17,14	25,54	0,28	16,05	23,78
3	0,07	3,65	11,44	0,20	10,73	15,67	0,09	4,78	14,07	0,17	9,28	18,96	0,09	4,44	16,87
4	0,01	0,66	3,84	0,06	3,13	9,24	0,03	1,64	3,76	0,06	3,23	12,25	0,03	1,70	3,74

Źródło: opracowanie własne.

Tab. 7.19. Model CHEER (kointegracja, deflator PKB, dane kwartalne, wariant w1, restrykcje dla parametrów)

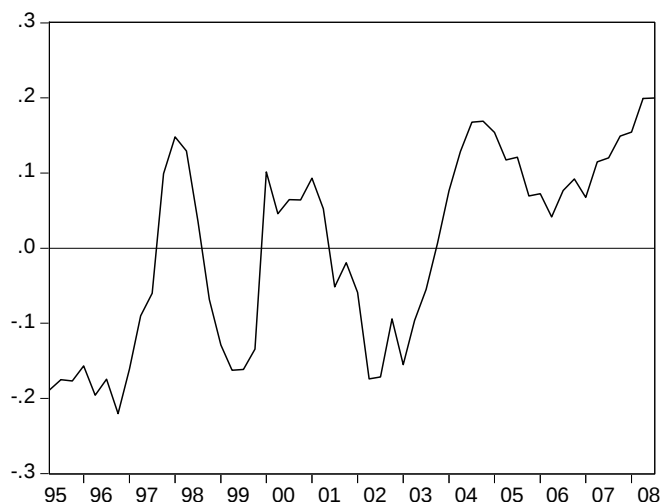
Wektor parametrów β	
$\begin{bmatrix} 1 & -1 & 1 & \beta_4 & \beta_5 \end{bmatrix}$	$\chi^2(2) = 18,65[0,00]$
$\begin{bmatrix} 1 & -1 & 1 & \beta_4 & -\beta_4 \end{bmatrix}$	$\chi^2(3) = 19,44[0,00]$
$\begin{bmatrix} 1 & \beta_2 & -\beta_2 & \beta_4 & -\beta_4 \end{bmatrix}$	$\chi^2(2) = 16,24[0,00]$
$\begin{bmatrix} 1 & \beta_2 & -\beta_2 & \beta_4 & \beta_5 \end{bmatrix}$	$\chi^2(1) = 11,48[0,00]$
$\begin{bmatrix} 1 & \beta_2 & \beta_3 & \beta_4 & -\beta_4 \end{bmatrix}$	$\chi^2(1) = 2,32[0,13]$
Wektor parametrów α i β	
$\begin{bmatrix} 1 & 0 & \beta_3 & \beta_4 & -\beta_4 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \alpha_1 & 0 & 0 & \alpha_4 & \alpha_5 \end{bmatrix}$	$\chi^2(4) = 5,55[0,24]$

Źródło: opracowanie własne.

W procesie weryfikacji hipotez (tab. 7.19) okazało się, że niektóre oceny parametrów są nieistotne. Po nałożeniu odpowiednich restrykcji, w tym zerowych, otrzymano następującą postać równania (por. również rys. 7.3):

$$s_t = 27,96 - 5,62 p_t^* - 0,21(i_t - i_t^*) + u_t. \quad (7.41)$$

(6,79) (6,27)



Rys. 7.3. Model CHEER (kointegracja, deflator PKB, dane kwartalne, wariant w1, wyraz korekty błędu)

Źródło: opracowanie własne

Stacjonarność tego związku budzi jednak pewne wątpliwości, gdyż $ADF = -1,76[0,08]$, $KPSS = 0,06[pval > 10\%]$, szczególnie w odniesieniu do dość wysokiego prawdopodobieństwa testu ADF (8%).

Jak widać, ocena elastyczności przy zmiennej p^* jest wysoka, podobnie jak w analizie parytetu PPP. Wydaje się, że przy tak znacznych odchyleniach od tego parytetu, zastosowana próba okazała się zbyt „krótkookresowa”, aby zrealizował się w niej zwrot kursu w kierunku równowagi międzyokresowej. W konsekwencji, analiza kointegracji napotkała na problem raczej zbyt krótkiego okresu niż krótkiej próby. Ze względu na pomiar deflatora PKB nie można było przeprowadzić analizy dla danych miesięcznych, nie wykluczając, że taki ekspe-

ryment może prowadzić tylko do poprawienia relacji sygnału do szumu.

W wariancie w2 również otrzymano kointegrację zmiennych, lecz oceny parametrów nie miały poprawnej interpretacji ekonomicznej. Nie będziemy ich przytaczać.

7.3.4. Podsumowanie wyników analizy regresji i kointegracji

Podsumowanie wyników dla modelu CHEER znajduje się w tab. 7.20. Ze względu na szczególne znaczenie związków długookresowych (dla poziomów zmiennych), w tablicy nie uwzględniono wyników analizy dla temp wzrostu (MNK).

Tab. 7.20. Podsumowanie wyników estymacji modelu CHEER dla analizy kointegracji

Wyszczególnienie					p	p*	i-i*	r	r*
					poziom				
PPP-UIP	CPI	koint	SA	Q	10,89	x	x	-0,54	x
	PPI				1,30	-2,52	x	-0,08	0,08
	PPKB				x	-5,62	-0,21	x	x

Źródło: opracowanie własne.

Z przeprowadzonej analizy modelu równowagi w sensie PPP i UIP wynika kilka istotnych spostrzeżeń. Po pierwsze, poprawne okazały się wyłącznie modele kwartalne (Q), w których, ze względu na częstotliwość pomiaru zmiennych, zmniejszyła się rola krótkookresowej dynamiki kursu euro. Po drugie, zrealizowała się nadmierna indeksacja kursu euro względem zastosowanych deflatorów cen. Po trzecie, krótko- (i) oraz długookresowe (r) stopy procentowe miały wpływ na nomi-

nalny kurs walutowy, przy czym kurs realny był malejącą funkcją tych stóp. Zatem lepsze rezultaty w analizie kursu walutowego jako funkcji cen uzyskuje się wprowadzając korektę z tytułu zmian dyferencjału stóp procentowych, szczególnie długookresowych.

Z przeprowadzonych badań nad modelem CHEER należałoby wnioskować, że w analizie realnego kursu euro w warunkach równowagi PPP-UIP powinno przyjąć się jako deflator indeks PPI i wzbogacić model o przepływy kapitałowe, aproksymowane za pomocą różnicy długookresowych stóp procentowych. Powszechnie uznaje się realny kurs walutowy za miernik poziomu konkurencyjności gospodarki z punktu widzenia handlu zagranicznego. Zatem wnioskowanie o nadwartościowości lub podwartościowości waluty krajowej warto byłoby prowadzić również z uwzględnieniem indeksu cen produkcji (PPI).

W warstwie statystycznej, wprowadzenie do modelu opisującego parytet PPP cech rynku finansowego w postaci stóp procentowych nie przyczyniło się do znacznej poprawy jakości modelu kursu euro. Wyniki pokazują jednak, że połączenie idei parytetów PPP i UIP stanowi alternatywne źródło objaśnienia kursu, również jego dynamiki, co powinno mieć duże walory prognostyczne. W pracy Wdowińskiego (2005c) został pokazany szerszy kontekst modelu parytetów PPP-UIP, który uwzględniał również jednostkowe koszty pracy i wydajność pracy (por. równanie (7.34) oraz tab. 7.1–tab. 7.2). Aktualne wyniki stanowią potwierdzenie zawartych tam wniosków o braku absolutnego parytetu PPP w formie silnej dla kursu euro względem typowych indeksów cen.

Przedstawione dotychczas wielowątkowe podejście pokazuje zatem, że modele kursów walutowych, w tym kursu euro w Polsce, to modele hybrydowe, uwzględniające różne kategorie rynku towarowego i finansowego, w których relacja długookresowa jest zmienna w czasie i dla której realizują się złożone procesy dostosowań krótkookresowych.

W następnych podrozdziałach dla ilustracji zostanie przedstawiony zarys alternatywnych, współcześnie stosowanych modeli kursów walutowych równowagi.

7.4. Model BEER: behawioralny kurs walutowy równowagi

Model BEER (*behavioural equilibrium exchange rate*) został zaproponowany przez Clarka i MacDonalda (1998). Można go uznać za bardzo ogólne podejście do modelowania kursów walutowych. To podejście opiera się na założeniu, że czynniki realne stanowią główną przyczynę trwałych zmian realnych kursów walutowych. Punktem wyjścia jest związek parytetu realnych stóp procentowych, skorygowanych o premię za ryzyko. Podobny związek był już przedmiotem rozważań w rozdziale 6. Ze względu na to, że model BEER zwykle stosować się w odniesieniu do kursów efektywnych, to przyjmuje się, że q_t oznacza realny kurs efektywny. Stąd q_t wyraża cenę waluty krajowej, wyrażoną w jednostkach waluty zagranicznej. Przywołajmy ponownie relację dla parytetu realnych stóp procentowych:

$$E_t(\Delta q_{t+k}) = E_t(r_{t,t+k}^*) - E_t(r_{t,t+k}) + \lambda_t. \quad (7.42)$$

Równanie (7.42) można zapisać ze względu na realny kurs walutowy:

$$q_t = E_t(q_{t+k}) + E_t(r_{t,t+k}) - E_t(r_{t,t+k}^*) - \lambda_t. \quad (7.43)$$

Następnie przyjmuje się założenie, że oczekiwania kształtują się w sposób racjonalny, tj. pomija się premię za ryzyko, oraz że $E_t(q_{t+k}) = \bar{q}_t$.

W konsekwencji otrzymuje się równanie BEER:

$$q_t = \bar{q}_t - (r_t^* - r_t). \quad (7.44)$$

Jeżeli przyjmie się, że długookresowy kurs równowagi $\bar{q}_t$ jest zmienny w czasie, to jego ocena nie może być zawarta w ocenie wyrazu wolnego. Stąd przyjmuje się, że:

$$\bar{q}_t = \bar{q}(\mathbf{x}_t), \quad (7.45)$$

gdzie: $\mathbf{x}$ – wektor zmiennych objaśniających. Do tego zbioru zwykle zalicza się aktywa zagraniczne netto (*NFA*), relację cen towarów handlowych do niehandlowych (*TNT*) oraz indeks *terms of trade* (*TOT*).

Clark i MacDonald (1998) przeprowadzili weryfikację empiryczną równania (7.44), którego wyniki zostały zaprezentowane w rozdziale 6.

Stylizowane modele, utrzymane w nurcie BEER, zostały zastosowane zarówno w odniesieniu do grupy krajów rozwiniętych, jak i rozwijających się, w tym krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Wśród pierwszej grupy badań dotyczących głównych walut należy powołać się na prace takich ekonomistów, jak: Clostermann i Friedmann (1998), Wadhvani (1999), Clostermann i Schnatz (2000), MacDonald (2002). W drugiej grupie badań można znaleźć pionierską książkę Edwardsa (1989) oraz opracowania następujących autorów: Elbadawi (1994), Chinn (1998), Husted i MacDonald (1998), Montiel (1999), MacDonald i Ricci (2004). Z przeglądem badań dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej można się zapoznać w pracy Égerta, Halperna i MacDonalda (2006). MacDonald i Wójcik (2004) pokazali, że w odniesieniu do tych krajów nie potwierdziło się występowanie efektu B-S, gdyż ich waluty jednakowo aprecjonowały względem indeksów cen CPI i PPI. Stąd efekty wynikające ze zmian wydajności czynników produkcji były dość słabe. Z kolei, ich zdaniem, zmiany cen administrowanych, szczególnie w sektorze niehandlowym, mogły mieć wpływ na aprecjację walut tych krajów.

7.5. Model FEER: fundamentalny kurs walutowy równowagi

Model FEER (*fundamental equilibrium exchange rate*) został zaproponowany przez Williamsona (1983a), a następnie rozwinięty przez Wren-Lewisa (1992). Jest oparty na założeniu równowagi wewnętrznej i zewnętrznej. Równowaga wewnętrzna oznacza osiągnięcie dochodu w warunkach występowania bezrobocia NAIRU, natomiast oszczędności netto osiągane przy tym dochodzie równoważą saldo obrotów bieżących. To saldo nie musi wynosić zero i jest finansowane poprzez rachunek obrotów kapitałowych. Stan równowagi zewnętrznej jest konsekwencją stanu równowagi wewnętrznej. Oznacza on bowiem przepływ

zasobów pomiędzy krajami, które znajdują się w stanie równowagi wewnętrznej.

Model kursu FEER należy do podejść normatywnych, natomiast kurs FEER uzyskuje się w drodze optymalizacji jednej ze zmiennych endogenicznych, którą jest realny kurs walutowy. W związku z tym wyróżnia się dwa podejścia do modelowania kursu FEER. Po pierwsze, punktem wyjścia jest model makroekonometryczny, w którym przyjmuje się warunki równowagi wewnętrznej i zewnętrznej, a w drodze eksperymentu optymalnego sterowania wyznacza się kurs FEER. Taki model z definicji powinien zawierać odpowiednie równania stochastyczne oraz tożsamości, tak aby otrzymany kurs realny był osadzony w koncepcji FEER. Zatem nie każdy model makroekonometryczny, w tym modele gospodarki narodowej, nadaje się do wyznaczania tego typu prognoz. Po drugie, stosuje się prostsze podejście polegające na przyjęciu założenia, że saldo na rachunku obrotów bieżących jest równe saldu na rachunku obrotów kapitałowych. Również w drodze eksperymentu optymalnego sterowania otrzymuje się kurs FEER. To drugie podejście jest częściej stosowane, gdyż nie wymaga oszacowania dużego modelu. Wren-Lewis (1992) zauważył, że FEER jest metodą „wyznaczania realnego kursu walutowego w oparciu o stan krótkookresowej równowagi makroekonomicznej”. Jako podejście normatywne, model FEER nie stanowi teorii kursów walutowych.

Model FEER, przypominający model kursu według teorii bilansu płatniczego, można opisać za pomocą następującego równania (MacDonald 2007):

$$\alpha(s_t - p_t + p_t^*) - \beta \bar{y}_t + \gamma \bar{y}_t^* + i' \overline{NFA}_t = \overline{CAPA}_t, \quad (7.46)$$

gdzie: i' – oprocentowanie (netto) aktywów zagranicznych netto, $CAPA$ – saldo rachunku obrotów kapitałowych (bez przepływów spekulacyjnych), α, β, γ – elastyczności salda obrotów bieżących względem odpowiednio realnego kursu walutowego, dochodu krajowego i zagranicznego. Ponadto, symbol kreski nad zmienną oznacza, że ta zmienna została przyjęta na poziomie długookresowego celu. Równanie (7.46)

można rozwiązać względem kursu realnego, który wyznacza poziom kursu FEER. W tym sensie kurs FEER jest kursem optymalnym.

Driver i Wren-Lewis (1999) oszacowali wrażliwość kursu FEER dla głównych walut ze względu na różne założenia dotyczące najważniejszych czynników objaśniających, w tym długookresowych celów dla zagregowanego rachunku obrotów kapitałowych. Z tych badań wynika, że owa wrażliwość jest znaczna i autorzy zasugerowali ostrożność w odniesieniu do punktowych prognoz kursu FEER. W ten sposób potwierdzili wnioski Williamsona, że powinno się w tej analizie stosować przedziały ufności, które można rozumieć jako pasmo celu dopuszczalnych wahań kursowych (*soft margins*). Ponadto, oszacowania kursu FEER są funkcją ocen elastyczności dochodowych i cenowych w imporcie i eksporcie. W związku z tym powinno się przykładać szczególną wagę do ocen parametrów w równaniach handlu zagranicznego. W tym celu warto brać po uwagę oceny nie tylko na poziomie zagregowanym, lecz również w odniesieniu do handlu zdezagregowanego. Wynika stąd, że kurs FEER może stanowić wyzwanie dla ekonomistów, którzy swoje wnioski opierają na modelach makroekonometrycznych.

Jednym z podejść do dezagregacji handlu zagranicznego na poziomie krajów i grup towarowych dla gospodarki Polski w oparciu o model makroekonometryczny jest praca Wdowińskiego (2009). W tym opracowaniu podano poziomy kursu walutowego euro w eksperymentach optymalnego sterowania, również z uwzględnieniem równowagi bilansu handlowego. Model nie obejmuje jednak przepływów kapitałowych, stąd tak wyznaczonego kursu optymalnego nie powinno się utożsamiać z równowagą w sensie FEER.

Badania empiryczne w odniesieniu do kursu FEER służą ocenie nad- lub podwartościowości walut względem innych kluczowych walut. Wren-Lewis i in. (1991) przeprowadzili takie analizy dla Wielkiej Brytanii dla okresu po przystąpieniu do ERM. Podobne badania dla grupy państw G7 wykonali Driver i Wren-Lewis (1998), którzy pokazali długookresową tendencję kursów głównych walut. Dla Polski badania

prowadzili m.in.: Rubaszek (2004, 2009), Rubaszek, Serwa i Marcinkowska-Lewandowska (2009).

7.6. Model NATREX: naturalny kurs walutowy równowagi

Teoria naturalnego realnego kursu walutowego (*natural real exchange rate*, NATREX) została sformułowana przez Steina i in. (1995)². Empiryczną weryfikację tego podejścia można znaleźć w pracach następujących ekonomistów: Crouhy-Veyrac i Saint Marc (1995), Stein i Lim (1995), Stein i Sauernheimer (1996), Allen (1997).

Teoria NATREX należy do teorii realnego kursu walutowego w średnim i długim okresie. Model NATREX stanowi neoklasyczny model wzrostu. Punktem wyjścia jest definicja realnego kursu walutowego (Stein i Paladino 1998):

$$R = \frac{EP}{P^*}. \quad (7.47)$$

Stein traktuje realny kurs walutowy postaci (7.47) jako zmienną endogeniczną, przy czym $\log E = -s$, gdzie s oznacza logarytm naturalny nominalnego kursu walutowego, zdefiniowanego jako krajowa cena waluty obcej, zaś P i P^* to indeksy cen krajowych i zagranicznych. Potraktowanie zmiennej R jako zmiennej endogenicznej oznacza, że przedmiotem badania nie są poszczególne komponenty wyrażenia (7.47) z osobna. Model można umiejscowić zarówno w systemie kursów zmiennych, jak i stałych. W odniesieniu do małej gospodarki otwartej realny kurs walutowy ulega modyfikacji ze względu na przyjęcie innych deflatorów w relacji (7.47). Mamy wówczas:

$$R = \frac{E\bar{W}}{\bar{W}^*}, \quad (7.48)$$

gdzie: $\bar{W}$ – indeks jednostkowych kosztów pracy. W teorii NATREX pomija się krótkookresowe fluktuacje kursu walutowego i przyjmuje

² Por. również Stein (1990, 1994).

następujące założenia dla średniego i długiego okresu, które mają wpływ na kurs równowagi:

- gospodarka funkcjonuje w warunkach wykorzystania możliwości wytwórczych na poziomie długookresowej wartości średniej;
- rezerwy i spekulacyjne przepływy kapitału są stabilne i wolne od oczekiwań zmian nominalnych kursów walutowych lub zmian polityki pieniężnej;
- zachodzi równowaga transakcji portfelowych dopóty, dopóki krajowa stopa procentowa równoważy się ze stopą zagraniczną.

Zakłada się ponadto, że kurs rzeczywisty jest zbliżony do kursu NATREX. Do istotnych cech makromodelu kursu NATREX należy to, że zawiera on w sobie cechy modeli Mundella, Fleminga i Bransona, natomiast kurs NATREX to kurs, który równoważy rachunek obrotów bieżących z oszczędnościami liczonymi *ex ante*, pomniejszonymi o inwestycje. Decyzje dotyczące oszczędności, inwestycji, eksportu i importu są podejmowane i optymalizowane w warunkach niepewności przez uczestników rynku niezależnie. Nie dokonuje się podziału na sektor publiczny i prywatny, lecz na społeczną (publiczną oraz prywatną) konsumpcję i inwestycje. Ostatecznie, niepewność każdego uczestnika rynku (gospodarstwa domowego lub innego podmiotu gospodarczego) jest związana z przyszłym dochodem.

Model kursu NATREX poddaje się optymalizacji za pomocą metod stochastycznego optymalnego sterowania (Fleming i Rishel 1975, Merton 1990, Fleming 1995). Zmiennymi endogenicznymi w modelu są: realny kurs walutowy R , zadłużenie zagraniczne F oraz kapitał k . Suma salda obrotów bieżących i zmiany zadłużenia zagranicznego jest równa zero. Do zbioru zmiennych egzogenicznych, zgrupowanych w wektorze $\mathbf{Z}$, zalicza się: oszczędności społeczne (lub tzw. preferencję czasu, mierzoną jako suma konsumpcji zbiorowej i indywidualnej względem PKB), produktywność kapitału oraz, w odniesieniu do małej gospodarki otwartej, indeks *terms of trade* i egzogeniczną długookresową realną stopę procentową. Model można przedstawić w następującej postaci:

$$S(k, F, Z_1) - I(k, Z_2) = CA(R, k, F, Z_3), \quad (7.49)$$

$$\dot{F} = I - S, \quad (7.50)$$

$$\dot{k} = I(k, Z_4), \quad (7.51)$$

gdzie: $\mathbf{Z} = [Z_1 : Z_2 : Z_3 : Z_4]$, natomiast kropka nad zmienną oznacza pierwszą pochodną względem czasu. Zmienna fundamentalna Z_1 w równaniu oszczędności oznacza preferencję czasu, przy czym wzrost tej zmiennej oznacza spadek oszczędności społecznych. Zmienna fundamentalna Z_2 w funkcji inwestycji oznacza produktywność kapitału, zmienna Z_3 w funkcji salda obrotów bieżących, w przypadku małej gospodarki otwartej, jest relacją *terms of trade*, zmienna Z_4 zaś to długookresowa realna stopa procentowa. Model NATREX należy do nurtu ekonomii pozytywnej a nie normatywnej i odpowiada realnej stopie procentowej, która prowadzi system do osiągnięcia równowagi zewnętrznej i wewnętrznej.

Estymację modelu kursu NATREX można również przeprowadzić z zastosowaniem metod analizy kointegracji w oparciu o następujące równanie:

$$R_t = \mathbf{BZ}_t + \delta [R_{t-1} - \mathbf{BZ}_{t-1}] + \lambda \mathbf{DZ}' + u_t. \quad (7.52)$$

W równaniu (7.52) empiryczny realny kurs walutowy jest sumą czterech składników. Pierwszy z nich, $\mathbf{BZ}_t$, określa długookresowy realny kurs walutowy, związany z wartościami fundamentalnymi. Składnik drugi, $\delta [R_{t-1} - \mathbf{BZ}_{t-1}]$, stanowi wyraz korekty błędu i określa dynamikę równania w postaci endogenicznej zmienności poziomu zadłużenia zagranicznego. Składnik trzeci, $\mathbf{DZ}'$, jest czynnikiem nierównowagi, która występuje, gdy poziom wykorzystania możliwości wytwórczych odbiega od długookresowej średniej i gdy występują odchylenia krajowej realnej, długookresowej stopy procentowej od stopy zagranicznej. Składnik ostatni, u_t , zawiera czynniki o charakterze spekulacyjnym,

głównie przepływy kapitałowe, które mają przejściowy wpływ na kurs walutowy. Są one przede wszystkim skutkiem oczekiwań odnośnie do zmian polityki pieniężnej.

Ponieważ kurs NATREX rozumie się jako kurs równowagi w średnim i długim okresie, to można wskazać na źródła średnio- i długookresowej zmienności tego kursu na podstawie analizy równania (7.52). Po pierwsze, kurs równowagi w średnim okresie wyznacza suma dwóch pierwszych składników tego równania. Pozostałe składniki przyjmuje się jako równe zeru. Po drugie, kurs równowagi w długim okresie, związany z równowagą zewnętrzną i wewnętrzną i po osiągnięciu stanu równowagi przez zadłużenie zagraniczne, sprowadza się do pierwszego składnika równania (7.52), tj. $\hat{R}_t = \mathbf{BZ}_t$. Zatem w stanie równowagi, w którym zachodzi równowaga zewnętrzna i wewnętrzna, równowaga portfelowa wynikająca ze zrównoważenia się długookresowych realnych stóp procentowych i równowaga zadłużenia zagranicznego, kurs NATREX osiąga równowagę długookresową. W średnim okresie zachodzi równowaga zewnętrzna i wewnętrzna, podobnie równowaga portfelowa, lecz zmianom podlega poziom zadłużenia i kapitału. W tym przypadku kurs NATREX osiąga równowagę średniookresową.

Stein (1999) wykorzystał model VECM i oszacował kurs efektywny NATREX dolara względem kursów walut krajów G7 dla okresu kursów płynnych. Równanie tego kursu ma postać:

$$\hat{q}_t = \underset{(88,93)}{-404,97} tp_t + \underset{(202,87)}{1207,98} tp_t^* + \underset{(1,06)}{2,044} pr_t - \underset{(0,50)}{2,211} pr_t^*, \quad (7.53)$$

gdzie: tp – preferencja czasu (udział sumy konsumpcji indywidualnej i zbiorowej w PKB), pr – produktywność kapitału (średnia ruchoma obejmująca cztery kwartały stopy wzrostu realnego PKB). Oceny parametrów są zgodne z postulatami modelu NATREX. Należy zauważyć, że równanie (7.53) nie specyfikuje wszystkich zmiennych postulowanych w modelu NATREX, w szczególności nie znalazła się w nim stopa procentowa i kapitał.

Model NATREX stanowi uzupełnienie modelu monetarnego i innych modeli równowagi kursów walutowych (Bayoumi i in. 1994, Williamson 1994, Clark 1996).

Przedstawione w tym rozdziale modele to różnorodne narzędzia opisujące kurs walutowy. Stosunkowo najprostszymi są: model bilansu płatniczego oraz modele CHEER i BEER, które z reguły nie wymagają systemowych metod estymacji parametrów. Można je bowiem sprowadzić do postaci quasi-zredukowanej i poddać estymacji parametry jednego równania. W ich przypadku można również, co jest szczególnie zalecane, zastosować analizę kointegracji i podjąć próbę określenia związków długookresowych i ich krótkookresowej dynamiki. Taką próbę podjęto w tej monografii w przypadku modelu CHEER, kładąc nacisk na związki długookresowej równowagi.

Bardziej zaawansowanymi są modele FEER i NATREX. Z reguły wymagają one oszacowania modelu wielorównaniowego i zastosowania metod optymalnego sterowania. Jednocześnie pozwalają na bardziej szczegółową analizę modelowanych związków, przez co mają większe walory praktyczne.

W ostatnim rozdziale poruszone zostaną kwestie efektywności polityki gospodarczej w różnych systemach kursowych na podstawie modeli stanowiących własną modyfikację modeli Mundella-Fleminga-Dornbuscha, przedstawionych w rozdziale 5.

Polityka gospodarcza w systemach kursów stałych i zmiennych

8.1. Wprowadzenie

W ostatnim dwudziestoleciu nastąpił w Europie szybki wzrost integracji gospodarczej. W państwach Unii Europejskiej ten proces stanowił fundamenty Unii Gospodarczej i Walutowej (*Economic and Monetary Union*, EMU). Powstanie EMU 1 stycznia 1999 r. spowodowało zastąpienie walut narodowych w operacjach rozliczeniowych wspólną walutą euro. Kompetencje narodowych banków centralnych w zakresie polityki pieniężnej przejął Europejski Bank Centralny (ECB).

Powstanie EMU ma poważne konsekwencje dla Polski. Oznacza utworzenie stabilnego i obciążonego mniejszym ryzykiem kursowym obszaru gospodarczego, umożliwienie zwiększenia skali obrotów w handlu zagranicznym Polski, a tym samym osiągnięcia szybszego wzrostu gospodarczego. Członkostwo Polski w Unii Europejskiej określa obecną i przyszłą politykę kursową. Wprowadzenie w 2000 r. systemu kursów płynnych w Polsce miało na celu, po pierwsze, umożliwienie prowadzenia przez Radę Polityki Pieniężnej polityki bezpośredniego celu inflacyjnego¹. Po drugie, miało umożliwić osiągnięcie przez złotego poziomu równowagi długookresowej, który byłby korzystny z punktu widzenia późniejszego przystąpienia do strefy euro.

¹ Różne aspekty polityki pieniężnej przez pryzmat reguły Taylora są przedstawione w pracy Baranowskiego (2008).

Utrata autonomii w prowadzeniu polityki pieniężnej przez niezależny bank centralny na rzecz innej instytucji ponadnarodowej może mieć znaczne konsekwencje gospodarcze dla danego kraju. Są one tym poważniejsze, im większe różnice – gospodarcze i kulturowe – obserwuje się pomiędzy krajami, które zamierzają przystąpić do unii walutowej. W tym kontekście ważne jest nie tylko określenie zakresu oddziaływania instrumentów polityki gospodarczej – fiskalnej i pieniężnej – na wzrost gospodarczy, lecz również osadzenie tych zagadnień w realiach współczesnego świata. Jest bowiem istotne to, czy decyzję o przyjęciu wspólnej waluty zamierza podjąć państwo duże czy małe, silne czy słabsze gospodarczo, bogate w surowce naturalne, czy też uzależnione od ich importu. Z punktu widzenia analizy teoretycznej stosunkowo łatwo ująć powyższe zagadnienia w postaci założeń modeli. Nie można jednak określić wszelkich skutków podejmowanych działań gospodarczych i stąd modele matematyczne są tylko znacznym uproszczeniem obrazu rzeczywistości.

Jak pokazują okresy osłabienia lub wręcz załamania się koniunktury na świecie, szczególnie w największych gospodarkach, systemy walutowe w wielu krajach reagują stosunkowo najszybciej i są poddawane ciężkiej próbie². W zasadzie można powiedzieć, że w słabej gospodarce funkcjonuje słaby pieniądz. Jeśli ta gospodarka nie ma solidnych podstaw w sferze realnej, to załamania koniunktury na świecie, w tym gwałtowne spadki popytu i fluktuacje rynku finansowego, szybko pobudzają deprecjację walut tych krajów. Zarówno silna deprecjacja, jak i aprecjacja waluty mogą mieć poważne konsekwencje³. Jednak w praktyce reakcja zmiennych nominalnych i realnych nie jest w obu przypadkach symetryczna. Mniejsze znaczenie ma to, czy dany kraj

² Zagadnienia ryzyka walutowego i modele kryzysów walutowych zostały przedstawione w pracach Milo i Kozery (2003, 2004). Por. również Sławiński (2000), Małecki i in. (2001).

³ Szerszą dyskusję na temat związków pomiędzy kursem walutowym, cenami i wzrostem gospodarczym można znaleźć np. w pracach Karadeloglou i in. (2001), Wdowińskiego (2005a) i Wośko (2005).

funkcjonuje w warunkach stałego czy zmiennego kursu walutowego, gdyż społeczno-gospodarcze koszty presji na zmiany tego kursu mogą być w każdym przypadku znaczne. Wydaje się zatem, że przystąpienie do strefy euro małej gospodarki otwartej, jak Polska, słabszej ekonomicznie od innych gospodarek europejskich, powinno stworzyć przewagę korzyści nad kosztami tej decyzji.

W tym rozdziale zostanie omówione zagadnienie efektywności dwóch reżimów walutowych – kursów stałych i zmiennych. Ich specyfika jest źródłem różnic w sposobach, w jakich polityka pieniężna i fiskalna oraz zakłócenia pochodzące z rynków zagranicznych wpływają na rozwój gospodarczy danego kraju. W związku z tym wybór właściwego reżimu walutowego stanowi jeden z głównych problemów polityki gospodarczej.

Wiele przedstawionych tu rozważań można rozumieć w kontekście starań Polski o członkostwo w EMU. Procesy integracji z UE wpływają na kształt systemu kursów walutowych w Polsce. Jej oczekiwane członkostwo w systemie ERM2 oraz przystąpienie do EMU oznacza stopniowe usztywnianie kursu złotego aż do całkowitego wprowadzenia wspólnej waluty. Tym samym system kursów zmieniających się płynnie można traktować jako „system utraconych korzyści”.

Dokonamy próby teoretycznej analizy potencjalnych korzyści i kosztów funkcjonowania małej gospodarki otwartej w systemach kursów stałych i zmiennych. Podstawą wnioskowania będą trzy modele gospodarki, zorientowane zarówno popytowo, jak i podażowo, funkcjonujące w warunkach systemu kursów stałych i zmiennych, należące do nurtu ekonomii matematycznej. Modele te można przedstawić w postaci dynamicznych układów równań różniczkowych pierwszego rzędu. Ich rozwiązanie analityczne pozwala na przeprowadzenie analiz symulacyjnych. Przedstawione modele będą stanowiły rozwinięcie standardowych modeli Mundella-Fleminga-Dornbuscha. Cechują się one prostotą, a ich konstrukcja pozwala na opisanie najważniejszych zależności ekonomicznych.

Celem budowy modeli jest ułatwienie zrozumienia konsekwencji prowadzenia polityki pieniężnej i fiskalnej w systemach stałego i zmiennego kursu walutowego. Stanowią one modyfikację założeń i specyfikacji bliskiej modelom o ugruntowanej pozycji w literaturze. W szczególności, w dwóch pierwszych modelach pominięto warunek parytetu stóp procentowych UIP. Stąd opisane modele funkcjonują w warunkach niepełnej mobilności kapitału. Warunek UIP może stanowić uogólnioną definicję warunków kursu zmiennego. Jego pominięcie spowodowało, że w tym celu należało posłużyć się definicją salda handlu zagranicznego i zmiany oficjalnych rezerw banku centralnego. W trzecim modelu przyjęto, że formuła parytetu UIP jest spełniona. W konsekwencji, konstrukcja modeli opiera się na wnioskach przedstawionych dotychczas w rozdziałach 3–7.

W systemie kursów stałych bank centralny dokonuje interwencji w celu utrzymania kursu na stałym poziomie, poziom rezerw zaś jest jedną z głównych zmiennych makroekonomicznych. Krajowa podaż pieniądza przestaje być wówczas zmienną egzogeniczną. Z kolei w systemie kursów zmiennych władze monetarne nie interweniują na rynku walutowym. Wówczas kurs utrzymuje bilans płatniczy w równowadze. Te kluczowe założenia stanowią podstawę konstrukcji reżimów kursowych w prezentowanych dalej modelach.

Wśród autorów wielu prac stanowiących fundament dla poniższych modeli należy wyróżnić takich ekonomistów, jak: Fleming (1962), Mundell (1963), Buitier i Miller (1982), Buitier (1983), Turnovsky (1986), Montiel (1987), Giavazzi i Giovannini (1989b), Cardia (1991), Sheen (1992), Sutherland (1995), van Aarle (1996), Jensen (1997), Mitchell i Pentecost (2001), Papazoglou i Pentecost (2001), Wdowiński i van Aarle (2001). Ich wspólnym przedmiotem zainteresowania jest zagadnienie stabilności makroekonomicznej małej gospodarki otwartej. Wiele z tych opracowań dotyczy obszaru EMU i UE w kontekście optymalnych systemów kursów walutowych oraz wewnętrznych i zewnętrznych konsekwencji utworzenia wspólnego obszaru walutowego.

8.2. Model popytowy

W tym podrozdziale zostanie przedstawiony model zorientowany popytowo, funkcjonujący w warunkach kursu stałego i zmiennego.

Niech całkowity popyt w gospodarce na krajowe towary i usługi⁴ y^d będzie funkcją krajowego dochodu y , realnej stopy procentowej, stanowiącej różnicę między nominalną stopą procentową i a inflacją⁵ $\dot{p}$, realnego kursu walutowego, zdefiniowanego jako różnica między nominalnym kursem walutowym s a relacją wskaźników cen krajowych p i zagranicznych p^* , oraz zmiennej $u^d = \{\bar{g}, y^*\}$, stanowiącej parametr zakłócenia popytowego. Wśród tych zakłóceń można wyróżnić zmiany krajowej polityki fiskalnej $\bar{g}$ lub zmiany popytu zagranicznego y^* . Zatem krzywa IS ma postać:

$$y^d = \delta y - \sigma(i - \dot{p}) + \alpha(s - p + p^*) + u^d, \quad (8.1)$$

gdzie parametr δ odzwierciedla efekt mnożnikowy, uwzględniający konsumpcję prywatną, inwestycje i import. W modelu zakłada się, że podaż towarów i usług jest elastyczna i w krótkim okresie jest wyznaczana przez popyt.

Równowagę na rynku pieniężnym można opisać za pomocą krzywej LM:

$$m^s - p = \kappa y - \lambda i, \quad (8.2)$$

gdzie $m^s - p$ oznacza realną podaż pieniądza. Po prawej stronie związku (8.2) znajduje się funkcja popytu na pieniądz, w tym popytu transakcyjnego, związanego z poziomem dochodu y i spekulacyjnego, związanego z nominalną stopą procentową i .

Ponadto, niech poziom podaży pieniądza M^s jest sumą dwóch składników: wolumenu kredytu D oraz rezerw zagranicznych F , wyrażonych w walucie krajowej:

⁴ Podobnie jak w poprzednich rozdziałach, o ile nie zaznaczono inaczej, małymi literami oznaczono logarytmy naturalne odpowiednich zmiennych.

⁵ Symbol kropki nad zmienną oznacza pierwszą pochodną względem czasu.

$$M^s \equiv D + F. \quad (8.3)$$

W systemie kursu stałego zarówno D , jak i F mogą się zmieniać. W systemie kursu zmiennego tylko D się zmienia. Wówczas zmienną monetarną jest poziom kredytu dla gospodarki. Przyjmijmy, że udział kredytu D w podaży pieniądza jest równy θ . Definiując zmienne w kategoriach odchyleń od początkowego stanu równowagi (por. dodatek A), otrzymuje się:

$$m^s = \theta d + (1 - \theta)f. \quad (8.4)$$

Warunki dla dwóch alternatywnych systemów kursowych, tj. kursów stałych i zmiennych, można wprowadzić do modelu za pomocą równania bilansu płatniczego. Równanie to ma postać:

$$S\dot{F}^* = \psi \left[(i - i^* - E(\dot{s})), (s - p + p^*), y \right], \quad (8.5)$$

gdzie: $\dot{F}^*$ – przyrost rezerw banku centralnego wyrażonych w walucie zagranicznej, i^* – zagraniczna nominalna stopa procentowa, natomiast E – operator oczekiwania. Przyrost rezerw $S\dot{F}^*$ stanowi sumę sald rachunków obrotów kapitałowych i bieżących. Saldo rachunku obrotów kapitałowych jest funkcją oczekiwanych stóp zysku z kapitału (Frenkel i Rodriguez 1982). Saldo rachunku obrotów bieżących jest funkcją realnego kursu walutowego i dochodu.

Zauważmy, że po lewej stronie równania (8.5) występuje przyrost poziomu zmiennej, a nie jej logarytmu. Stąd należy dokonać loglinearyzacji tego równania (por. dodatek A). W efekcie prostych przekształceń otrzymuje się postać równania bilansu płatniczego:

$$\dot{f}^* = \frac{\psi_1}{S_0 F_0^*} [i - i^* - E(\dot{s})] + \frac{\psi_2}{S_0 F_0^*} (s - p + p^*) - \frac{\psi_3}{S_0 F_0^*} y, \quad (8.6)$$

gdzie ψ_1 , ψ_2 i ψ_3 są pochodnymi cząstkowymi funkcji ψ względem odpowiednio różnicy stóp procentowych, realnego kursu walutowego i krajowego dochodu, natomiast S_0 i F_0^* to początkowe stany kursu walutowego i rezerw.

Niech $\psi_1 \equiv \mu$, gdzie μ określa stopień mobilności kapitału, przy czym $\mu \rightarrow \infty$ oznacza mobilność doskonałą. Ponadto, niech $\psi_2 \equiv \alpha$, $\psi_3 \equiv \gamma$ oraz $S_0 = 1$ i $F_0^* = 1$. Mamy zatem:

$$\dot{f}^* = \mu[i - i^* - E(\dot{s})] + \alpha(s - p + p^*) - \gamma y. \quad (8.7)$$

W przypadku reżimu kursu stałego równanie (8.7) można uprościć, gdyż $E(\dot{s}) = 0$. Dla ułatwienia można przyjąć również, że $S = 1$, stąd $s = 0$. Daje to następującą postać równania bilansu płatniczego:

$$\dot{f}^* = \mu(i - i^*) - \alpha(p - p^*) - \gamma y. \quad (8.8)$$

Postać równania (8.7) jest inna w systemie kursów zmiennych, gdyż całkowicie płynny kurs walutowy z definicji utrzymuje bilans płatniczy w równowadze. To oznacza, że władze monetarne nie interweniują na rynku finansowym, a poziom rezerw zagranicznych się nie zmienia. Wówczas nadwyżce (deficytowi) na rachunku obrotów bieżących odpowiada deficyt (nadwyżka) na rachunku obrotów kapitałowych. Jeśli zatem $\dot{f}^* = 0$, to równanie (8.7) bilansu płatniczego w warunkach kursu zmiennego przyjmuje postać:

$$\mu[i - i^* - E(\dot{s})] = -[\alpha(s - p + p^*) - \gamma y]. \quad (8.9)$$

Z równania (8.9) otrzymuje się równanie oczekiwanej deprecjacji waluty krajowej:

$$E(\dot{s}) = i - i^* + \frac{\alpha}{\mu}(s - p + p^*) - \frac{\gamma}{\mu}y. \quad (8.10)$$

Należy zauważyć, że w przypadku doskonałej mobilności kapitału (a więc przy $\mu \rightarrow \infty$), w systemie kursów zmiennych traci znaczenie rachunek obrotów bieżących. Wówczas z (8.10) wynika natychmiast, że związek:

$$E(\dot{s}) = i - i^*, \quad (8.11)$$

znany jako „niezabezpieczony” parytet stóp procentowych UIP, staje się przypadkiem szczególnym w prezentowanym modelu.

Proces dostosowania cen w gospodarce można opisać za pomocą stylizowanej krzywej Phillipsa, określającej zależność inflacji od dochodu realnego:

$$\dot{p} = \eta y. \quad (8.12)$$

Parametr η odgrywa w modelu szczególną rolę. Odzwierciedla wszystkie te czynniki, które łącznie wyznaczają poziom elastyczności cen w gospodarce, przy czym $\eta \rightarrow \infty$ oznacza warunki elastyczności doskonałej.

Ponadto, przyjmuje się założenie o doskonałym przewidywaniu⁶ względem kursu walutowego:

$$E(\dot{s}) = \dot{s}. \quad (8.13)$$

Zgodnie z (8.13) uczestnicy rynku doskonale przewidują poziom deprecjacji. O stabilności systemu w warunkach kursu zmiennego mówi się wówczas, gdy wśród uczestników rynku panuje przekonanie, że kurs walutowy zawsze zmierza do stanu równowagi.

Ze względu na przyjęte w modelu ograniczenia w procesie dostosowania cen ($\eta \rightarrow 0$), zmienny kurs walutowy stanowi mechanizm dostosowawczy w sytuacji, gdy gospodarka jest poddawana zakłóceniom. Wówczas kurs zmienny może odgrywać bardzo istotną rolę w przywracaniu równowagi w gospodarce. W długim okresie następuje pełne dostosowanie cen, dochód narodowy zaś powraca do długookresowego stanu równowagi i pozostaje neutralny ze względu na impulsy pieniężne lub fiskalne.

Metodą kolejnych podstawień model można przedstawić za pomocą autonomicznego układu równań różniczkowych niejednorodnych pierwszego rzędu (por. dodatek B). W notacji macierzowej układ ten przyjmuje postać:

⁶ Termin ten jest właściwy dla modeli deterministycznych, pozbawionych wpływów losowych, niewyjaśnianych przez teorię leżącą u podstaw konstrukcji tych modeli. W przypadku modeli stochastycznych mówi się wówczas o „racjonalnych oczekiwaniach”.

$$\dot{\mathbf{x}}_i = \mathbf{A}_i \mathbf{x}_i + \mathbf{b}_i, \quad i = \{f, l\}, \quad (8.14)$$

gdzie: $\mathbf{x}'_f = \begin{bmatrix} p_f & f_f^* \end{bmatrix}$ w warunkach kursu stałego oraz $\mathbf{x}'_l = \begin{bmatrix} p_l & s_l \end{bmatrix}$ w warunkach kursu zmiennego.

W warunkach kursu stałego mamy zatem:

$$\begin{bmatrix} \dot{p}_f \\ \dot{f}_f^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} f_{11} & f_{12} \\ f_{21} & f_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_f \\ f_f^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} f_1 \\ f_2 \end{bmatrix}, \quad (8.15)$$

gdzie:

$$\begin{aligned} f_{11} &= -\frac{\eta(\alpha\lambda + \sigma)}{\Delta\lambda}, \quad f_{12} = \frac{\eta\sigma(1-\theta)}{\Delta\lambda}, \\ f_{21} &= \frac{\alpha\gamma\lambda^2 - \alpha\Delta\lambda^2 + \Delta\lambda\mu - \alpha\kappa\lambda\mu + \gamma\lambda\sigma - \kappa\mu\sigma}{\Delta\lambda^2}, \\ f_{22} &= \frac{(\kappa\mu\sigma - \Delta\lambda\mu - \gamma\lambda\sigma)(1-\theta)}{\Delta\lambda^2}, \\ f_1 &= \frac{\eta(\alpha\lambda p^* + \sigma\theta d + \lambda u^d)}{\Delta\lambda}, \\ f_2 &= \frac{\alpha(\Delta\lambda - \gamma\lambda + \kappa\mu)p^*}{\Delta\lambda} - \frac{(\Delta\lambda\mu + \gamma\lambda\sigma - \kappa\mu\sigma)\theta d}{\Delta\lambda^2} + \left(\frac{\kappa\mu}{\Delta\lambda} - \frac{\gamma}{\Delta} \right) u^d - \mu i^*, \end{aligned}$$

oraz:

$$\Delta \equiv 1 - \delta - \sigma\eta + \frac{\kappa\sigma}{\lambda}. \quad (8.16)$$

W przypadku kursu zmiennego zapiszemy:

$$\begin{bmatrix} \dot{p}_l \\ \dot{s}_l \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} l_{11} & l_{12} \\ l_{21} & l_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_l \\ s_l \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} l_1 \\ l_2 \end{bmatrix}, \quad (8.17)$$

gdzie:

$$l_{11} = -\frac{\eta(\alpha\lambda + \sigma)}{\Delta\lambda}, \quad l_{12} = \frac{\eta(\alpha\lambda + \sigma - \sigma\theta)}{\Delta\lambda},$$

$$l_{21} = \frac{\alpha\gamma\lambda^2 - \alpha\Delta\lambda^2 + \Delta\lambda\mu - \alpha\kappa\lambda\mu + \gamma\lambda\sigma - \kappa\mu\sigma}{\Delta\lambda^2\mu},$$

$$l_{22} = \frac{\alpha\kappa}{\Delta\lambda} + \frac{\alpha}{\mu} - \frac{\alpha\gamma}{\Delta\mu} + \frac{\kappa\sigma(1-\theta)}{\Delta\lambda^2} - \frac{1-\theta}{\lambda} - \frac{\gamma\sigma(1-\theta)}{\Delta\lambda\mu},$$

$$l_1 = \frac{\eta(\alpha\lambda p^* + \sigma\theta d + \lambda u^d)}{\Delta\lambda},$$

$$l_2 = \frac{\alpha(\Delta\lambda - \gamma\lambda + \kappa\mu)p^*}{\Delta\lambda\mu} - \frac{(\Delta\lambda\mu + \gamma\lambda\sigma - \kappa\mu\sigma)\theta d}{\Delta\lambda^2\mu} + \left(\frac{\kappa}{\Delta\lambda} - \frac{\gamma}{\Delta\mu} \right) u^d - i^*,$$

oraz Δ wyraża się wzorem (8.16).

W odniesieniu do przedstawionego modelu przyjęto następujące założenia dotyczące efektywności instrumentów polityki makroekonomicznej:

- deprecjacja waluty krajowej ma stosunkowo niewielki wpływ na wzrost eksportu i tym samym na wzrost popytu na krajową produkcję z uwagi na silną transmisję wzrostu kursu na wzrost poziomu cen krajowych, co sprawia, że kurs walutowy nie jest wysoce efektywnym instrumentem wpływającym na poprawę rachunku obrotów bieżących; stąd parametr α jest niewielki, przy czym jego dodatnia wartość oznacza, że zachodzi warunek Marshalla-Lernera-Robinson;

- gospodarka jest silnie uzależniona od importu, stąd dochodowa elastyczność popytu na import jest dość wysoka i tym samym efekt mnożnikowy w postaci parametru δ jest stosunkowo niewielki;

- w długim okresie oczekuje się zaniku ograniczeń w przepływie kapitału, lecz jest prawdopodobne, że również wówczas aktywa finansowe nie staną się doskonałymi substytutami; stąd w modelu znaczenia nabiera parametr μ i przyjmuje się, że stopień mobilności kapitału jest umiarkowanie wysoki;

- ceny są sztywne, co wyraża niska wartość parametru η ;
- całkowity popyt na produkcję jest wrażliwy na zmiany realnej stopy procentowej i tym samym na zmiany inwestycji, stąd przyjmuje się wysoką wartość parametru σ .

W tab. 8.1 podano wartości parametrów modelu.

Tab. 8.1. Wartości parametrów i początkowych stanów zmiennych sterujących dla modelu popytowego

Parametr	δ	σ	α	κ	λ	θ	μ	γ	η	u^d	p^*	d	i^*	F_0^*	S_0
Wartość	0,2	1	0,1	1	1	0,5	2	0,4	0,2	0	0	0	0	1	1

Źródło: opracowanie własne.

Przyjęto, że parametry κ i λ są równe jedności (por. np. Ambler i Cardia 1992).

W następnych podrozdziałach zostanie przedstawiona symulacja skutków zastosowania instrumentów polityki pieniężnej i fiskalnej.

8.2.1. Symulacja skutków polityki gospodarczej

Analizę skutków zastosowania wybranych instrumentów polityki gospodarczej można przeprowadzić w oparciu o symulację numeryczną. Badaniu zostaną poddane scenariusze polityki pieniężnej i fiskalnej w warunkach systemów kursów stałych i zmiennych. Wyniki pozwolą ocenić efektywność obu systemów kursów walutowych w środowisku makroekonomicznym przedstawionego modelu.

Dynamika i stabilność systemów (8.15) i (8.17) jest funkcją przyjętych wartości parametrów. Zostały one skalibrowane w oparciu o literaturę przedmiotu. W szczególności, dużą wagę należy przyłożyć do parametru α , który określa wrażliwość popytu na krajową produkcję oraz wrażliwość salda rachunku obrotów bieżących na zmiany realnego kursu walutowego, do parametru μ będącego kwantyfikacją swobody przepływu kapitału oraz parametru η określającego poziom sztywności cen. Przy założonych wartościach parametrów (tab. 8.1),

układy dynamiczne w obu systemach kursowych są stabilne⁷. Przeprowadzona analiza wrażliwości, polegająca na niewielkich zmianach parametrów nie wykazała dużych zmian w dynamice systemu i w szczególności nie wpłynęła na stabilność systemu (szerzej na ten temat por. Wdowiński i van Aarle 2001, Wdowiński 2007a).

Rozwiązanie układów dynamicznych⁸ w warunkach kursu stałego i zmiennego podano w dodatku B. Znajomość tego rozwiązania pozwala na wykonanie symulacji modelu, obrazujących określone scenariusze polityki gospodarczej.

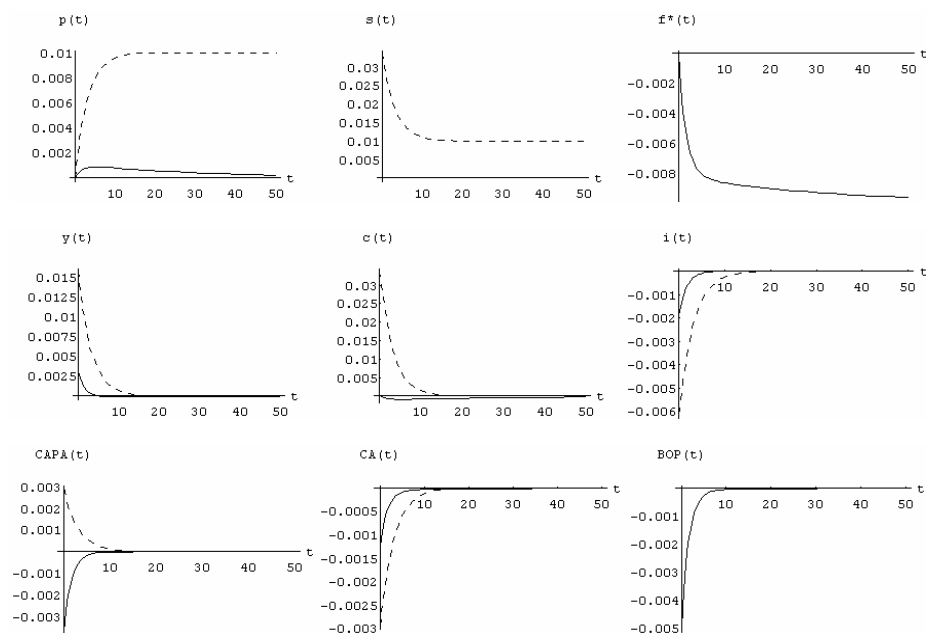
W scenariuszach pokazano ścieżkę rozwoju, kolejno: krajowego indeksu cen $p(t)$, kursu walutowego $s(t)$, rezerw zagranicznych $f^*(t)$, dochodu krajowego (utożsamianego z PKB) $y(t)$, realnego kursu walutowego $c(t)$, nominalnej stopy procentowej $i(t)$, salda obrotów kapitałowych $CAPA(t)$, salda obrotów bieżących $CA(t)$ i bilansu płatniczego $BOP(t)$. Indeks cen, kurs walutowy i PKB są wyrażone w logarytmach naturalnych. Dla tych zmiennych dodatnie (ujemne) wartości na rysunkach odpowiadają stanom wyższemu (niższemu) o określony procent od stanu spoczynku układu. Podobna interpretacja dotyczy rezerw zagranicznych, które w modelu są zdefiniowane w kategoriach odchyleni w procentach od ustalonego stanu początkowego tej zmiennej. W przypadku salda obrotów kapitałowych i bieżących oraz bilansu płatniczego dodatnie (ujemne) wartości oznaczają nadwyżkę (deficyt) na odpowiednim rachunku. Ścieżkę rozwoju zmiennych w obu systemach przedstawiają odpowiednio linie: ciągła – warunki kursu stałego i przerywana – warunki kursu zmiennego. Opis rozpoczniemy od wyników uzyskanych w scenariuszu polityki pieniężnej.

⁷ Można również przeprowadzić analizę stabilności polegającą na ustaleniu związków pomiędzy parametrami, wykorzystując warunki stabilności oparte na znaku śladu i wyznacznika macierzy $\mathbf{A}$ obu systemów. Jednak skomplikowane funkcje parametrów utrudniają analizę dopuszczalnych zmian ich wartości. Dla celów analizy należy stwierdzić, że w podanym środowisku makroekonomicznym systemy są stabilne.

⁸ Zaprezentowany model i dwa następne zostały rozwiązane analitycznie za pomocą pakietu *Mathematica 2.2*.

8.2.1.1. Polityka pieniężna

Rys. 8.1 przedstawia skutki dodatniego impulsu monetarnego w postaci zwiększenia podaży kredytu w gospodarce o 1%, tj. $d = 0,01$.



Rys. 8.1. Skutki ekspansywnej polityki pieniężnej w modelu popytowym

Źródło: opracowanie własne

Można zauważyć, że dodatni impuls monetarny jest szczególnie efektywny w systemie kursu zmiennego. Prowadzi on do spadku stóp procentowych, gdyż przy zwiększonej podaży powinien pojawić się dodatkowy popyt na pieniądź, aby przywrócić równowagę na rynku pieniądza. Prowadzi to do nadmiernej deprecjacji waluty krajowej zarówno w kategoriach nominalnych, jak i realnych. Jest to zjawisko typowe dla gospodarek, w których ceny towarów i usług są sztywne. Zjawisko nadmiernej deprecjacji, czyli tzw. „przestrzelenie” (*overshooting*) rozpoznał i opisał Dornbusch (1976a), co było przedmiotem dyskusji w rozdziale 5.

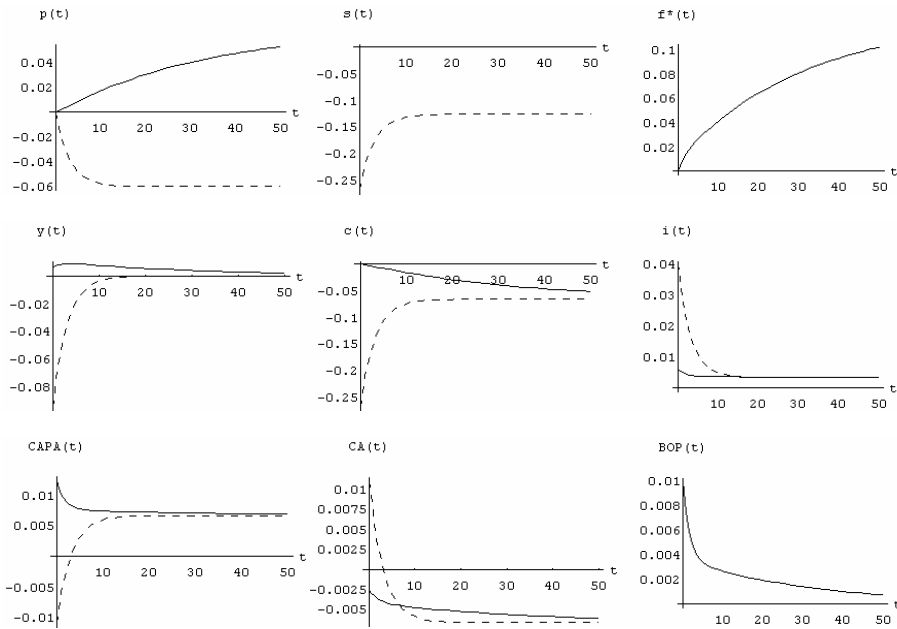
Wzrost kursu realnego, a więc wzrost pozycji konkurencyjnej w handlu zagranicznym, zwiększa popyt zagraniczny na krajową produkcję. Spadek stóp procentowych nie dominuje nad oczekiwaną aprecjacją waluty krajowej i obserwuje się niewielką nadwyżkę na rachunku obrotów kapitałowych, gdyż oczekiwana stopa zwrotu z kapitału jest dodatnia. W konsekwencji, obserwuje się deficyt na rachunku obrotów bieżących, gdyż wyższy poziom PKB pobudza import, którego wzrost dominuje nad wzrostem eksportu, pomimo wzrostu realnego kursu walutowego. Jak widać, polityka monetarna jest efektywna w systemie kursu zmiennego.

W systemie kursu stałego zakłada się, że bank centralny jest zaangażowany w politykę utrzymywania stałego kursu walutowego. Przyjmując, że Polska stanie się członkiem EMU, należy się liczyć z konsekwencjami polityki kursu stałego. Jak wynika z rys. 8.1, impuls monetarny przynosi pewne dostosowanie cen przy stałości kursu. Niższa stopa procentowa, pomimo niewielkiego spadku kursu realnego, powoduje wzrost PKB w krótkim okresie, lecz jednocześnie pojawia się deficyt w obrotach handlu zagranicznego. Oznacza to interwencyjny spadek rezerw walutowych, który niweluje presję w kierunku deprecjacji waluty krajowej. Impuls monetarny ulega więc szybkiej erozji i początkowy wzrost PKB jest szybko neutralizowany na skutek wzrostu cen.

Z przeprowadzonej analizy wynika, że polityka pieniężna może być efektywniejsza w krótkim okresie w systemie kursu zmiennego niż kursu stałego. W długim okresie polityka monetarna nie ma wpływu na dochód w obu systemach kursowych, powoduje bowiem proporcjonalny wzrost cen zgodny z ilościową teorią pieniądza.

8.2.1.2. Polityka fiskalna

Rys. 8.2 przedstawia skutki dodatniego impulsu popytowego, polegającego na wzroście wydatków rządowych, stąd $u^d = 0,01$. Warto wspomnieć, że wzrost zmiennej u^d może oznaczać dowolny impuls popytowy, np. wzrost popytu zagranicznego.



Rys. 8.2. Skutki ekspansywnej polityki fiskalnej w modelu popytowym

Źródło: opracowanie własne

Jeśli istnieją ograniczenia w przepływie kapitału, to równowaga bilansu płatniczego zachodzi dla wszystkich kombinacji stopy procentowej i dochodu, gdyż krzywa równowagi bilansu płatniczego ma dodatni współczynnik kierunkowy. Im mniejsza swoboda w przepływie kapitału, tym większy jest kąt nachylenia tej krzywej.

W wyniku zatem wzrostu wydatków rządowych, w systemie kursu stałego, zwiększa się popyt na krajową produkcję, co przynosi wzrost PKB. Wobec sztywności cen wzrasta popyt na pieniądz, powodując presję na wzrost krajowej stopy procentowej. W systemie kursu zmiennego następuje nominalna aprecjacja waluty krajowej. W obydwu systemach następuje również aprecjacja realna. Pogarsza ona warunki handlu, co w dłuższym okresie prowadzi do powstania deficytu na rachunku obrotów bieżących. Deficyt ten oznacza jednocześnie częściowy spadek krajowego dochodu. W konsekwencji wzrostu stopy procentowej

następuje napływ kapitału i powstaje nadwyżka na rachunku obrotów kapitałowych.

W obliczu niedoskonałej mobilności kapitału polityka fiskalna, podobnie jak monetarna, ma również wpływ na dochód w systemie kursu zmiennego. Te efekty są słabsze niż w systemie kursu stałego. Dzieje się tak, gdyż w systemie kursu stałego impuls w postaci wzrostu stopy procentowej i co ważne – przy stałości kursu – powoduje wyższy niż w systemie kursu płynnego napływ kapitału. Saldo na rachunku obrotów kapitałowych przewyższa saldo na rachunku obrotów bieżących i pojawia się nadwyżka w bilansie płatniczym. To z kolei oznacza wzrost rezerw i tym samym wzrost podaży pieniądza w stopniu wystarczającym, by przeciwdziałać spadkowi kursu, jak to miało miejsce w przypadku kursu zmiennego. Stałość kursu oznacza, iż w tym systemie kursowym nie obserwuje się tak dotkliwego, jak w systemie kursu zmiennego, spadku konkurencyjności. W związku z tym efekt w postaci wzrostu PKB jest silniejszy.

Rozpatrując politykę fiskalną z punktu widzenia korzyści i kosztów funkcjonowania gospodarki w warunkach kursu stałego można stwierdzić, że polityka ta jest bardziej efektywna od polityki monetarnej. Wspomagają ją przepływy monetarne w postaci wzrostu rezerw zagranicznych, czyli podaży pieniądza. Jednak przepływy pieniężne przynoszą łącznie wyższy niż w przypadku polityki monetarnej wzrost ogólnego poziomu cen. Do korzyści ekspansji fiskalnej w systemie kursu stałego należałoby zaliczyć wzrost PKB, przewyższający wzrost z zastosowania ekspansywnej polityki monetarnej oraz dodatni bilans płatniczy. Do kosztów trzeba by zaliczyć dotkliwy społecznie i ekonomicznie wzrost cen – wyższy niż w efekcie ekspansywnej polityki monetarnej.

W następnym podrozdziale zostanie przedstawiony model z wyspecyfikowaną funkcją podaży towarów i usług (zorientowany podażowo), również funkcjonujący w warunkach stałego i zmiennego kursu walutowego.

8.3. Model podaŹowy

Niech funkcja całkowitego popytu na krajowe towary i usługi ma analogiczną postać (8.1) jak w modelu popytowym.

Inaczej niż w modelu popytowym, obecnie zakłada się istnienie funkcji podaŹy dóbr. Niech dana będzie funkcja produkcji typu Cobba-Douglasa:

$$\tilde{Y} = K^a L^{1-a}, \quad 0 < a < 1, \quad (8.18)$$

gdzie: K – kapitał rzeczowy, L – siła robocza. Funkcja o postaci (8.18) jest jednorodna stopnia pierwszego, tj. przyjmuje się stałe przychody skali. Ponadto, siła robocza L podlega regule malejących przychodów, a kapitał $K = \bar{K}$ jest stały w krótkim okresie. Oznacza to, że:

$$\tilde{Y} = \bar{K}^a L^{1-a}, \quad \frac{\partial \tilde{Y}}{\partial L} > 0, \quad \frac{\partial^2 \tilde{Y}}{\partial L^2} < 0. \quad (8.19)$$

W warunkach konkurencji podmioty gospodarujące zatrudniają pracowników dopóty, dopóki ich krańcowy produkt pracy zrówna się z płacą realną. Przedsiębiorstwo osiąga wówczas maksymalny zysk. Zakłada się, że płaca nominalna jest egzogeniczna i ponadto sztywna, tj. $W = \bar{W}$. Mamy zatem:

$$\frac{\partial \tilde{Y}}{\partial L} = \frac{\bar{W}}{P}. \quad (8.20)$$

Licząc pochodną $\partial \tilde{Y} / \partial L$ w oparciu w funkcję produkcji (8.18), otrzymuje się:

$$\frac{\partial \tilde{Y}}{\partial L} = (1-a) \bar{K}^a L^{-a}. \quad (8.21)$$

Podstawiając (8.21) do (8.20), otrzymuje się:

$$(1-a) \bar{K}^a L^{-a} = \frac{\bar{W}}{P}, \quad (8.22)$$

a następnie wyznaczając L z warunku (8.22), można sformułować relację produkcji i płacy realnej. Mamy wówczas (po zlogarytmowaniu stronami):

$$\tilde{y} = \zeta\phi - \phi(\bar{w} - p), \quad \zeta < 0, \quad \phi > 0, \quad (8.23)$$

gdzie: $\bar{K} = 1$, co daje $\ln \bar{K} = 0$, $\zeta = \ln(1 - a)$ i $\phi = \frac{1-a}{a}$. Ponadto przyjmując, że $y = \tilde{y} - \zeta\phi$, otrzymuje się funkcję zagregowanej podaży:

$$y = -\phi(\bar{w} - p). \quad (8.24)$$

Równowaga na rynku pieniężnym została zdefiniowana analogicznie jak w modelu popytowym. Podobnie analogicznie zdefiniowano podaż pieniądza m^s i zmianę rezerw $\dot{f}^*$ w celu określenia warunków dla systemów kursów stałych i zmiennych. Przyjęto ponadto ten sam schemat kształtowania się oczekiwań względem zmian kursu walutowego, $E(\dot{s}) = \dot{s}$.

Nieco inaczej zdefiniowano dynamikę cen krajowych. W obecnym modelu inflacja jest funkcją nierównowagi na rynku towarowym przy wyspecyfikowanej funkcji podaży:

$$\dot{p} = \eta(y^d - y). \quad (8.25)$$

Podobnie jak w modelu popytowym, parametr η odgrywa szczególną rolę. Odzwierciedla wszystkie te czynniki, które łącznie wyznaczają poziom elastyczności cen w gospodarce.

Rozwiązanie modelu podażowego również sprowadza się do rozwiązania dynamicznego układu dwóch równań różniczkowych pierwszego rzędu. Układ w notacji macierzowej można przedstawić w następującej postaci:

$$\dot{\mathbf{x}}_i = \mathbf{A}_i \mathbf{x}_i + \mathbf{b}_i, \quad i = \{f, l\}, \quad (8.26)$$

gdzie: $\mathbf{x}'_f = \begin{bmatrix} p_f & f_f^* \end{bmatrix}$ w warunkach kursu stałego oraz $\mathbf{x}'_l = \begin{bmatrix} p_l & s_l \end{bmatrix}$ w warunkach kursu zmiennego.

Układ równań w warunkach kursu stałego ma postać:

$$\begin{bmatrix} \dot{p}_f \\ \dot{f}_f^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} f_{11} & f_{12} \\ f_{21} & f_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_f \\ f_f^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} f_1 \\ f_2 \end{bmatrix}, \quad (8.27)$$

gdzie:

$$\begin{aligned} f_{11} &= \frac{\eta[-\alpha\lambda - \phi\lambda(\Delta - \delta + \eta\sigma) - \sigma(1 + \phi\kappa)]}{\Delta\lambda}, \quad f_{12} = \frac{\eta\sigma(1 - \theta)}{\Delta\lambda}, \\ f_{21} &= \frac{\mu}{\lambda}(1 + \phi\kappa) - \alpha - \phi\gamma, \quad f_{22} = -\frac{\mu(1 - \theta)}{\lambda}, \\ f_1 &= \frac{\eta[\alpha\lambda p^* + \sigma\theta d + \lambda u^d + \phi(\Delta\lambda - \delta\lambda + \kappa\sigma + \eta\lambda\sigma)\bar{w}]}{\Delta\lambda}, \\ f_2 &= \phi\left(\gamma - \frac{\kappa\mu}{\lambda}\right)\bar{w} - \frac{\mu\theta d}{\lambda} + \alpha p^* - \mu i^*, \end{aligned}$$

oraz:

$$\Delta \equiv 1 - \sigma\eta. \quad (8.28)$$

Układ równań w warunkach kursu zmiennego jest następujący:

$$\begin{bmatrix} \dot{p}_l \\ \dot{s}_l \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} l_{11} & l_{12} \\ l_{21} & l_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_l \\ s_l \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} l_1 \\ l_2 \end{bmatrix}, \quad (8.29)$$

gdzie:

$$\begin{aligned} l_{11} &= \frac{\eta[-\alpha\lambda - \phi\lambda(\Delta - \delta + \eta\sigma) - \sigma(1 + \phi\kappa)]}{\Delta\lambda}, \quad l_{12} = \frac{\eta[\alpha\lambda + \sigma(1 - \theta)]}{\Delta\lambda}, \\ l_{21} &= \frac{1}{\lambda}(1 + \phi\kappa) - \frac{1}{\mu}(\alpha + \phi\gamma), \quad l_{22} = \frac{\alpha}{\mu} - \frac{1 - \theta}{\lambda}, \\ l_1 &= \frac{\eta[\alpha\lambda p^* + \sigma(1 - \theta)f^* + \sigma\theta d + \lambda u^d + \phi(\Delta\lambda - \delta\lambda + \kappa\sigma + \eta\lambda\sigma)\bar{w}]}{\Delta\lambda}, \\ l_2 &= \frac{\alpha p^*}{\mu} - \frac{1}{\lambda}[\theta d + (1 - \theta)f^*] + \phi\left(\frac{\gamma}{\mu} - \frac{\kappa}{\lambda}\right)\bar{w} - i^*, \end{aligned}$$

oraz Δ wyraża się wzorem (8.28).

W odniesieniu do modelu podażowego przyjęto analogiczne założenia dotyczące efektywności instrumentów polityki makroekonomicznej jak w modelu popytowym (tab. 8.2).

Tab. 8.2. Wartości parametrów i początkowych stanów zmiennych sterujących dla modelu podażowego

Parametr	δ	σ	α	ϕ	κ	λ	θ	μ	γ	η	u^d	p^*	$\bar{w}$	d	i^*	F_0^*	S_0
Wartość	0,2	1	0,1	0,1	1	1	0,5	2	0,4	0,2	0	0	0	0	0	1	1

Źródło: opracowanie własne.

W następnych podrozdziałach podano wyniki symulacji skutków zastosowania instrumentów polityki pieniężnej i fiskalnej.

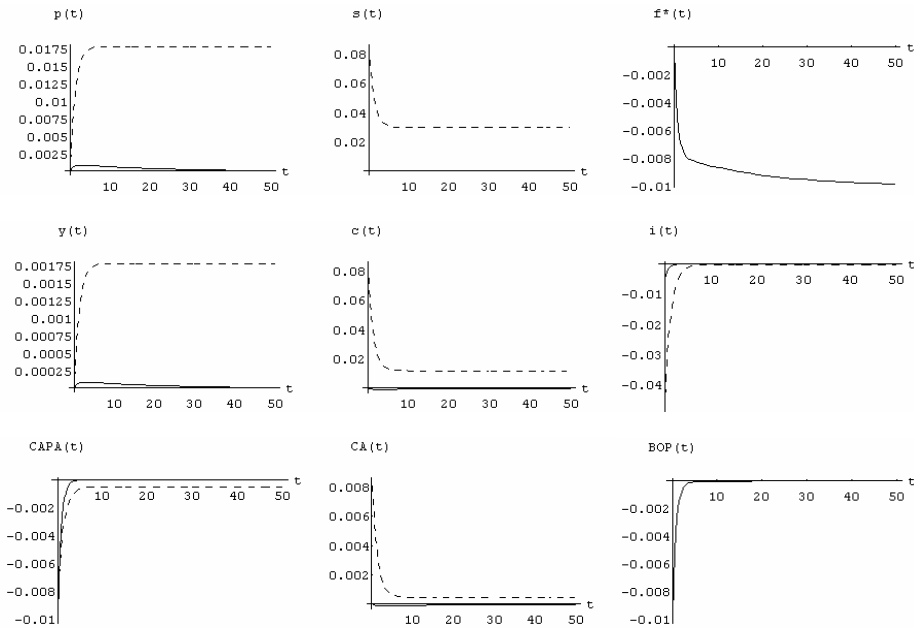
8.3.1. Symulacja skutków polityki gospodarczej

Podobnie jak dla modelu popytowego, przeprowadzona zostanie analiza polityki pieniężnej i fiskalnej w warunkach systemów kursów stałych i zmiennych. Wyniki pozwolą ocenić efektywność obu systemów kursów walutowych w środowisku makroekonomicznym modelu podażowego.

Parametry modelu zostały skalibrowane w oparciu o literaturę przedmiotu. W szczególności należy zwrócić uwagę na parametr ϕ , który określa wrażliwość produkcji na zmiany realnej stawki płac. Przy założonych wartościach parametrów (tab. 8.2) układy dynamiczne w obu systemach kursowych są stabilne. Podobnie jak poprzednio, przeprowadzona analiza wrażliwości, polegająca na niewielkich zmianach parametrów, nie wykazała dużych zmian w dynamice systemu i nie wpłynęła na jego stabilność.

8.3.1.1. Polityka pieniężna

Rys. 8.3 przedstawia skutki dodatniego impulsu monetarnego w postaci zwiększenia podaży kredytu w gospodarce o 1% ($d = 0,01$).



Rys. 8.3. Skutki ekspansywnej polityki pieniężnej w modelu podaży

Źródło: opracowanie własne

W podrozdziale 8.2.1.1 podano skutki polityki pieniężnej w modelu popytowym, w którym podaż towarów była elastyczna, wyznaczana w krótkim okresie przez popyt. Do modelu popytowego nie wprowadzono stawki płac. W obecnym modelu podaż towarów jest malejącą funkcją realnej stawki płac, przy czym stawka nominalna jest egzogeniczna. W konsekwencji, uległy zmianie skutki polityki gospodarczej.

Należy zauważyć, że dodatni impuls monetarny jest szczególnie efektywny w systemie kursu zmiennego, gdyż następuje odpowiednie dostosowanie kursu nominalnego. Wzrost podaży pieniądza prowadzi do natychmiastowego spadku stopy procentowej, w wyniku którego następuje deprecjacja waluty krajowej. Na skutek wzrostu kursu – nominalnego i realnego – wzrasta popyt na krajową produkcję i poprawia się saldo rachunku obrotów bieżących. W wyniku wzrostu popytu, na rynku towarowym dochodzi do szybkiego wzrostu cen oraz do wzrostu podaży towarów (przy egzogenicznej stawce płac). Wzrost kursu real-

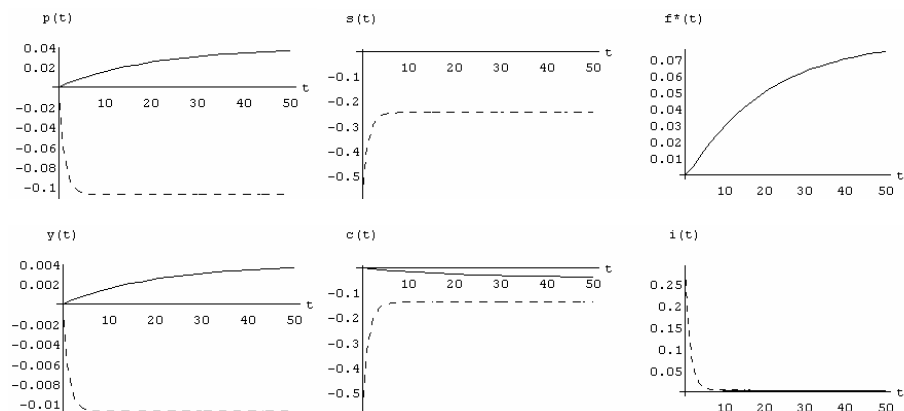
nego zwiększa popyt na krajową produkcję. Spadek stóp procentowych dominuje nad oczekiwaną aprecjacją waluty krajowej i obserwuje się niewielki deficyt na rachunku kapitałowym. W konsekwencji pojawia się nadwyżka na rachunku bieżącym, gdyż wzrost eksportu dominuje nad wzrostem importu. Należy stwierdzić, że polityka monetarna jest w tych warunkach efektywna w systemie kursu zmiennego.

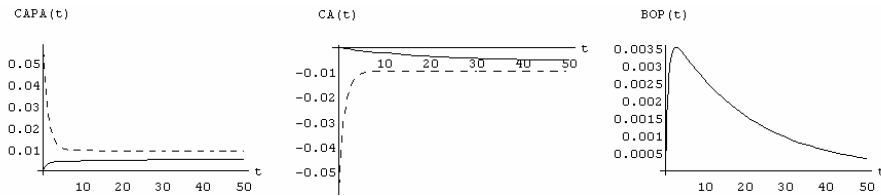
W systemie kursu stałego impuls monetarny przynosi marginalne dostosowanie cen wobec sztywności kursu. Niższa stopa procentowa pobudza proces inwestycyjny i przynosi nieznaczny wzrost PKB. Występuje również interwencyjny spadek rezerw, który utrzymuje stałość kursu. Impuls monetarny ulega szybkiej erozji, podobnie jak w modelu popytowym.

Jak wynika z przeprowadzonej analizy, polityka pieniężna może być również efektywniejsza w systemie kursu zmiennego niż kursu stałego, o ile nie nastąpi kompensacyjna zmiana stawki płac, wpływająca na podaż towarów i usług, ograniczająca skalę wzrostu dochodu.

8.3.1.2. Polityka fiskalna

Rys. 8.4 przedstawia konsekwencje dodatniego impulsu popytowego, który może być skutkiem wzrostu wydatków rządowych ($u^d = 0,01$).





Rys. 8.4. Skutki ekspansywnej polityki fiskalnej w modelu podażowym

Źródło: opracowanie własne

W wyniku wzrostu wydatków rządowych, w systemie kursu stałego, zwiększa się popyt na krajową produkcję, powodując wzrost PKB. Przy sztywności cen wzrasta popyt na pieniądź, powodując nieznaczną presję na wzrost krajowej stopy procentowej. W systemie kursu zmiennego następuje nominalna aprecjacja waluty krajowej w takim stopniu, aby powstające oczekiwania deprecjacji równoważyły wzrost stopy procentowej. W obydwu systemach następuje również aprecjacja realna – w systemie kursu stałego ze względu na wzrost cen, w systemie kursu zmiennego zaś głównie ze względu na aprecjację nominalną. Pogarsza ona warunki handlu, co w dłuższym okresie prowadzi do powstania deficytu na rachunku obrotów bieżących. Deficyt ten oznacza jednocześnie częściowy spadek krajowego dochodu, wyraźny w systemie kursu zmiennego. Na skutek wzrostu stopy procentowej następuje napływ kapitału i powstaje nadwyżka na rachunku obrotów kapitałowych. W systemie kursu stałego występuje również krótkookresowa nadwyżka w bilansie płatniczym, która przyczynia się do wzrostu poziomu rezerw. Konsekwencją wzrostu tych ostatnich jest wzrost podaży pieniądza, który hamuje wzrost stopy procentowej.

W obliczu zatem niedoskonałej mobilności kapitału polityka fiskalna, podobnie jak monetarna, ma również wpływ na dochód w systemie kursu zmiennego. W systemie kursu stałego nie obserwuje się tak dotkliwego, jak w systemie kursu zmiennego, spadku konkurencyjności i związanej z tym utraty części dochodu.

Należy zauważyć, że wnioski z zastosowania obu rodzajów polityki w zaprezentowanych modelach są podobne, przy czym w modelu

zorientowanym podaŹowo obserwuje się trwałą zmianę dochodu wobec braku dostosowań egzogenicznej stawki płac.

8.4. Model cen i kursu walutowego

W teorii parytetu siły nabywczej PPP, która była przedmiotem szczegółowych rozważań w rozdziale 3, powszechnie przyjmuje się, że kurs walutowy zależy w największym stopniu od cen towarów handlowych. W związku z tym przedstawimy teraz analizę modelu zorientowanego podaŹowo, funkcjonującego w warunkach kursu zmiennego, w którym przyjęto podział na sektory towarów handlowych i niehandlowych⁹.

Niech funkcja całkowitego popytu na dobra handlowe (T) ma postać:

$$y_T^d = \delta y - \sigma i + \alpha c - \gamma(p_T - p_N) + u^d, \quad (8.30)$$

gdzie: c – poziom konkurencyjności gospodarki krajowej względem gospodarki światowej, p_T – poziom cen towarów handlowych, p_N – poziom cen towarów niehandlowych, natomiast pozostałe zmienne mają identyczne oznaczenia jak w modelu popytowym, przedstawionym w podrozdziale 8.2. Kluczowe dla modelu są wzajemne powiązania pomiędzy sektorami, $p_T - p_N$ (Montiel 1987).

Niech funkcja podaży dóbr handlowych ma postać:

$$y_T = -\phi(w_T - p_T), \quad (8.31)$$

gdzie: w_T – egzogeniczna płaca przeciętna w sektorze towarów handlowych, ϕ – parametr prędkości dostosowań.

Niech funkcja całkowitego popytu na krajowe towary niehandlowe (N) ma postać:

$$y_N^d = \delta y - \sigma i + \gamma(p_T - p_N) + u^d. \quad (8.32)$$

⁹ Autor pragnie podziękować Profesorowi E. J. Pentecostowi (Loughborough University, UK) za uwagi, które zgłosił podczas dyskusji nad założeniami modelu.

Podaż towarów niehandlowych można opisać wzorem:

$$y_N = -\phi(w_N - p_N), \quad (8.33)$$

gdzie: w_N – egzogeniczna płaca przeciętna w sektorze towarów niehandlowych.

W równaniach (8.30)–(8.33) zakłada się, że wrażliwość popytu i podaży w obu sektorach na zmiany dochodu, stopy procentowej, relacji cen i płac realnych jest taka sama, tzn. przyjmuje się identyczne parametry.

Przyjęto ponadto, że:

$$w_T = w_N = \bar{w}. \quad (8.34)$$

Oznacza to, iż przepływ siły roboczej pomiędzy sektorami prowadzi do wyrównania się stawek płac. Gdyby przyjąć, że sektor towarów handlowych jest poddany warunkom konkurencji ze strony czynników egzogenicznych wynikających z międzynarodowej swobody przepływu pracy, natomiast sektor towarów niehandlowych dostosowuje się do warunków sektora towarów handlowych, to warunek (8.34) przyjąłby postać:

$$w_N = \omega w_T, \quad 0 < \omega < 1. \quad (8.35)$$

Wówczas wzrost wydajności pracy w sektorze towarów handlowych przenosiłby się do sektora towarów niehandlowych, lecz nie w sposób proporcjonalny.

Rynek pieniężny opisano za pomocą tej samej krzywej LM jak w poprzednich dwóch modelach. Zakłada się jednak, że podaż pieniądza składa się wyłącznie z komponentu krajowego kredytu dla gospodarki d , stąd $m^s = d$.

Niech ogólny indeks cen p stanowi ważoną sumę indeksów cen towarów handlowych p_T i niehandlowych p_N :

$$p = \theta p_T + (1 - \theta) p_N, \quad 0 < \theta < 1, \quad (8.36)$$

gdzie: θ – udział towarów handlowych w strukturze koszyka konsumpcji.

Dynamikę cen w odniesieniu do towarów handlowych i niehandlowych można wyrazić za pomocą krzywych Phillipsa zgodnie z warunkami:

$$\dot{p}_T = \eta(y_T^d - y_T), \quad (8.37)$$

$$\dot{p}_N = \eta(y_N^d - y_N), \quad (8.38)$$

gdzie: η – prędkość dostosowań cen na skutek nierównowagi na odpowiednich rynkach towarów handlowych i niehandlowych.

Ponadto przyjęto, że oczekiwania względem kursu walutowego kształtują się regresywnie (Pentecost 1993):

$$E(\dot{s}) = -\psi(s - \bar{s}), \quad (8.39)$$

gdzie: s – nominalny kurs walutowy, $\bar{s}$ – długookresowy kurs walutowy, ψ – parametr prędkości dostosowań do stanu równowagi. Formuła oczekiwań (8.39) może być zgodna z formułą przewidywania doskonałego, o ile poprawnie przyjmie się wartość parametru ψ (Dornbusch 1976a).

Przyjęto również, że zachodzi parytet stóp procentowych UIP:

$$E(\dot{s}) = i - i^*, \quad (8.40)$$

gdzie: i^* – zagraniczna stopa procentowa, która dla ułatwienia, podobnie jak p_T^* , równa się zeru.

Niech poziom konkurencyjności c względem gospodarki światowej przedstawia odchylenie nominalnego kursu walutowego od jego długookresowego stanu równowagi¹⁰:

$$c \equiv s - \bar{s}. \quad (8.41)$$

W równaniu (8.41) zakłada się, że gospodarka krajowa zyskuje przewagę konkurencyjną nad gospodarką światową tylko wówczas, gdy nomi-

¹⁰ Szerszą dyskusję na temat kursu realnego podano w rozdziale 6.

nalny bieżący kurs walutowy przewyższa długookresowy kurs równowagi. Zgodnie z warunkami (8.39), (8.40) i (8.41), pozycję konkurencyjną można opisać zależnością:

$$c = -\frac{1}{\psi} i. \quad (8.42)$$

W tych warunkach równanie (8.30) można zapisać jako:

$$y_T^d = \delta y - \mu i - \gamma(p_T - p_N) + u^d, \quad (8.43)$$

gdzie: $\mu \equiv \sigma + \frac{\alpha}{\psi}$.

Biorąc pod uwagę, że kurs długookresowy jest kształtowany przez ceny towarów handlowych, przyjmuje się dla niego postać warunku PPP:

$$\bar{s} = p_T - p_T^*, \quad (8.44)$$

gdzie: p_T^* – egzogeniczny poziom cen zagranicznych, przyjęty dla wygody obliczeń jako równy zeru. W ten sposób można wyrazić kurs walutowy jako funkcję dynamiki cen:

$$s - p_T = -\frac{1}{\psi} i. \quad (8.45)$$

Przyjęto również, że:

$$y = y_T + y_N. \quad (8.46)$$

Podobnie jak w poprzednich modelach – popytowym i podażowym – obecny model można również przedstawić w postaci układu dwóch równań różniczkowych pierwszego rzędu względem cen, tj. $\dot{\mathbf{x}} = \mathbf{Ax} + \mathbf{b}$, gdzie $\mathbf{x}' = \begin{bmatrix} p_T & p_N \end{bmatrix}$. Ten układ ma postać:

$$\begin{bmatrix} \dot{p}_T \\ \dot{p}_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_T \\ p_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix}, \quad (8.47)$$

gdzie:

$$a_{11} = \eta\phi(\delta - 1) - \eta\gamma - \frac{\eta\mu}{\lambda}(\phi\kappa + \theta), \quad a_{12} = \eta(\delta\phi + \gamma) - \frac{\eta\mu}{\lambda}(\phi\kappa - \theta + 1),$$

$$a_{21} = \eta(\phi\delta + \gamma) - \frac{\eta\sigma}{\lambda}(\phi\kappa + \theta), \quad a_{22} = \eta(\phi\delta - \phi - \gamma) - \frac{\eta\sigma}{\lambda}(\phi\kappa - \theta + 1),$$

$$b_1 = \left[\frac{2\eta\phi\kappa\mu}{\lambda} + \eta\phi(1 - 2\delta) \right] \bar{w} + \frac{\eta\mu}{\lambda} d + \eta u^d,$$

$$b_2 = \left[\frac{2\eta\phi\kappa\sigma}{\lambda} + \eta\phi(1 - 2\delta) \right] \bar{w} + \frac{\eta\sigma}{\lambda} d + \eta u^d,$$

gdzie: $\mu \equiv \sigma + \frac{\alpha}{\psi}$. Przyjmuje się, że układ (8.47) jest stabilny. W sta-

nie spoczynku układu $p_T(0) = p_N(0) = p(0) = 0$. Macierz $\mathbf{A}$ posiada dwie ujemne wartości własne. W tym przypadku warunkami stabilności systemu są dodatni wyznacznik macierzy $\mathbf{A}$ i ujemny ślad tej macierzy (por. dodatek B). W tab. 8.3 podano skalibrowane wartości parametrów przyjętych w symulacjach.

Tab. 8.3. Wartości parametrów oraz początkowych stanów zmiennych sterujących dla modelu cen i kursu walutowego

Parametr	δ	σ	α	γ	ϕ	θ	η	κ	λ	ψ	u^d	d	$\bar{w}$
Wartość	0,2	1	0,1	0,1	0,1	0,5	0,2	1	1	0,1	0	0	0

Źródło: opracowanie własne.

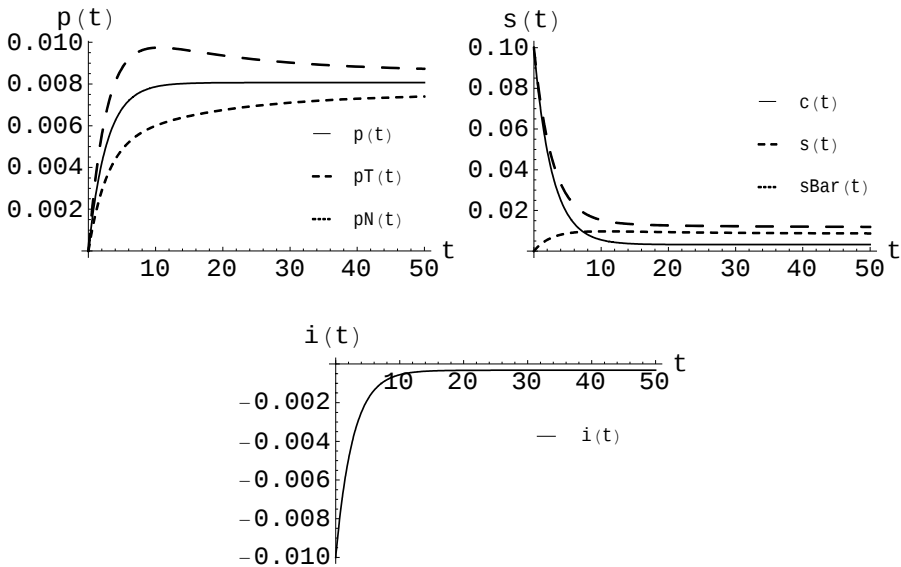
W podanym środowisku makroekonomicznym model jest stabilny. Podobnie jak poprzednio, przeprowadzona analiza wrażliwości, polegająca na niewielkich zmianach parametrów, nie wykazała dużych zmian w dynamice systemu i nie wpłynęła na jego stabilność. W następnym podrozdziale zostaną przeprowadzone analizy symulacyjne.

8.4.1. Symulacja skutków polityki gospodarczej

Analityczne rozwiązanie modelu pozwala na przeprowadzenie szeregu analiz symulacyjnych. W dalszej części zostaną przedstawione scenariusze symulacyjne dla ekspansywnej polityki pieniężnej i fiskalnej oraz scenariusz zmiany stawki płac. Na rysunkach pokazano ceny (p), kursy walutowe (s) oraz stopę procentową (i).

8.4.1.1. Polityka pieniężna

Zakłócenie pieniężne polegało na zaburzeniu zmiennej d , $d = 0,01$. Skutki polityki pieniężnej przedstawia rys. 8.5.



Rys. 8.5. Skutki ekspansywnej polityki pieniężnej w modelu cen i kursu walutowego

Źródło: opracowanie własne

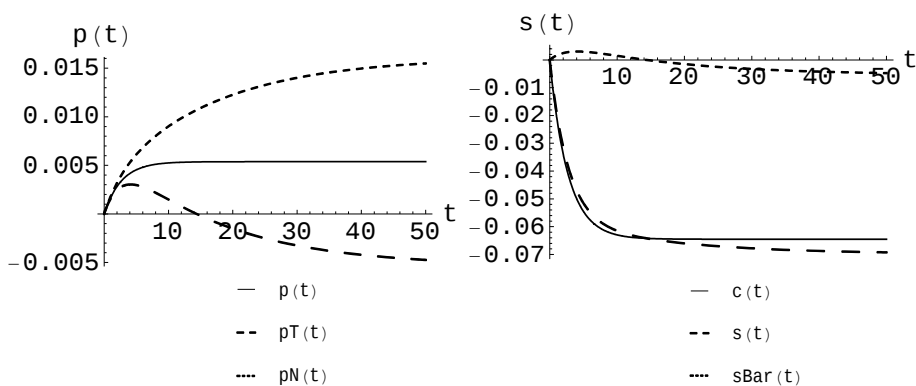
W przedstawionym modelu, podobnie jak w poprzednich, ekspansywna polityka pieniężna prowadzi do natychmiastowej deprecjacji waluty krajowej, kurs zaś wykazuje cechy „przestrzelenia” na skutek spadku stopy procentowej i krótkookresowej sztywności cen. W dysku-

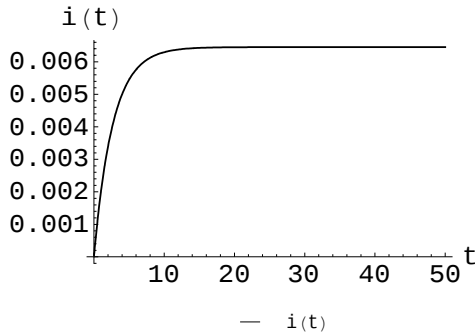
sji nad założeniami modelu pokazano bowiem, że poziom konkurencyjności c jest malejącą funkcją stopy procentowej.

Początkowy wzrost konkurencyjności c powoduje wzrost popytu na rynku towarów handlowych (T), przewyższający wzrost popytu na rynku towarów niehandlowych (N). W konsekwencji obserwuje się bardziej gwałtowny wzrost cen p_T niż p_N . Biorąc pod uwagę, że parytet PPP jest spełniony ze względu na poziom cen p_T , natomiast kurs równowagi $\bar{s} = p_T$, to wyższy poziom tych cen osłabił przewagę konkurencyjną względem warunków, w których kurs $\bar{s}$ miałby się dostosowywać do poziomu cen p_N lub p . Tym samym nie zaszły warunki podtrzymania popytu na krajową produkcję.

8.4.1.2. Polityka fiskalna

Zakłócenie fiskalne polegało na zaburzeniu zmiennej u^d ($u^d = 0,01$). Skutki polityki fiskalnej przedstawia rys. 8.6.





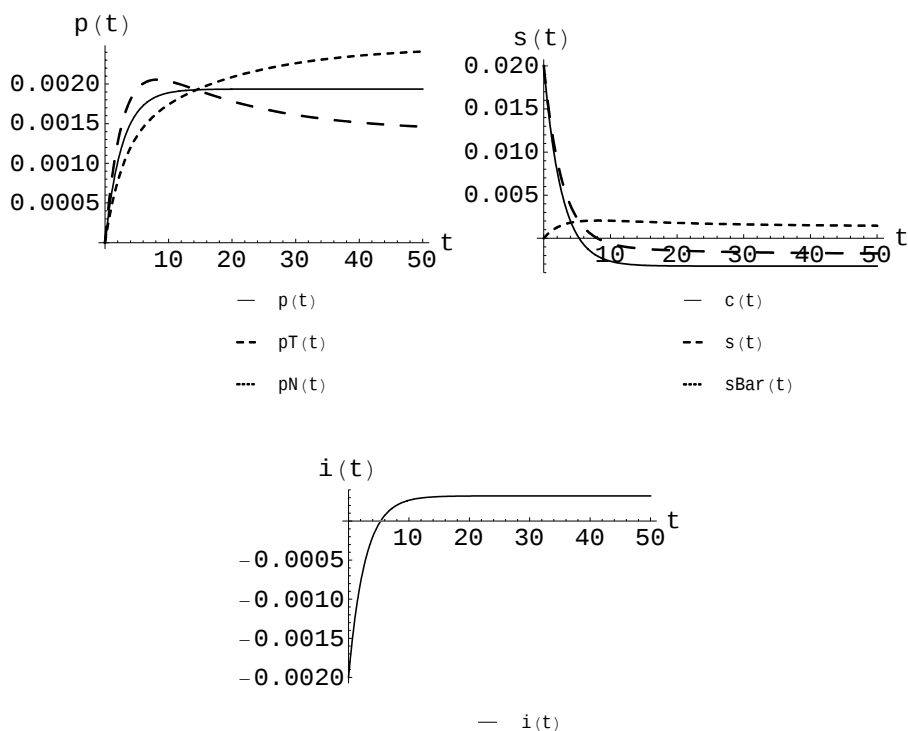
Rys. 8.6. Skutki ekspansywnej polityki fiskalnej w modelu cen i kursu walutowego

Źródło: opracowanie własne

Podobnie jak w poprzednich modelach, ekspansja fiskalna prowadzi do wzrostu stopy procentowej i do aprecjacji waluty krajowej. Spadkowi poziomowi konkurencyjności c towarzyszy spadek popytu na rynku towarów handlowych i kompensacyjny spadek cen p_T . W konsekwencji, wobec wzrostu poziomu cen p_N , wywołanego impulsem popytowym, spadek cen p_T wpływa na ograniczenie zjawiska inflacji w gospodarce. Widać wyraźnie, że wzrost stopy procentowej wpływa na ograniczenie inflacji, gdyż następuje kompensacyjny spadek poziomu cen na rynku towarów handlowych, związany z ograniczeniem popytu na tym rynku poprzez kanał stóp procentowych i kursu walutowego. Należy zauważyć, że im wyższy udział θ , tym większe ograniczenie skali inflacji.

8.4.1.3. Polityka płacowa

Zakłócenie płacowe polegało na zaburzeniu stawki płac $\bar{w}$ ($\bar{w} = 0,01$).



Rys. 8.7. Wzrost nominalnej stawki płac w modelu cen i kursu walutowego

Źródło: opracowanie własne

Wzrost stawki płac prowadzi do spadku podaży towarów i usług, tj. podaży na obydwu rynkach (T, N) oraz w całej gospodarce. To skutkuje spadkiem popytu na pieniądź i konsekwentnym spadkiem stopy procentowej, aby przywrócić równowagę na rynku pieniężnym. W wyniku zmiany popytu na krajową produkcję, uruchomione zostają procesy inflacyjne. Spadkowi stopy procentowej towarzyszy nominalna i realna deprecjacja walutowa z widocznym efektem „przestrzelenia”. W konsekwencji stopniowego wygasania zagregowanego poziomu cen następuje spadek nominalnego kursu walutowego s oraz wzrost kursu równowagi $\bar{s}$, związany ze wzrostem cen p_T . W tych warunkach kurs

nominalny s znalazł się poniżej kursu długookresowego $\bar{s}$ i dało się zaobserwować spadek kursu realnego c .

Jeśli zatem utożsamiać wzrost stawki płac $\bar{w}$ ze wzrostem wydajności pracy w obydwu sektorach, to można zauważyć, że realny kurs walutowy był malejącą funkcją wydajności pracy, co jest zgodne z założeniami modelu Balassy-Samuelsona.

Za pomocą przedstawionego modelu pokazano główne kanały transmisji polityki gospodarczej na ceny i realny kurs walutowy w warunkach podziału produkcji na towary handlowe i niehandlowe usługi. W szczególności, wzrost wydajności pracy wiązał się z realną aprecjacją waluty krajowej.

Zakończenie

Przedstawione zostały podstawowe, makroekonomiczne modele kursów walutowych. Omówiono własności modeli parytetu siły nabywczej (PPP) i parytetu stóp procentowych (CIP i UIP). Ponadto, zaprezentowano ważne z punktu widzenia ekonomii międzynarodowych stosunków gospodarczych modele monetarno-finansowe – Frenkela-Bilsona, Mundella-Fleminga, Dornbuscha i Frankela – będące ogniwem wielu modeli makroekometrycznych, stosowanych w prognozowaniu kursów walutowych. Przedmiotem zainteresowania były również najważniejsze modele hybrydowe, stanowiące podstawę modelowania kursów walutowych w warunkach równowagi zewnętrznej i wewnętrznej.

Wobec wybranych modeli została podjęta próba oceny ich jakości opisowej i statystycznej. Stanowi ona przyczynek do dalszych analiz prognostycznych, przez pryzmat wielu analiz ekonometrycznych znanych z literatury przedmiotu oraz na podstawie dotychczasowych empirycznych badań własnych autora, których syntetyczny opis dla kursu euro zawiera niniejsza monografia. Analizę empiryczną przeprowadzono z zastosowaniem klasycznej analizy regresji (metody MNK) i analizy kointegracji według Johansena dla przypadku $I(1)$. W przypadku klasycznym zastosowano kwartalne szeregi statystyczne, w odniesieniu zaś do metody Johansena, w celach porównawczych – szeregi miesięczne i kwartalne.

W celu przeprowadzenia klasycznej analizy regresji autor przygotował algorytm obliczeniowy w pakiecie *Econometric Views*, który umożliwił wielokrotne szacowanie parametrów równań kursów walutowych z zastosowaniem opóźnień regresorów. Wykorzystanie tego algorytmu pozwoliło na prześledzenie zmian ocen parametrów oraz wyznaczenie ich podstawowych statystyk opisowych, a także na wykonanie

wielu podsumowań analizy empirycznej modeli ze względu na wyżej wymienione elementy jakości merytorycznej i statystycznej wyników badań. Z punktu widzenia objaśnienia mechanizmów kursów walutowych ważna była ocena przeciętnych rzędów opóźnień i ich rozproszenia w odniesieniu do zmiennych objaśniających. Wykonane obliczenia rzuciły interesujące światło na walory merytoryczne i aplikacyjne analizowanych zależności dla kursu euro, zwłaszcza w obszarze zastosowań różnych indeksów cen (konsumpcji CPI, produkcji PPI i deflatora PKB), mierników podaży pieniądza (M1 i M2) oraz stóp procentowych (krótko- i długookresowych).

W odniesieniu do analiz kointegracyjnych również zastosowano częściową automatyzację statystycznego procesu decyzyjnego z wykorzystaniem kolejnego własnego algorytmu w pakiecie *Econometric Views*. Ten algorytm posłużył do wielokrotnego szacowania modeli VAR, badania ich własności statystycznych w małych próbach oraz do zastosowania testów kointegracji zgodnie z procedurą Pantuli.

W obszarze badań dziedzinowo należących do ekonomii matematycznej zaproponowano własne modyfikacje modelu Mundella-Fleminga-Dornbuscha. Te wersje modeli posłużyły do oceny antyinflacyjnej i wzrostowej efektywności polityki pieniężnej, fiskalnej i płacowej w warunkach reżimów kursów stałych i zmiennych oraz przy niepełnej i pełnej mobilności kapitału. Przedstawiono trzy modele – model popytowy (z elastyczną podażą towarów i usług, reagującą na zmieniające się warunki popytu), podażowy (z wyspecyfikowaną funkcją podaży towarów i usług) oraz model cen i kursu walutowego (dwusektorowy model dla towarów handlowych i niehandlowych z wyspecyfikowanymi funkcjami podaży tych towarów). Analizowane modele sprowadzono do dwuwymiarowych układów równań różniczkowych pierwszego rzędu, a następnie rozwiązano z wykorzystaniem pakietu *Mathematica*. Analityczne rozwiązanie powyższych modeli pozwoliło na wykonanie szeregu analiz symulacyjnych, polegających na zadaniu impulsów pieniężnych, fiskalnych i płacowych. Za pomocą przedstawionych modeli pokazano główne kanały transmisji polityki gospodarczej na ceny

i realny kurs walutowy, również w warunkach podziału produkcji na towary handlowe i niehandlowe usługi. Pokazano, że polityka pieniężna jest szczególnie efektywna z punktu widzenia zmian dochodu narodowego w warunkach reżimu kursu zmiennego, polityka fiskalna zaś w warunkach reżimu kursu stałego, niezależnie od tego czy podaź towarów jest elastyczna i w krótkim okresie dostosowuje się do rozmiarów popytu, czy też jest malejącą funkcją realnej stawki płac. Ponadto pokazano, że wzrost wydajności pracy prowadzi w długim okresie do aprecjacji waluty krajowej, zarówno w kategoriach nominalnych, jak i realnych.

Makroekonomiczno-formalna specyfika niektórych modeli ekonomii matematycznej w warunkach reżimu kursu zmiennego (płynnego) oznaczała, że te modele cechowały się stabilnością siodłową. W konsekwencji jedna ze zmiennych systemu – kurs walutowy – przyjmowała taką wartość początkową, zależną od wartości początkowej drugiej zmiennej – ceny lub rezerw zagranicznych – oraz innych zmiennych sterujących (egzogenicznych), która sprowadzała cały układ na stabilną trajektorię w kierunku punktu równowagi długookresowej. W związku z koniecznością wyznaczenia wektorowego stanu początkowego wspomnianych zmiennych, zostało przedstawione analityczne rozwiązanie tego problemu dla omówionych układów równań w oparciu o przekształcenie Laplace’a. Zaprezentowane rozwiązanie ma charakter uniwersalny i można je zastosować do dowolnego, dwuwymiarowego, autonomicznego układu równań różniczkowych zwyczajnych pierwszego rzędu, cechującego się stabilnością siodłową.

W obszarze przeprowadzonych badań ekonometrycznych otrzymane rezultaty prowadzą do wniosku, że możliwości analizy ekonometrycznej, w tym wielowymiarowej analizy kointegracyjnej są bardzo szerokie. W ramach analizy ekonometrycznej klasyczna analiza regresji może stanowić pierwsze przybliżenie modelowanych zależności. Takie też założenie przyjęto w niniejszej monografii. Analiza kointegracyjna pozwala na wyodrębnienie związków długookresowych, a następnie na wyspecyfikowanie modeli korekty błędu, które łączą długookresowe

i krótkookresowe cechy procesów, natomiast ich własności statystyczne umożliwiają poprawne wnioskowanie. Punktem wyjścia wszelkich analiz ekonometrycznych powinna być teoria ekonomiczna badanych zależności w postaci zbioru hipotez, które poddaje się weryfikacji. Wiedzę *a priori* w postaci teorii można wykorzystać do poprawy specyfikacji modeli weryfikujących daną teorię i sprawdzać, czy informacja empiryczna w danych statystycznych jest zgodna z teorią ekonomiczną. Jednocześnie z praktyki przeprowadzonych badań ekonometrycznych, w tym badań autora opisanych w tej rozprawie wynika, że metoda estymacji parametrów modeli ma wpływ na uzyskiwane wyniki. Jeśli wnioskowanie jest poprawnie przeprowadzone pod względem statystycznym, to weryfikacja modeli przy różnych założeniach ma również wpływ na weryfikację teorii ekonomicznych. Wymagane jest przeprowadzenie wielu gruntownych badań danej zależności z perspektywy rozmaitych metod, modeli, danych statystycznych z różnych okresów i różnej liczebności prób. Ważne jest, aby otrzymane zależności były sensowne z ekonomicznego punktu widzenia.

W pracy na podstawie własnych badań empirycznych sformułowano kilka wniosków o charakterze ekonomicznym. Jednym z najważniejszych jest taki, że kształtowanie się kursu euro w Polsce w latach 1999–2008 można opisać za pomocą modeli parytetu PPP i modeli pokrewnych, w tym modeli monetarnych.

Wielowątkowe podejście (pod względem zastosowanych zmiennych, danych statystycznych i metod estymacji parametrów) pokazało, że dobrym czynnikiem objaśniającym dla kursu euro był indeks cen produkcji przemysłowej PPI. Z mniejszym powodzeniem zostały zastosowane indeksy cen konsumpcji CPI i deflator PKB. Na gruncie teorii nie potwierdzono hipotezy absolutnego parytetu siły nabywczej PPP w formie „silnej”, można mówić jedynie o występowaniu relatywnego (ze względu na tempa wzrostu) parytetu PPP względem indeksu PPI. Bieżące sygnały o zmianach tego indeksu można wykorzystać jako sygnały potencjalnych zmian kursu euro. W bardzo krótkim okresie indeks PPI można wykorzystać do sporządzania prognoz ostrzegawczych

tego kursu. W krótkim okresie, po zastosowaniu oszacowanych relacji kointegrujących można podjąć próbę prognozowania *ex ante* kursu miesięcznego i kwartalnego.

Ponadto, z przeprowadzonych badań wynika, że kurs euro reagował nadmiernie na zmiany analizowanych indeksów cen. Elastyczności kursu względem indeksów cen zagranicznych przewyższały (co do modułu) elastyczności względem cen krajowych przy podobnych odchyleniach standardowych ocen uzyskanych w „optymalnych” regresjach, niezależnie od zastosowanego indeksu cen. Należy to wiązać po pierwsze, z różnym poziomem elastyczności zmian kategorii rynku finansowego (kurs walutowy) i towarowego (ceny) i po drugie, z dużym wpływem gospodarek strefy euro na kurs walutowy euro w Polsce. To łącznie prowadzi do wniosku, że zaobserwowano występowanie mechanizmu indeksacji kursu euro względem indeksów cen, tj. występowanie absolutnego parytetu PPP w formie „słabej”. Z ekonomicznego punktu widzenia wyniki potwierdzają kumulowanie się odchyłeń kursu euro od parytetu PPP ze względu na wysokie oceny elastyczności i występujące między nimi różnice. Te odchylenia przebiegały w kierunku aprecjacji złotego względem euro, biorąc chociażby pod uwagę efekt netto zmian kursu walutowego przy założeniu takiej samej dynamiki cen krajowych i zagranicznych. W konsekwencji następował w analizowanym okresie spadek realnego kursu walutowego. Pokazano, że analiza parytetu PPP może okazać się pomocna w prowadzeniu polityki kursowej. Teorii PPP nie powinno się traktować jako wyłącznej metody wyznaczania poziomu równowagi kursu walutowego.

W tym kontekście połączenie idei parytetów siły nabywczej PPP i stóp procentowych UIP (model CHEER) pokazało, że lepsze rezultaty w analizie kursu walutowego jako funkcji cen można uzyskać wprowadzając korektę z tytułu zmian różnicy (długookresowych) stóp procentowych. Z przeprowadzonej analizy modelu równowagi w sensie PPP i UIP wynika kilka istotnych wniosków. Po pierwsze, poprawne okazały się wyłącznie modele dla danych kwartalnych. W tych modelach ze względu na częstotliwość pomiaru zmiennych, zmniejszyła się rola

krótkookresowej dynamiki kursu euro. Po drugie, zrealizowała się nadmierna indeksacja kursu euro względem zastosowanych deflatorów cen. Po trzecie, zarówno krótko-, jak i długookresowe stopy procentowe miały wpływ na nominalny kurs walutowy, przy czym kurs realny był malejącą funkcją tych stóp. Analiza teoretyczna i wyniki empiryczne pokazały, że połączenie idei parytetów PPP i UIP może stanowić alternatywne źródło objaśnienia kursu, również jego dynamiki, co powinno mieć duże walory prognostyczne.

Sformułowano również wniosek, że wprowadzenie do specyfikacji modeli kursu euro czynników, które albo zastępują ceny, albo dodatkowo uwzględniają inne kategorie rynku finansowego, jak stopy procentowe lub sfery realnej, jak konsumpcja zbiorowa, prowadzi na ogół do poprawienia własności statystycznych modeli.

W podanym kontekście przeanalizowane warianty modelu Frenkela-Bilsona (F-B) pokazały, że zarówno podaż pieniądza M1, jak i M2 cechowały się wysoką wartością objaśniającą oraz że w tym modelu powinno zastosować się długookresową stopę procentową. Taki wniosek nie powinien być zaskakujący, gdyż model F-B jest modelem długo-okresowym, a ponadto związki krótkookresowe nie okazały się stabilne. Pokazano, że zmiany kursu euro nie były homogeniczne względem zmian podaży pieniądza, przy czym w przypadku każdej zmiennej objaśniającej zrealizowały się dość wyraźne opóźnienia, sięgające 1–3 lat. Uzyskane wyniki, szczególnie w obszarze wpływu podaży pieniądza, potwierdzają wnioski wynikające z analizy parytetu PPP. Homogeniczny wpływ podaży pieniądza skutkowałby bowiem przyjęciem hipotezy o występowaniu absolutnego parytetu PPP w formie silnej. Tego zaś nie udało się potwierdzić. To dalej oznacza, że zmiany cen w gospodarce polskiej w analizowanym okresie nie były indukowane wyłącznie przez czynniki monetarne, ale również te o charakterze realnym. Ponadto, złoty nie ulegał wyłącznie aprecjacji względem euro na skutek wzrostu krajowych stóp procentowych, lecz również częściowo następowała jego deprecjacja wskutek wzrostu oczekiwanych stóp inflacji, co pokazał wpływ różnicy długookresowych stóp procentowych.

W tym kontekście na uwagę zasługują wyniki dla modelu Dornbuscha, dla którego zaproponowano alternatywną specyfikację, uwzględniającą relację realnej konsumpcji zbiorowej do nominalnej podaży pieniądza. Ta relacja stanowiła aproksymację krajowej stopy procentowej. Zgodnie z podanymi w rozprawie warunkami, nominalna stopa procentowa jest w przybliżeniu równa udziałowi realnej konsumpcji zbiorowej w nominalnej podaży pieniądza. Innymi słowy, jeśli dynamika konsumpcji zbiorowej przewyższa dynamikę nominalnej podaży pieniądza, to pojawia się presja na wzrost stóp procentowych. Zgodnie z tym, wzrost wydatków budżetowych, pociągający za sobą konieczność ich sfinansowania poprzez emisję długu publicznego, wywierał presję na wzrost stóp procentowych i powodował aprecjację waluty krajowej. Z przeprowadzonych badań wynika, że przeciętnie 10-procentowy wzrost konsumpcji zbiorowej (podobnie podaży pieniądza) *ceteris paribus* mógł się przyczynić do 1,2–1,8-procentowej aprecjacji złotego względem euro, co należy uznać za efekt umiarkowany, nieposiadający cech reakcji nadmiernej, utożsamianej z warunkiem „prze-strzelenia”.

Na uwagę zasługują również wyniki analizy modelu Frankela, łączącego cechy modeli Frenkela-Bilsona i Dornbuscha. Spośród oszacowanych modeli monetarnych, model Frankela cechował się najwyższą jakością merytoryczną i statystyczną, okazał się również najbardziej pojemny informacyjnie, zarówno w ujęciu miesięcznym, jak i kwartalnym. W badaniu wykorzystującym dane miesięczne (w analizie kointegracji) dla tego modelu pokazano homogeniczny wpływ podaży pieniądza (M1 i M2) na kurs walutowy. Długookresowe rozwiązanie modelu Frankela pokazuje, że w analizowanym okresie realizował się dodatni wpływ realnych stóp procentowych na kurs euro. Wysoka była również elastyczność kursu względem PKB. To oznacza, że szybki wzrost gospodarczy w Polsce *ceteris paribus*, na tle strefy euro, mógł skutkować silną aprecjacją złotego względem euro z opóźnieniem ok. 1 roku. Należy zwrócić uwagę na stabilny, ujemny wpływ relatywnego wskaźnika dochodu (PKB – kwartalnie lub produkcji przemysłowej – miesięcznie)

na kurs. Ponadto, nominalna podaż pieniądza M1 okazała się lepszym czynnikiem objaśniającym dla kursu euro niż podaż M2, natomiast rentowność (10-letnich) obligacji skarbowych – dobrą aproksymacją oczekiwanych stóp inflacji.

Przedstawione w tej monografii wyniki badań światowych oraz własnych wskazują na wysoką użyteczność teoretyczną i praktyczną modeli kursów walutowych jako narzędzia: (a) opisu i wyjaśniania związków kategorii kursów walutowych z kategoriami innych cen, wskaźników cen, agregatów pieniężnych i realnych, (b) weryfikacji teorii kursów walutowych, (c) prognozowania wartości i zmian kursów walutowych i innych wielkości zależących od kursów walutowych, (d) symulacji zachowań kursów walutowych, (e) decyzji jednostek gospodarczych.

Autor zdaje sobie sprawę, że analiza teoretyczno-empiryczna innych klas modeli kursów walutowych, pominiętych w niniejszej rozprawie, może być również potrzebna i wartościowa. Badania autora w tym kierunku będą kontynuowane. Szczególnie w obszarze modeli neokeynesowskich i modeli mikrostruktury rynku walutowego. Istotnym kierunkiem dalszych badań autora, zapoczątkowanych w niniejszej monografii, będzie empiryczna analiza ogniów „zagadki” PPP oraz analiza kursu równowagi złotego z perspektywy przystąpienia Polski do strefy euro. Analiza kursu równowagi będzie prowadzona również przez pryzmat ekonometrycznych modeli wielorównaniowych i analizy symulacyjno-kontrolnej.

W teoriach makro- i mikroekonomicznych kurs walutowy to jedna z ważniejszych zmiennych ekonomicznych, natomiast równania opisujące zachowania kursów walutowych to istotne ogniwa wielu modeli makroekonomicznych. Stabilny kurs walutowy przyczynia się do stabilizacji cen i do wzrostu gospodarczego. Należy spodziewać się, że przystąpienie Polski do strefy euro stworzy przewagę korzyści nad kosztami tej decyzji. W tym kontekście wszelkie próby określenia bieżących i przyszłych tendencji zarówno kursu złotego do euro, jak i kursu euro do dolara oraz innych kursów o zasadniczym znaczeniu dla gospodarki

światowej powinny zasługiwać na uwagę. Modele kursów walutowych to modele hybrydowe, uwzględniające różne kategorie sfery realnej i nominalnej gospodarki, w których relacje długookresowe są zmienne w czasie i dla których realizują się złożone procesy dostosowań krótkookresowych.

Dodatek A. Uwagi na temat loglinearyzacji funkcji

W rozdziale 8 dokonano loglinearyzacji równań podaży pieniądza (równania 8.3 i 8.4) oraz równań bilansu płatniczego (równania 8.5 i 8.6). Przekształcenie tych równań było konieczne, gdyż występujące w nich zmienne należało wyrazić w kategoriach odchyień od stanu spoczynku układu.

Metody loglinearyzacji funkcji można znaleźć w pracy Uhliga (1995). Poniżej znajduje się zwięzłe podsumowanie zastosowanej procedury loglinearyzacji.

Niech $\mathbf{X}_0$ będzie wektorowym stanem początkowym zmiennej $\mathbf{X}$ a $\mathbf{X}_t$ wektorem wartości zmiennej $\mathbf{X}$ w chwili t . Wówczas wektor $\mathbf{x}_t$ (dla $\mathbf{x}_t \rightarrow 0$) procentowych odchyień $\mathbf{X}_t$ od $\mathbf{X}_0$ jest równy:

$$x_{it} = \ln X_{it} - \ln X_{i0}, \quad (\text{A.1})$$

gdzie x_{it} , X_{it} i X_{i0} są odpowiednio współrzędnymi wektorów $\mathbf{x}_t$, $\mathbf{X}_t$ i $\mathbf{X}_0$. Jeśli np. $x_{1t} = 0,02$, to oznacza, że zmienna X_{1t} przyjmuje w przybliżeniu o 2% wyższą wartość od stanu początkowego. Można zatem zapisać:

$$X_{it} = X_{i0} e^{x_{it}} \approx X_{i0} (1 + x_{it}), \quad i = 1, 2, \dots \quad (\text{A.2})$$

Wykorzystując formułę (A.2) dla zmiennych Y, Z , można zapisać:

$$Y_t + Z_t = Y_0(1 + y_t) + Z_0(1 + z_t) = Y_0 + Z_0 + Y_0 y_t + Z_0 z_t, \quad (\text{A.3})$$

$$Y_t Z_t = Y_0 Z_0 e^{y_t + z_t} \approx Y_0 Z_0 (1 + y_t + z_t). \quad (\text{A.4})$$

Na mocy (A.3) można dokonać loglinearyzacji równania podaży pieniądza o postaci:

$$M^s \equiv D + F. \quad (\text{A.5})$$

Zapisując równanie (A.5) zgodnie z równaniem (A.3), otrzymuje się:

$$M_0^s(1 + m^s) \equiv D_0(1 + d) + F_0(1 + f), \quad (\text{A.6})$$

gdzie m^s , d i f są odpowiednio procentowymi odchyleniami dla zmiennych M^s , D i F . Po uporządkowaniu wyrazów, podzieleniu stronami przez M_0^s i przyjęciu, że udziały poszczególnych składników D_0 i F_0 w podaży pieniądza M_0^s są odpowiednio równe θ i $(1 - \theta)$, otrzymuje się:

$$m^s \equiv \theta d + (1 - \theta)f, \text{ gdzie } \theta = \frac{D_0}{M_0^s} \text{ i } 1 - \theta = \frac{F_0}{M_0^s}. \quad (\text{A.7})$$

Równanie bilansu płatniczego ma postać:

$$S\dot{F}^* = \psi \left[(i - i^* - E(\dot{s})), (s - p + p^*), y \right]. \quad (\text{A.8})$$

Niech $\dot{F}^* = F^* - F_{-1}^*$. Wówczas:

$$\begin{aligned} \dot{F}^* &= F^* - F_{-1}^* = F_0^*(1 + f^*) - F_0^*(1 + f_{-1}^*) \\ &= F_0^*(f^* - f_{-1}^*) = F_0^* \dot{f}^* \end{aligned} \quad (\text{A.9})$$

Korzystając z (A.2) i (A.9) uzyskuje się logliniowe równanie bilansu płatniczego:

$$S_0 F_0^* \dot{f}^* (1 + s) = \psi \left[(i - i^* - E(\dot{s})), (s - p + p^*), y \right]. \quad (\text{A.10})$$

Ostatecznie, w warunkach reżimu kursu stałego, tj. dla $s = 0$ i $\dot{s} = 0$, mamy:

$$\dot{f}^* = \frac{\psi_1}{S_0 F_0^*} (i - i^*) - \frac{\psi_2}{S_0 F_0^*} (p - p^*) - \frac{\psi_3}{S_0 F_0^*} y, \quad (\text{A.11})$$

gdzie ψ_i , $i = 1, 2, 3$, to pochodne cząstkowe funkcji ψ względem odpowiednio: różnicy stóp procentowych, realnego kursu walutowego i krajowego dochodu, natomiast S_0 i F_0^* oznaczają stany początkowe kursu walutowego i rezerw zagranicznych oraz f^* jest różnicą między odchyleniami od stanu początkowego.

Dodatek B. Rozwiązanie układu równań różniczkowych pierwszego rzędu w warunkach kursu stałego i zmiennego

Rozwiązanie analityczne modeli przedstawionych w rozdziałach 5 (model Dornbuscha) i 8 (modele Mundella-Fleminga-Dornbuscha) sprowadza się do rozwiązania autonomicznego układu dwóch równań różniczkowych pierwszego rzędu.

W tym dodatku ograniczono się do rozwiązywania modelu zaprezentowanego w podrozdziale 8.2 (modelu popytowego). Rozwiązanie pozostałych modeli wyznacza się w analogiczny sposób.

Model (popytowy) funkcjonujący w warunkach stałego (f) i zmiennego (l) kursu walutowego można przedstawić w następującej postaci:

$$\dot{\mathbf{x}}_i(t) = \mathbf{A}_i \mathbf{x}_i(t) + \mathbf{b}_i, \quad i = \{f, l\}, \quad \text{dla } t \geq 0, \quad (\text{B.1})$$

gdzie: $\mathbf{x}'_f(t) = \begin{bmatrix} p_f(t) & f_f^*(t) \end{bmatrix}$ w warunkach kursu stałego, $\mathbf{x}'_l(t) = \begin{bmatrix} p_l(t) & s_l(t) \end{bmatrix}$ w warunkach kursu zmiennego, $\det \mathbf{A}_i \neq 0$. Dla ułatwienia zapisu przyjęto, że $\mathbf{x}_i(t) \equiv \mathbf{x}_i$.

Dynamikę układu w warunkach kursu stałego można zapisać w następujący sposób:

$$\begin{bmatrix} \dot{p}_f \\ \dot{f}_f^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} f_{11} & f_{12} \\ f_{21} & f_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_f \\ f_f^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} f_1 \\ f_2 \end{bmatrix}. \quad (\text{B.2})$$

Jeśli macierz $\mathbf{A}_f$ ma dwa różne ujemne pierwiastki charakterystyczne, h_f, z_f , to układ (B.2) jest stabilny globalnie (stabilny węzeł, *stable node*) (Chiang 1984), jego rozwiązanie zaś jest następujące:

$$\mathbf{x}_f(t) = -\mathbf{A}_f^{-1}\mathbf{b}_f + c_{f1}e^{h_ft}\mathbf{v}_{f1} + c_{f2}e^{z_ft}\mathbf{v}_{f2}, \quad (\text{B.3})$$

gdzie $\mathbf{A}_f^{-1}\mathbf{b}_f$ to stan, do którego system jest zbieżny, tzw. punkt stały układu (B.2). Punkt stały układu (B.2) można zapisać:

$$p_f(\infty) = \frac{f_{12}f_2 - f_{22}f_1}{\det \mathbf{A}_f}, \quad (\text{B.4})$$

$$f_f^*(\infty) = \frac{f_{21}f_1 - f_{11}f_2}{\det \mathbf{A}_f}. \quad (\text{B.5})$$

Stałe c_{f1} i c_{f2} to stałe wyznaczone na podstawie warunku początkowego, przy czym przyjmuje się, że $p_f(0) = f_f^*(0) = 0$, natomiast $\mathbf{v}_{f1}$ i $\mathbf{v}_{f2}$ to wektory własne macierzy $\mathbf{A}_f$, odpowiadające pierwiastkom charakterystycznym h_f i z_f :

$$h_f = \frac{1}{2} \left(tr \mathbf{A}_f - \sqrt{(tr \mathbf{A}_f)^2 - 4 \det \mathbf{A}_f} \right), \quad (\text{B.6})$$

$$z_f = \frac{1}{2} \left(tr \mathbf{A}_f + \sqrt{(tr \mathbf{A}_f)^2 - 4 \det \mathbf{A}_f} \right), \quad (\text{B.7})$$

gdzie tr i $\det$ oznaczają odpowiednio ślad i wyznacznik macierzy $\mathbf{A}_f$:

$$tr \mathbf{A}_f = f_{11} + f_{22}, \quad (\text{B.8})$$

$$\det \mathbf{A}_f = f_{11}f_{22} - f_{12}f_{21}. \quad (\text{B.9})$$

Układ przedstawiający dynamikę modelu w warunkach kursu zmiennego można opisać wzorem:

$$\begin{bmatrix} \dot{p}_l \\ \dot{s}_l \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} l_{11} & l_{12} \\ l_{21} & l_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_l \\ s_l \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} l_1 \\ l_2 \end{bmatrix}. \quad (\text{B.10})$$

Zakłada się, że układ (B.10) jest stabilny siodłowo (*saddle-point stable*). Oznacza to, że macierz $\mathbf{A}_l$ ma dwa rzeczywiste pierwiastki charakterystyczne o przeciwnych znakach. Po to, aby układ (B.10) był układem siodłowym, potrzeba i wystarcza, aby wyznacznik macierzy $\det \mathbf{A}_l = l_{11}l_{22} - l_{12}l_{21} < 0$.

Niech $h_l < 0 < z_l$ będą pierwiastkami charakterystycznymi macierzy $\mathbf{A}_l$, wówczas:

$$h_l = \frac{1}{2} \left(\text{tr} \mathbf{A}_l - \sqrt{(\text{tr} \mathbf{A}_l)^2 - 4 \det \mathbf{A}_l} \right), \quad (\text{B.11})$$

$$z_l = \frac{1}{2} \left(\text{tr} \mathbf{A}_l + \sqrt{(\text{tr} \mathbf{A}_l)^2 - 4 \det \mathbf{A}_l} \right). \quad (\text{B.12})$$

W układzie dwuwymiarowym (B.10), stabilnym siodłowo, przyjmuje się, że cena $p_l(0) = 0$ (*predetermined variable*), natomiast kurs walutowy s_l (*non-predetermined, forward-looking* lub *'jump' variable*) przyjmuje taką wartość początkową $s_l(0)$, przy ustalonej wartości początkowej $p_l(0)$, która zapewnia, że system porusza się po stabilnej trajektorii i jest zbieżny do długookresowego stanu równowagi (*steady-state*). Rozwiązaniem układu (B.10) jest wówczas:

$$\begin{aligned} \mathbf{x}_l(t) &= \mathbf{x}_l(0)e^{h_l t} + \mathbf{x}_l(\infty)(1 - e^{h_l t}) \\ &= [\mathbf{x}_l(0) - \mathbf{x}_l(\infty)]e^{h_l t} + \mathbf{x}_l(\infty), \end{aligned} \quad (\text{B.13})$$

gdzie: $\mathbf{x}_l(\infty) = -\mathbf{A}_l^{-1}\mathbf{b}_l$. Wektorowy stan równowagi $\mathbf{x}_l(\infty)$ ma postać:

$$p_l(\infty) = \frac{l_{12}l_2 - l_{22}l_1}{\det \mathbf{A}_l}, \quad (\text{B.14})$$

$$s_l(\infty) = \frac{l_{21}l_1 - l_{11}l_2}{\det \mathbf{A}_l}. \quad (\text{B.15})$$

Zatem rozwiązanie o postaci (B.13) jest funkcją początkowych wartości ceny $p_l(0)$, kursu walutowego $s_l(0)$, prędkości dynamiki procesu dostosowawczego $|h_l|$ oraz końcowego stanu zmiennych $p_l(\infty)$ i $s_l(\infty)$. Kurs walutowy może przyjąć dowolną wartość w odpowiedzi na zmianę wartości zmiennych fundamentalnych, zawartych w wektorze $\mathbf{b}_l$ (por. (B.29)).

Tylko jedna wartość początkowa kursu walutowego sprowadza system na zbieżną trajektorię. Tę wartość można wyznaczyć w oparciu o procedurę zaproponowaną przez Judda (1982) (por. również Schiff 1999, Heijdra i van der Ploeg 2002). Aby znaleźć analityczne rozwiązanie (B.13), tj. wyznaczyć $s_l(0)$, należy wykonać przekształcenie (transformację) Laplace’a systemu (B.1) dla $i = l$.

Niech $f(t)$ jest funkcją określoną dla $t \geq 0$, $|f(t)| \leq Me^{\gamma t}$, gdzie M, γ – stałe. Przekształceniem Laplace’a funkcji $f(t)$ nazywa się funkcję $L\{f, \mu\}$ o postaci (Heijdra i van der Ploeg 2002):

$$L\{f, \mu\} \equiv \int_0^{\infty} e^{-\mu t} f(t) dt, \quad \mu > \gamma. \quad (\text{B.16})$$

W sensie ekonomicznym funkcja $L\{f, \mu\}$ wyraża zdyskontowaną wartość bieżącą funkcji $f(t)$, przy czym μ stanowi czynnik dyskontujący.

Łatwo sprawdzić, że przekształcenie Laplace’a $L\{k, \mu\}$ względem stałej k równe jest:

$$L\{k, \mu\} = \int_0^{\infty} k e^{-\mu t} dt = \frac{k}{\mu}. \quad (\text{B.17})$$

Przekształcenie Laplace’a systemu (B.1) wyraża się wzorem:

$$L\{\dot{\mathbf{x}}_l, \mu\} = \mathbf{A}_l L\{\mathbf{x}_l, \mu\} + L\{\mathbf{b}_l, \mu\}. \quad (\text{B.18})$$

Ogólnie, w celu wyznaczenia rozwiązania układu równań różniczkowych należy znać transformację Laplace'a pochodnej $f'(t)$ dla funkcji $f(t)$. Wiadomo, że (Schiff 1999):

$$L\{f'(t), \mu\} = \mu L\{f(t), \mu\} - f(0). \quad (\text{B.19})$$

W konsekwencji otrzymuje się:

$$L\{\dot{\mathbf{x}}_l, \mu\} = \mu L\{\mathbf{x}_l, \mu\} - \mathbf{x}_l(0). \quad (\text{B.20})$$

Przyrównując lewe strony wyrażeń (B.18) i (B.20), otrzymuje się (Heijdra i van der Ploeg 2002):

$$(\mu \mathbf{I} - \mathbf{A}_l) L\{\mathbf{x}_l, \mu\} = L\{\mathbf{b}_l, \mu\} + \mathbf{x}_l(0), \quad (\text{B.21})$$

gdzie $\mu \mathbf{I} - \mathbf{A}_l \equiv \mathbf{\Lambda}(\mu)$ zależy od μ i elementów macierzy $\mathbf{A}_l$. Prawdziwa jest następująca równość:

$$\det(\mathbf{\Lambda}(\mu)) \mathbf{\Lambda}(\mu)^{-1} = \text{adj} \mathbf{\Lambda}(\mu), \quad (\text{B.22})$$

gdzie $\text{adj} \mathbf{\Lambda}(\mu)$ to macierz transponowana dopełnień algebraicznych macierzy $\mathbf{\Lambda}(\mu)$. Biorąc pod uwagę postać macierzy $\mathbf{A}_l$ (na podstawie (B.10)), macierz $\text{adj} \mathbf{\Lambda}(\mu)$ oraz $\det \mathbf{\Lambda}(\mu)$ można zapisać odpowiednio:

$$\text{adj} \mathbf{\Lambda}(\mu) \equiv \begin{bmatrix} \mu - l_{22} & l_{12} \\ l_{21} & \mu - l_{11} \end{bmatrix}, \quad (\text{B.23})$$

$$\begin{aligned} \det \mathbf{\Lambda}(\mu) &= (\mu - l_{11})(\mu - l_{22}) - l_{12} l_{21} \\ &= \mu^2 - \mu \cdot \text{tr} \mathbf{A}_l + \det \mathbf{A}_l. \end{aligned} \quad (\text{B.24})$$

Równanie kwadratowe (B.24) można zapisać w postaci:

$$\det \mathbf{\Lambda}(\mu) = (\mu - h_l)(\mu - z_l), \quad (\text{B.25})$$

gdzie h_l i z_l są dane odpowiednio wzorami (B.11) i (B.12). Biorąc pod uwagę założenie, że $h_l < 0 < z_l$ oraz związki (B.21), (B.22), (B.23) i (B.25), można zapisać warunek:

$$(\mu - h_l)(\mu - z_l)L\{\mathbf{x}_l, \mu\} = adj\mathbf{\Lambda}(\mu)\left(L\{\mathbf{b}_l, \mu\} + \mathbf{x}_l(0)\right). \quad (\text{B.26})$$

Jeśli weźmie się pod uwagę, że niestabilność układu (B.10) wynika z tego, że pierwiastek $z_l > 0$, to dla $\mu = z_l$ lewa strona (B.26) jest wektorem zerowym. W tym przypadku skończone rozwiązania dla $L\{\mathbf{x}_l, \mu\}$ uzyska się, jeśli jednocześnie prawa strona (B.26) jest również wektorem zerowym dla $\mu = z_l$. Zatem:

$$adj\mathbf{\Lambda}(z_l)\left(L\{\mathbf{b}_l, z_l\} + \mathbf{x}_l(0)\right) = \mathbf{0}. \quad (\text{B.27})$$

Ponieważ $rz(\mathbf{\Lambda}(z_l)) = 1$, to $rz(adj\mathbf{\Lambda}(z_l)) = 1$. Wówczas w celu wyznaczenia $s_l(0)$ w wektorze $\mathbf{x}_l(0)$ można przyrównać do zera dowolny wiersz w wektorze po lewej stronie związku (B.27). Wobec powyższego oraz na mocy (B.17), otrzymuje się:

$$adj\mathbf{\Lambda}(z_l)\left(L\{\mathbf{b}_l, z_l\} + \mathbf{x}_l(0)\right) = \begin{bmatrix} z_l - l_{22} & l_{12} \\ l_{21} & z_l - l_{11} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{l_1}{z_l} + p_l(0) \\ \frac{l_2}{z_l} + s_l(0) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}. \quad (\text{B.28})$$

Biorąc np. pod uwagę wiersz pierwszy, związany ze zmienną p_l , po uporządkowaniu wyrazów otrzymuje się warunek dla $s_l(0)$ o postaci:

$$s_l(0) = \frac{l_{22} - z_l}{l_{12}} \left(p_l(0) + \frac{l_1}{z_l} \right) - \frac{l_2}{z_l}. \quad (\text{B.29})$$

Warunek (B.29) prowadzi do uzyskania zbieżności przez system (B.10).

Dodatek C. Spis symboli

Symbol	Opis
1	2
easyRely	algorytm numeryczny MNK (Enhanced Algorithm for SYstematic REgression anaLYsis)
S_e (SEE)	błąd średni równania
$Cov(X_t, X_{t-j})$	kowariancja dwóch zmiennych X_t i X_{t-j}
AIC	kryterium informacyjne Akaike'a
FPE	kryterium informacyjne FPE (<i>final prediction error</i>)
HQ	kryterium informacyjne Hannana-Quinna
SIC	kryterium informacyjne Schwarza
D-F	model monetarny Dornbuscha-Frankela
F-B	model monetarny Frenkela-Bilsona
M-F	model monetarny Mundella-Fleminga
$VAR(k)$	model wektorowej autoregresji rzędu k
$VECM(k-1)$	model wektorowej korekty błędu rzędu $k-1$
$I(1)$	niestacjonarny szereg czasowy, zintegrowany stopnia pierwszego
$AR(1)$	proces autoregresji pierwszego rzędu
$X(t)$	proces stochastyczny z czasem ciągłym
X_t	proces stochastyczny z czasem dyskretnym
$I(0)$	stacjonarny szereg czasowy
LR	statystyka sekwencyjnego testu LR

1	2
B-G(p)	statystyka testu Breuscha-Godfrey w teście autokorelacji reszt rzędu p
CHOW	statystyka testu Chowa w teście stabilności parametrów
(A)DF	statystyka testu Dickeya-Fullera w teście pierwiastków jednostkowych
ARCH(q)	statystyka testu dla autoregresyjnej warunkowej heteroskedastyczności reszt rzędu q
D-W	statystyka testu Durбина-Watsona
F	statystyka testu F
WHITE	statystyka testu heteroskedastyczności reszt
J-B	statystyka testu Jarque-Bery w teście normalności rozkładu empirycznych reszt
KPSS	statystyka testu KPSS w teście pierwiastków jednostkowych
NSA	szereg statystyczny niewyrównany sezonowo
SA	szereg statystyczny wyrównany sezonowo
σ^2	wariancja procesu stochastycznego
	wartości zapisane <i>kursywą</i> w przypadku ocen parametrów oznaczają statystyki t -Studenta, natomiast w przypadku pozostałych statystyk, poziom prawdopodobieństwa testu
μ	wartość oczekiwana procesu stochastycznego
R^2 (R2)	współczynnik determinacji

Dodatek D. Spis zmiennych

Dane miesięczne

Symbol	Opis
gby10ymemum_es	rentowność 10-letnich obligacji skarbowych (% , EMU, Eurostat)
gby10yplm_es	rentowność 10-letnich obligacji skarbowych (% , PL, Eurostat)
ipemum_es	produkcja przemysłowa (indeks, 2005=100, SA, EMU, Eurostat)
ipplm_es	produkcja przemysłowa (indeks, 2005=100, SA, PL, Eurostat)
m1pemum_ecb	podaż pieniądza M1 (mln euro, NSA, EMU, ECB)
m1pplm_nbp	podaż pieniądza M1 (mln zł, NSA, PL, NBP)
m2pemum_ecb	podaż pieniądza M2 (mln euro, NSA, EMU, ECB)
m2pplm_nbp	podaż pieniądza M2 (mln zł, NSA, PL, NBP)
mm3memum_es	3-mies. stopa procentowa (% , EMU, Eurostat)
mm3mplm_es	3-mies. stopa procentowa (% , PL, Eurostat)
pcpihemum_es	zharmonizowany indeks CPI (2005=100, EMU, Eurostat)
pcpihplm_es	zharmonizowany indeks CPI (2005=100, PL, Eurostat)
plneurm_es	kurs walutowy złoty/euro (przeciętny, zł, Eurostat)
pppiemum_es	indeks cen produkcji przemysłowej (2005=100, EMU, Eurostat)
pppiplm_es	indeks cen produkcji przemysłowej (2005=100, PL, Eurostat)

Dane kwartalne

Symbol	Opis
1	2
cgplq_es	konsumpcja zbiorowa (rządowa) (indeks, 2000=100, PL, NSA, Eurostat)

1	2
gby10ymemuq_es	rentowność 10-letnich obligacji skarbowych (% , EMU, Eurostat)
gby10yplq_es	rentowność 10-letnich obligacji skarbowych (% , PL, Eurostat)
m1pemuq_ecb	podaż pieniądza M1 (mln euro, NSA, EMU, ECB)
m1pplq_nbp	podaż pieniądza M1 (mln zł, NSA, PL, NBP)
m2pemuq_ecb	podaż pieniądza M2 (mln euro, NSA, EMU, ECB)
m2pplq_nbp	podaż pieniądza M2 (mln zł, NSA, PL, NBP)
mm3memuq_es	3-mies. stopa procentowa (% , EMU, Eurostat)
mm3mplq_es	3-mies. stopa procentowa (% , PL, Eurostat)
pcpihemuq_es	zharmonizowany indeks CPI (2005=100, EMU, Eurostat)
pcpihplq_es	zharmonizowany indeks CPI (2005=100, PL, Eurostat)
pkbemuq_es	produkt krajowy brutto (w cenach rynkowych, indeks, 2000=100, NSA, EMU, Eurostat)
pkbplq_es	produkt krajowy brutto (w cenach rynkowych, indeks, 2000=100, NSA, PL, Eurostat)
plneurq_es	kurs walutowy złoty/euro (przeciętny, zł, Eurostat)
ppkbemuq_es	deflator PKB (indeks, 2000=100, NSA, EMU, Eurostat)
ppkbplq_es	deflator PKB (indeks, 2000=100, NSA, PL, Eurostat)
pppiemuq_es	indeks cen produkcji przemysłowej (2005=100, EMU, Eurostat)
pppiplq_es	indeks cen produkcji przemysłowej (2005=100, PL, Eurostat)

Literatura

- Aarle B. van (1996), *Essays on Monetary and Fiscal Policy Interactions: Applications to EMU and Eastern Europe*, Center for Economic Research, Tilburg University, Tilburg.
- Abel A., Dornbusch R., Huizinga J., Marcus A. (1979), *Money Demand During Hyperinflation*, „Journal of Monetary Economics” **5**, 97–104.
- Abuaf N., Jorion P. (1990), *Purchasing Power Parity in the Long Run*, „Journal of Finance” **45**, 157–174.
- Adler M., Lehmann B. (1983), *Deviations from Purchasing Power Parity in the Long Run*, „Journal of Finance” **39**, 1471–1487.
- Akaike H. (1973), *Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle*, [w:] Petrov B. N., Csaki F. (eds.), *2nd International Symposium on Information Theory*, Akademia Kiado, Budapest, 267–281.
- Alberola E., Garcia-Cervero S., Lopez J., Humberto J., Ubide A. (1999), *Global Equilibrium Exchange Rates – Euro, Dollar, Ins, Outs, and Other Major Currencies in a Panel Cointegration Framework*, „IMF Working Paper” **99**(175).
- Aliber R. Z. (1973), *The Interest Parity Theorem: A Reinterpretation*, „Journal of Political Economy” **81**, 1451–1459.
- Allen P. R. (1997), *Fundamental Determinants of Mexico’s Exchange Rate Crisis of 1994*, [w:] Cohen J. (ed.), *Essays in Honor of Peter Kenen*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Ambler S., Cardia E. (1992), *Optimal Anti-inflation Programs in Semi-industrialized Economies*, „Journal of Development Economics” **38**, 41–61.
- Anderson T. W. (1951), *Estimating Linear Restrictions on Regression Coefficients for Multivariate Normal Distributions*, „Annals of Mathematical Statistics” **22**(3), 327–351.
- Andrews D. W. K., Chen H.-Y. (1994), *Approximately Median-unbiased Estimation of Autoregressive Models*, „Journal of Business and Economic Statistics” **12**(2), 187–204.
- Artis M. J., Ehrmann M. (2000), *The Exchange Rate: A Shock Absorber or Source of Shocks? A Study of Four Open Economies*, „CEPR Discussion Paper” **2550**.
- Artus J. R., McGuirk A. K. (1981), *A Revised Version of the Multilateral Exchange Rate Model*, „IMF Staff Papers” **28**, 275–309.
- Artus J. R., Rhomberg R. R. (1973), *A Multilateral Exchange Rate Model*, „IMF Staff

- Papers" **20**, 591–611.
- Baillie R. T., Lippens R. E., McMahon P. C. (1983), *Testing Rational Expectations and Efficiency in the Foreign Exchange Market*, „Econometrica” **51**(3), 553–563.
- Baillie R. T., Selover D. D. (1987), *Cointegration and Models of Exchange Rate Determination*, „International Journal of Forecasting” **3**(1), 43–51.
- Balassa B. (1964), *The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal*, „Journal of Political Economy” **72**, 584–596.
- Banerjee A., Dolado J. J., Hendry D. F., Smith G. (1986), *Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models: Some Monte Carlo Evidence*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” **48**, 253–277.
- Baranowski P. (2008), *Reguła Taylora i jej rozszerzenia*, „Gospodarka Narodowa” **7–8**.
- Bartlett M. S. (1937), *Properties of Sufficiency and Statistical Tests*, Proceedings of the Royal Society of London, Series A, „Mathematical and Physical Sciences” **160**(901), 268–282.
- Baxter M. (1994), *Real Exchange Rates and Real Interest Rate Differentials: Have We Missed the Business Cycle Relationship?*, „Journal of Monetary Economics” **33**, 5–37.
- Baxter M., Stockman A. C. (1989), *Business Cycles and the Exchange-rate Regime: Some International Evidence*, „Journal of Monetary Economics” **23**(3), 377–400.
- Bayoumi T., Clark P. B., Symansky S. A., Taylor M. P. (1994), *Robustness of Equilibrium Exchange Rate Calculations to Alternative Assumptions and Methodologies*, „IMF Working Papers” **94**(17).
- Bekaert G., Hodrick R. J. (1993), *On Biases in the Measurement of Foreign Exchange Risk Premiums*, „Journal of International Money and Finance” **12**(2), 115–138.
- Benigno G., Thoenissen C. (2003), *Equilibrium Exchange Rates and Supply-Side Performance*, „Economic Journal” **113**(486), C103–C124.
- Berger R. L., Sinclair D. F. (1984), *Testing Hypotheses Concerning Unions of Linear Subspaces*, „Journal of the American Statistical Association” **79**, 158–163.
- Bertola G., Caballero R. J. (1990), *Kinked Adjustment Costs and Aggregate Dynamics*, „NBER Macroeconomics Annual” **5**, 237–296.
- Beveridge S., Nelson C. R. (1981), *A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the ‘Business Cycle’*, „Journal of Monetary Economics” **7**(2), 151–174.
- Bhandari J. S. (1983), *An Alternative Theory of Exchange Rate Dynamics*, „Quarterly Journal of Economics” **98**(2), 337–348.
- Bhandari J. S., Turnovsky S. J. (1982), *Alternative Monetary Policies in an Inflationary Equilibrium Model of the Open Economy*, „Review of World Economics”

- 118(1), 1–18.
- Bilski J. (1999), *Polski system walutowy. Ocena skuteczności działania*, „Bank i Kredyt” **12**.
- Bilski J. (2006), *Międzynarodowy system walutowy. Kierunki ewolucji*, PWE, Warszawa.
- Bilson J. F. O. (1976), *A Monetary Approach to the Exchange Rate*, unpublished Ph.D. dissertation, University of Chicago, Chicago.
- Bilson J. F. O. (1978a), *Rational Expectations and Exchange Rates*, [w:] Frenkel J. A., Johnson H. G. (eds.), *The Economics of Exchange Rates: Selected Studies*, Reading, MA., Addison-Wesley, 75–96.
- Bilson J. F. O. (1978b), *The Current Experience with Floating Exchange Rates: An Appraisal of the Monetary Approach*, „Exchange Rates and Open Economies” **68**(2), 392–397.
- Bilson J. F. O. (1980), *Permanent and Transitory Changes in International Competitiveness*, University of Chicago, Chicago.
- BIS (2007), *Triennial Central Bank Survey of Foreign Exchange and Derivatives Market Activity in 2007 – Final results*, Bank for International Settlements.
- Blanchard O. J., Quah D. (1989), *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances*, „American Economic Review” **79**(4), 655–673.
- Boothe P., Glassman D. (1987a), *Off the Mark: Lessons for Exchange Rate Modelling*, „Oxford Economic Papers” **39**(3), 443–457.
- Boothe P., Glassman D. (1987b), *The Statistical Distribution of Exchange Rates: Empirical Evidence and Economic Implications*, „Journal of International Economics” **22**(3–4), 297–319.
- Borowski J., Brzoza-Brzezina M., Szpunar P. (2003), *Exchange Rate Regimes and Poland’s Participation in ERM II*, „Macroeconomics”, 0302002, EconWPA.
- Boswijk H. P. (1995), *Identifiability of Cointegrated Systems*, „Tinbergen Institute Discussion Paper” **78**.
- Boswijk H. P. (1996), *Testing Identifiability of Cointegrating Vectors*, „Journal of Business and Economic Statistics” **14**, 153–160.
- Boswijk H. P., Doornik J. A. (2004), *Identifying, Estimating and Testing Restricted Cointegrated Systems: An Overview*, „Netherlands Society for Statistics and Operations Research” **58**(4), 440–465.
- Boughton J. M. (2003), *On the Origins of the Fleming–Mundell Model*, „IMF Staff Papers” **50**(1).
- Bożyk P., Maciejewski W., Piaszczyński W. (1973), *Modele prognoz handlu międzynarodowego*, PWN, Warszawa.
- Branson W. H. (1969), *The Minimum Covered Interest Differential Needed for International Arbitrage Activity*, „Journal of Political Economy” **77**(6), 1028–1035.
- Branson W. H. (1977), *Asset Markets and Relative Prices in Exchange Rate Determination*, „Sozialwissenschaftliche Annalen”, Bd. 1, Physica-Verlag, Wien, 69–89.

- Branson W. H., Halttunen H., Masson P. (1977), *Exchange Rates in the Short Run: The Dollar-Deutschmark Rate*, „European Economic Review” **10**, 303–324.
- Breuer J. (1994), *Purchasing Power Parity: A Survey of and Challenge to Recent Literature*, [w:] Williamson J. (ed.), *Fundamental Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington, D.C.
- Bruzda J. (2004), *Testowanie nieliniowej integracji i kointegracji: przykład weryfikacji hipotezy parytetu siły nabywczej*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (red.), *Rynki finansowe: prognozy a decyzje*, „Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica” **177**, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, 79–94.
- Bruzda J., Koźliński T. (2005), *Non-linearity and the Purchasing Power Parity Hypothesis for Exchange Rate JPY/USD*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (eds.), *Issues in Modeling, Forecasting and Decision-Making in Financial Markets*, „Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica” **192**, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, 177–193.
- Brzeszczyński J., Kelm R. (2002), *Ekonometryczne modele rynków finansowych*, WIG-Press, Warszawa.
- Buiter W. H. (1983), *Saddlepoint Problems in Continuous Time Rational Expectations Models: A General Method and Some Macroeconomic Examples*, „Econometrica” **52**, 665–680.
- Buiter W. H. (2000), *Optimal Currency Areas: Why does the Exchange Rate Regime Matter*, „Scottish Journal of Political Economy” **47**, 213–250.
- Buiter W. H., Miller M. (1982), *Real Exchange Rate Overshooting and the Output Cost of Bringing Down Inflation*, „European Economic Review” **18**(1), 85–123.
- Burstein A. T., Neves J. C., Rebelo S. (2000), *Distribution Costs and Real Exchange Rate Dynamics During Exchange-Rate-Based-Stabilizations*, „Journal of Monetary Economics” **50**(6), 1189–1214.
- Campbell J. Y., Perron P. (1991), *Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots*, [w:] Blanchard O. J., Fisher S. (eds.), *NBER Economics Annual*, Cambridge, MIT Press.
- Campbell J. Y., Shiller R. J. (1987), *Cointegration and Tests of Present Value Models*, „Journal of Political Economy” **95**(5), 1062–1088.
- Canzoneri M. B., Cumby R. E., Diba B. (1999), *Relative Labour Productivity and the Real Exchange Rate in the Long Run: Evidence for a Panel of OECD Countries*, „Journal of International Economics” **47**, 245–266.
- Cardia E. (1991), *The Dynamics of a Small Open Economy in Response to Monetary, Fiscal, and Productivity Shocks*, „Journal of Monetary Economics” **28**, 411–434.
- Cassel G. (1916), *The Present Situation of the Foreign Exchanges*, „Economic Journal” **26**(101), 62–65.
- Cassel G. (1918), *Abnormal Deviations in International Exchanges*, „Economic Journal” **28**(112), 413–415.

- Cassel G. (1928), *Post-War Monetary Stabilization*, Columbia University Press, New York.
- Chan K. S., Tong H. (1986), *On Estimating Thresholds in Autoregressive Models*, „Journal of Time Series Analysis” **7**, 179–190.
- Charemza W. W., Deadman D. F. (1997), *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa.
- Cheung Y.-W., Lai K. S. (1993), *Long-run Purchasing Power Parity During the Recent Float*, „Journal of International Economics” **34**, 181–192.
- Cheung Y.-W., Lai K. S. (2000), *On the Purchasing Power Parity Puzzle*, „Journal of International Economics” **52**(2), 321–330.
- Chiang A. (1984), *Fundamental Methods of Mathematical Economics*, McGraw-Hill, New York.
- Chinn M. D. (1998), *Long Run Determinants of East Asian Real Exchange Rates*, „Economic Letter” **10**, Federal Reserve Bank of San Francisco, San Francisco.
- Chinn M. D., Frankel J. A. (1994), *Patterns in Exchange Rate Forecasts for Twenty-five Currencies*, „Journal of Money, Credit and Banking” **26**(4), 759–770.
- Chinn M. D., Johnston L. (1999), *Real Exchange Rate Level, Productivity and Demand Shocks: Evidence from a Panel of 14 Countries*, „NBER Discussion Paper” **5709**.
- Chmielewski T. (2003), *Od kursu plynego do unii monetarnej. Znaczenie efektu Balassy-Samuelsona dla polskiej polityki pieniężnej*, Narodowy Bank Polski, „Materiały i Studia” **163**.
- Clarida R. H., Gali J. (1994), *Sources of Real Exchange-rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?*, „Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy” **41**(1), 1–56.
- Clarida R. H., Taylor M. P. (1997), *The Term Structure of Forward Exchange Premiums and the Forecastability of Spot Exchange Rates: Correcting the Errors*, „Review of Economics and Statistics” **79**(3), 353–361.
- Clark P. B. (1996), *Concepts of Equilibrium Exchange Rates*, „Journal of International and Comparative Economics” **20**, 133–140.
- Clark P. B., MacDonald R. (1998), *Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs*, „IMF Working Paper” **98**(67).
- Clark P. B., MacDonald R. (2000), *Filtering the BEER: A Permanent and Transitory Decomposition*, „Global Finance Journal” **215**, 29–56.
- Clostermann J., Friedmann W. (1998), *What Drives the Real Effective D-Mark Exchange Rate?*, „Applied Economics Quarterly” **44**, 207–230.
- Clostermann J., Schnatz B. (2000), *The Determinants of the Euro-Dollar Exchange Rate – Synthetic Fundamentals and a Non-existing Currency*, „Deutsche Bundesbank Working Paper” **2**.
- Cochrane J. H. (1991), *A Critique of the Application of Unit Root Tests*, „Journal of Economic Dynamics and Control” **15**, 275–284.

- Corbae D., Ouliaris S. (1988), *Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity*, „Review of Economics and Statistics” **70**, 508–521.
- Cornell B. (1977), *Spot Rates, Forward Rates and Exchange Market Efficiency*, „Journal of Financial Economics” **5**, 55–65.
- Coughlin C. C., Koedijk K. (1990), *What do We Know about the Long-run Real Exchange Rate?*, „St. Louis Federal Reserve Bank Review” **72**, 36–48.
- Crouhy-Veyrac L., Saint Marc M. (1995), *The French Franc and the Deutsche Mark, 1971–1990*, [w:] Stein J. L. i in. (eds.), *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, Oxford University Press, Oxford.
- Culver E., Papell D. H. (1999), *Long-run Purchasing Power Parity with Short-run Data: Evidence with a Null Hypothesis of Stationarity*, „Journal of International Money and Finance” **18**, 751–768.
- Cumby R. E., Huizinga J. (1990), *The Predictability of Real Exchange Rate Changes in the Short Run and in the Long Run*, „NBER Working Paper” **3468**.
- Cumby R. E., Obstfeld M. (1982), *International Interest Rate and Price-Level Linkages under Flexible Exchange Rates: A Review of Recent Evidence*, Working Paper **142**, Department of Economics, Columbia University, New York.
- Darby M. (1983), *Movements in Purchasing Power Parity: The Short and Long Runs*, [w:] Darby M., Lothian J. (eds.), *The International Transmission of Inflation*, University of Chicago Press, Chicago.
- Davutyan N., Pippenger J. (1985), *Purchasing Power Parity did not Collapse During the 1970's*, „American Economic Review” **75**(5), 1151–1158.
- De Gregorio J., Giovannini A., Wolf H. (1994), *International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation*, „European Economic Review” **38**, 1225–1256.
- De Gregorio J., Wolf H. (1994), *Terms of Trade, Productivity and the Real Exchange Rate*, „NBER Working Paper” **4807**.
- Detken C., Dieppe A., Henry J., Marin C., Smets F. (2002), *Model Uncertainty and the Equilibrium Value of the Real Effective Euro Exchange Rate*, „ECB Working Paper” **160**.
- Devereux M. B. (1999), *Review of International Economics. Real Exchange Rate Trends and Growth: A Model of East Asia*, „UBC Departmental Archives” **99**(5).
- Diamandis P. F., Kouretas G. P. (1996), *The Monetary Approach to the Exchange Rate: Long-run Relationships, Coefficient Restrictions and Temporal Stability of the Greek Drachma*, „Applied Financial Economics” **6**, 351–362.
- Dickey D. A., Fuller W. (1979), *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, „Journal of the American Statistical Association” **74**, 427–431.
- Dickey D. A., Fuller W. (1981), *Likelihood Ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, „Econometrica” **49**, 1057–1072.
- Dickey D. A., Jansen D. W., Thornton D. L. (1991), *A Primer on Cointegration with*

- an Application to Money and Income*, Federal Reserve Bank of St. Louis, 58–78.
- Diebold F. X., Husted S., Rush M. (1991), *Real Exchange Rates under the Gold Standard*, „Journal of Political Economy” **99**, 1252–1271.
- Doman M. (2006), *Modeling the Realized Volatility with ARFIMA and Unobserved Component Models: Results from the Polish Financial Market*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (eds.), *Financial Markets: Principles of Modeling, Forecasting and Decision-Making*, FindEcon Monograph Series, No. 2, Łódź University Press, 123–137.
- Domański C. (1991), *Testy statystyczne*, PWE, Warszawa.
- Dooley M. P., Isard P. (1980), *Capital Controls, Political Risk and Deviations from Interest-Rate Parity*, „Journal of Political Economy” **88**, 70–84.
- Doornik J. A. (1995), *Testing General Restrictions on the Cointegrating Space*, manuscript.
- Dornbusch R. (1976a), *Expectations and Exchange Rate Dynamics*, „Journal of Political Economy” **84**(6), 1161–1176.
- Dornbusch R. (1976b), *Capital Mobility, Flexible Exchange Rates and Macroeconomic Equilibrium*, [w:] Claassen E., Salin P. (eds.), *Recent Issues in International Monetary Economics*, North-Holland, Amsterdam, 29–48.
- Dornbusch R. (1978), *Monetary Policy under Exchange Rate Flexibility*, [w:] *Managed Exchange Rate Flexibility: The Recent Experience*, „Federal Reserve Bank of Boston Conference Series” **2**.
- Dornbusch R. (1987), *Exchange Rates and Prices*, „American Economic Review” **77**, 93–106.
- Dornbusch R. (1989), *Real Exchange Rates and Macroeconomics: A Selective Survey*, „Scandinavian Journal of Economics” **91**(2), 401–432.
- Dornbusch R. (2001), *Fewer Monies, Better Monies*, „NBER Working Paper” **8324**.
- Dornbusch R., Frankel J. A. (1988), *The Flexible Exchange Rate System: Experience and Alternatives*, „Economics Working Papers” **8868**, University of California, Berkeley.
- Dornbusch R., Krugman P. (1976), *Flexible Exchange Rates in the Short Run*, „Brookings Papers on Economic Activity” **3**, 537–575.
- Doroodian K., Jung C., Boyd R. (1999), *Testing the Law of One Price under the Fixed and Flexible Exchange Rate Systems*, „Applied Economics Letters” **6**, 613–616.
- Driver R., Wren-Lewis S. (1998), *Real Exchange Rates for the Year 2000*, Washington, D.C., Institute for International Economics.
- Driver R., Wren-Lewis S. (1999), *FEERs: A Sensitivity Analysis*, [w:] MacDonald R., Stein J. L. (eds.), *Equilibrium Exchange Rates*, Boston, MA: Kluwer.
- Dumas B. (1992), *Dynamic Equilibrium and the Real Exchange Rate in a Spatially Separated World*, „Review of Financial Studies” **5**, 153–180.

- Dumas B. (1994), *Partial Equilibrium versus General Equilibrium Models of the International Capital Market*, [w:] Ploeg F. van der (ed.), *The Handbook of International Macroeconomics*, Oxford, Blackwell.
- Edison H. J. (1987), *Purchasing Power Parity in the Long Run: A Test of the Dollar/Pound Exchange Rate (1890–1978)*, „Journal of Money, Credit and Banking” **19**, 376–387.
- Edison H. J., Klován J. T. (1987), *A Quantitative Reassessment of the Purchasing Power Parity Hypothesis: Evidence from Norway and the United Kingdom*, „Journal of Applied Econometrics” **2**, 309–333.
- Edison H. J., Melick W. R. (1995), *Alternative Approaches to Real Exchange Rates and Real Interest Rates: Three Up and Three Down*, Board of Governors of the Federal Reserve System, „International Finance Papers” **518**.
- Edison H. J., Pauls B. D. (1993), *A Re-assessment of the Relationship Between Real Exchange Rates and Real Interest Rates: 1974–90*, „Journal of Monetary Economics” **31**(2), 165–187.
- Edwards S. (1989), *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment*, Cambridge, MA, MIT Press.
- Edwards S., Yeyati E. (2003), *Flexible Exchange Rates as Shock Absorbers*, „NBER Working Paper” **9867**.
- Égert B., Halpern L., MacDonald R. (2006), *Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies: Taking Stock of the Issues*, „Journal of Economic Surveys” **20**(2), 257–324.
- Elbadawi I. (1994), *Estimating Long-Run Equilibrium Real Exchange Rates*, [w:] Williamson J. (ed.), *Fundamental Equilibrium Exchange Rates*, Washington, D.C., International Economics Institute.
- El-Gamal M. A., Ryu D. (2006), *Short Memory and the PPP Hypothesis*, „Journal of Economic Dynamics and Control” **30**(3), 361–391.
- Enders W. (1988), *ARIMA and Cointegration Tests of PPP under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes*, „Review of Economics and Statistics” **70**, 504–508.
- Enders W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics, John Wiley & Sons, New York.
- Engel C. (1993), *Real Exchange Rates and Relative Prices: An Empirical Investigation*, „Journal of Monetary Economics” **32**, 35–50.
- Engel C. (1999), *Accounting for U.S. Real Exchange Rate Changes*, „Journal of Political Economy” **107**(3), 507–538.
- Engel C. (2000), *Long-run PPP may not Hold After All*, „Journal of International Economics” **57**, 243–273.
- Engel C., Rogers J. H. (1996), *How Wide is the Border?*, „American Economic Review” **86**, 1112–1125.
- Engle R. F., Granger C. W. J. (1987), *Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*, „Econometrica” **55**(2), 251–276.

- Engle R. F., Hendry D. F., Richard J.-F. (1983), *Exogeneity*, „Econometrica” **51**, 277–304.
- Evans G. W. (1986), *A Test for Speculative Bubbles in the Sterling Dollar Exchange Rate: 1981–84*, „American Economic Review” **76**(4), 621–636.
- Fama E. F. (1970), *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*, „Journal of Finance” **25**(2), 383–417.
- Fama E. F. (1984), *Forward and Spot Exchange Rates*, „Journal of Monetary Economics” **14**, 319–328.
- Feenstra R. C., Kendall J. D. (1997), *Pass-through of Exchange Rates and Purchasing Power Parity*, „Journal of International Economics” **43**, 237–261.
- Findley D. F., Hood C. C. H. (1999), *X-12-ARIMA and Its Application to Some Italian Indicator Series*, Seasonal Adjustment Procedures – Experiences and Perspectives, Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT), Rome, 231–251.
- Fischer S. (2001), *Distinguished Lecture on Economics in Government-Exchange Rate Regimes: Is the Bipolar View Correct?*, „Journal of Economic Perspectives” **15**, 3–24.
- Fisher E., Park J. (1991), *Testing Purchasing Power Parity under the Null Hypothesis of Co-integration*, „Economic Journal” **101**, 1476–1484.
- Fiszeder P. (2007), *Testing the Arbitrage Pricing Model with a Factor GARCH Model for the Polish Stock Market*, [w:] Milo W., Szafranski G., Wdowiński P. (eds.), *Financial Markets: Principles of Modeling, Forecasting and Decision-Making*, FindEcon Monograph Series, No. 5, Łódź University Press, 11–23.
- Fleming J. M. (1962), *Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates*, „IMF Staff Papers” **12**, 369–380.
- Fleming W. H. (1995), *Optimal Investment Models and Risk Sensitive Stochastic Control*, „IMA Volumes in Mathematics and its Applications” **65**, 75–88.
- Fleming W. H., Rishel R. W. (1975), *Deterministic and Stochastic Optimal Control*, Springer-Verlag, Heidelberg.
- Flood R. P., Rose A. K. (1995), *Fixing Exchange Rates: A Virtual Quest for Fundamentals*, „Journal of Monetary Economics” **36**, 3–37.
- Frankel J. A. (1979), *On the Mark: Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Rate Differentials*, „American Economic Review” **69**(4), 610–622.
- Frankel J. A. (1986), *International Capital Mobility and Crowding Out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or of Goods Markets?*, „NBER Working Papers” **1773**.
- Frankel J. A. (2003), *Experience of and Lessons from Exchange Rate Regime in Emerging Economies*, „NBER Working Paper” **10032**.
- Frankel J. A., Froot K. A. (1990), *Chartists, Fundamentalists and the Demand for Dollars*, [w:] Courakis A., Taylor M. P. (eds.), *Private Behaviour and Government Policy in Interdependent Economies*, Oxford: Clarendon Press, 73–126.
- Frankel J. A., Froot K. A. (1991), *Exchange Rate Forecasting Techniques*, Survey

- Data, and Implications for the Foreign Exchange Market*, „Economics Working Papers”, University of California at Berkeley, 91–158.
- Frankel J. A., Rose A. (1995a), *A Survey of Empirical Research on Nominal Exchange Rates*, [w:] Grossman G., Rogoff K. (eds.), *Handbook of International Economics*, North Holland, Amsterdam.
- Frankel J. A., Rose A. (1995b), *A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion Within and Between Countries*, „NBER Working Paper” **5006**, Cambridge, MA.
- Frenkel J. A. (1976), *A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence*, „Scandinavian Journal of Economics” **78**, 200–224.
- Frenkel J. A. (1977), *The Forward Exchange Rate, Expectations and the Demand for Money: The German Hyperinflation*, „American Economic Review” **67**, 653–670.
- Frenkel J. A. (1978a), *PPP: Doctrinal Perspective and Evidence from the 20's*, „Journal of International Economics” **8**(2), 169–191.
- Frenkel J. A. (1979), *Further Evidence on Expectations and the Demand for Money During the German Hyperinflation*, „Journal of Monetary Economics” **5**, 81–96.
- Frenkel J. A. (1980), *Exchange Rates, Prices and Money: Lessons from the 1920's*, „American Economic Review” **70**(2), 235–242.
- Frenkel J. A. (1981a), *The Collapse of Purchasing Power Parities During the 1970s*, „European Economic Review” **16**(1), 145–165.
- Frenkel J. A. (1981b), *Flexible Exchange Rates, Prices and the Role of 'News': Lessons from the 1970's*, „Journal of Political Economy” **89**(4), 665–705.
- Frenkel J. A., Clements C. (1981), *Exchange Rates in the 1920's: A Monetary Approach*, [w:] Flanders M., Razin A. (eds.), *Development in an Inflationary World*, Academic Press, New York, 283–318.
- Frenkel J. A., Johnson H. G. (eds.) (1978), *The Economics of Exchange Rates: Selected Studies*, Addison-Wesley, Reading, Mass.
- Frenkel J. A., Levich R. M. (1975), *Covered Interest Arbitrage: Unexploited Profits?*, „Journal of Political Economy” **83**, 325–338.
- Frenkel J. A., Levich R. M. (1977), *Transaction Costs and Interest Arbitrage: Tranquil versus Turbulent Periods*, „Journal of Political Economy” **85**, 1209–1226.
- Frenkel J. A., Mussa M. (1980), *The Efficiency of Foreign Exchange Markets and Measures of Turbulence*, „American Economic Review” **70**(2), 374–381.
- Frenkel J. A., Mussa M. (1986), *Exchange Rates and the Balance of Payments*, [w:] Jones R., Kenen P. (eds.), *Handbook of International Economics*, North Holland, Amsterdam.
- Frenkel J. A., Rodriguez C. (1982), *Exchange Rate Dynamics and the Overshooting Hypothesis*, „IMF Staff Papers” **29**, 674–688.
- Friedman M. (1953), *The Case for Flexible Exchange Rates*, [w:] Friedman M. (ed.),

- Essays in Positive Economics*, Chicago University Press, Chicago.
- Friedman M., Schwartz A. J. (1963), *A Monetary History of the United States, 1867–1960*, Princeton, N.J.: Princeton Univ. Press.
- Froot K. A., Rogoff K. (1994), *Perspectives on PPP and Long-run Real Exchange Rates*, „NBER Working Paper” **4952**, Cambridge, MA.
- Froot K. A., Thaler R. (1990), *Anomalies: Foreign Exchange*, „Journal of Economic Perspectives” **4**, 179–192.
- Fuller W. A. (1976), *Time Series*, John Wiley, New York.
- Gajewski M., Kowalski J. (2008), *An Econometric Evaluation of CIP and PPP*, [w:] Milo W., Szafrński G., Wdowiński P. (eds.), *Financial Markets: Principles of Modeling, Forecasting and Decision-Making*, FindEcon Monograph Series: Advances in Financial Market Analysis, No. 6, Łódź University Press, Łódź, 103–120.
- Gärtner M. (1993), *Macroeconomics under Flexible Exchange Rates*, LSE Handbooks in Economics, Harvester Wheatsheaf, New York.
- Ghosh A., Wolf H. (2001), *Imperfect Exchange Rate Pass-through: Strategic Pricing and Menu Costs*, „CESifo Working Paper” **436**.
- Giavazzi F., Giovannini A. (1989a), *Limiting Exchange Rate Flexibility: The European Monetary System*, Cambridge, Mass., MIT Press.
- Giavazzi F., Giovannini A. (1989b), *Monetary Policy Interactions under Managed Exchange Rates*, „Economica” **56**, 199–213.
- Gilbert M. i in. (1958), *Comparative National Price Products and Price Levels: A Study of Western Europe and the United States*, Organization for European Economic Cooperation, Paris.
- Gilbert M., Kravis I. B. (1954), *An International Comparison of National Products and the Purchasing Power of Currencies: A Study of the United States, the United Kingdom, France, Germany, and Italy*, Organization for European Economic Cooperation, Paris.
- Giovanetti G. (1992), *A Survey of Recent Empirical Tests of the Purchasing Power Parity Hypothesis*, „Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review” **180**, 81–101.
- Giovannini A. (1988), *Exchange Rates and Traded Goods Prices*, „Journal of International Economics” **24**, 45–68.
- Goldberg P. K., Knetter M. M. (1997), *Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?*, „Journal of Economic Literature” **35**, 1243–1272.
- Goldberg P. K., Verboven F. (2005), *Market Integration and Convergence to the Law of One Price: Evidence from the European Car Market*, „Journal of International Economics” **65**(1), 49–73.
- Gonzalo J. (1994), *Five Alternative Methods of Estimating Long-run Equilibrium Relationships*, „Journal of Econometrics” **60**(1–2), 203–233.
- Gonzalo J., Granger C. W. J. (1995), *Estimation of Common Long-memory Compo-*

- nents in Cointegrated System, „Journal of Business and Economic Statistics” **13**(1), 27–36.
- Granger C. W. J., Newbold P. (1974), *Spurious Regressions in Econometrics*, „Journal of Econometrics” **2**(2), 111–120.
- Granger C. W. J., Teräsvirta T. (1993), *Modelling Nonlinear Relationships*, Oxford University Press, New York.
- Grauwe P. de (1996), *International Money. Postwar Trends and Theories*, Oxford University Press, Oxford.
- Greene W. H. (2003), *Econometric Analysis: 5th ed.*, Prentice Hall, New Jersey.
- Grilli V., Kaminsky G. (1991), *Nominal Exchange Rate Regimes and the Real Exchange Rate: Evidence from the United States and Great Britain, 1885–1986*, „Journal of Monetary Economics” **27**, 191–212.
- Groen J. J. J. (2002), *Cointegration and the Monetary Exchange Rate Model Revisited*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” **64**(4), 361–380.
- Haberler G. (1945), *The Choice of Exchange Rates after the War*, „American Economic Review” **35**(3), 308–318.
- Haberler G. (1949), *The Market for Foreign Exchange and the Stability of the Balance of Payments: A Theoretical Analysis*, *Kyklos* **3**, 193–218.
- Haberler G. (1961), *A Survey of International Trade Theory*, „Special Papers in International Economics” **1**, Princeton University, 46–47.
- Hakkio C. S. (1981), *Expectations and the Forward Exchange Rate*, „International Economic Review” **22**(3), 663–678.
- Hakkio C. S. (1984), *A Re-Examination of Purchasing Power Parity: A Multi-country and Multi-Period Study*, „Journal of International Economics” **17**(3/4), 265–278.
- Hakkio C. S., Rush M. (1991), *Cointegration: How Short is the Long Run?*, „Journal of International Money and Finance” **10**, 571–581.
- Haldrup N. (1999), *An Econometric Analysis of I(2) Variables*, [w:] McAleer M., Oxley L. (eds.), *Practical Issues in Cointegration Analysis*, Blackwell, Oxford.
- Hall R. E. (1991), *The Rational Consumer: Theory and Evidence*, The MIT Press, Cambridge, MA.
- Hall S. G., Mizon G., Welfe A. (2000), *Modelling Economies in Transition: An Introduction*, „Economic Modelling” **17**, 375–385.
- Halpern L., Wyplosz C. (2001), *Economic Transformation and Real Exchange Rates in the 2000s: The Balassa-Samuelson Connection*, „Economic Survey of Europe”, Chap. 6, 227–239.
- Hansen B. E. (1992), *Tests for Parameter Instability in Regression with I(1) Processes*, „Journal of Business and Economic Statistics” **10**, 321–335.
- Hansen L. P., Hodrick R. J. (1980), *Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis*, „Journal of Political Economy” **88**(5), 829–853.

- Harris R. I. D. (1995), *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Harvester Wheatsheaf, Prentice Hall, London.
- Hausman J. A. (1978), *Specification Tests in Econometrics*, „Econometrica” **46**(6), 1251–1271.
- Haynes E., Stone J. A. (1981), *On the Mark: A Comment*, „American Economic Review” **71**, 1060–1067.
- Heijdra B. J., Ploeg F. van der (2002), *The Foundations of Modern Macroeconomics*, Oxford University Press, New York.
- Hodrick R. J. (1978), *An Empirical Analysis of the Monetary Approach to the Determination of the Exchange Rate*, [w:] Frenkel J. A., Johnson H. G. (eds.), *The Economics of Exchange Rates*, Addison-Wesley, Reading, MA.
- Hoffman M., MacDonald R. (2000), *Real Exchange Rate Decompositions*, mimeo, University of Glasgow, Glasgow.
- Hooper P., Morton J. E. (1982), *Fluctuation in the Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination*, „Journal of International Money and Finance” **1**, 39–56.
- Hsieh D. (1982), *The Determination of the Real Exchange Rate: the Productivity Approach*, „Journal of International Economics” **12**, 355–362.
- Huizinga J. (1987), *An Empirical Investigation of the Long-run Behavior of Real Exchange Rates*, „Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy” **27**(1), 149–214.
- Husted S., MacDonald R. (1998), *Monetary-based Models of the Exchange Rate: A Panel Perspective*, „Journal of International Financial Markets, Institutions and Money” **8**, 1–19.
- Im K. S., Pesaran M. H., Shin Y. (2003), *Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels*, „Journal of Econometrics” **115**(1), 53–74.
- IMF (1994), *Exchange Arrangements and Exchange Restrictions: Annual Report*, Washington, D.C.
- Isard P. (1977), *How Far Can We Push the ‘Law of One Price’?*, „American Economic Review” **67**(5), 942–948.
- Isard P. (1995), *Exchange Rate Economics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Ito T. (1990), *Foreign Exchange Rate Expectations: Micro Survey Data*, „American Economic Review” **80**(3), 434–449.
- Ito T., Isard P., Symansky S. (1997), *Economic Growth and Real Exchange Rate: An Overview of the Balassa-Samuelson Hypothesis in Asia*, [w:] Ito T., Krueger A. O. (eds.), *Changes in Exchange Rates in Rapidly Developing Countries*, Chicago University Press, Chicago, 109–128.
- Jajuga K. (2000), *Dynamic Models in the Analysis of Financial Instruments*, „Dynamic Econometric Models” **4**, 17–23.
- Jajuga K. (2002), *The General Model of Financial Prices Dynamics*, „Dynamic Econometric Models” **5**, 5–13.

- Jajuga K. (2004), *Statistical and Econometric Data Analysis – Integration of Approaches*, „Przestrzenno-czasowe modelowanie i prognozowanie zjawisk gospodarczych”, 155–162.
- Jensen S. E. H. (1997), *Wage Rigidity, Monetary Integration and Fiscal Stabilisation in Europe*, „Review of International Economics” **5**, Special Supplement, 36–54.
- Johansen S. (1988), *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*, „Journal of Economic Dynamics and Control” **12**, 231–254.
- Johansen S. (1991), *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*, „Econometrica” **59**(6), 1551–1580.
- Johansen S. (1992), *Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” **54**(3), 383–397.
- Johansen S. (1995a), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.
- Johansen S. (1995b), *Identifying Restrictions of Linear Equations with Applications to Simultaneous Equations and Cointegration*, „Journal of Econometrics” **69**, 111–132.
- Johansen S. (2002), *A Small Sample Correction of the Test for Cointegrating Rank in the Vector Autoregressive Model*, „Econometrica” **70**, 1929–1961.
- Johansen S. (2006), *Statistical Analysis of Hypotheses on the Cointegrating Relations in the I(2) Model*, „Journal of Econometrics” **132**, 81–115.
- Johansen S., Juselius K. (1990), *Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – With Applications to the Demand for Money*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” **52**(2), 169–210.
- Johansen S., Juselius K. (1992), *Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for the UK*, „Journal of Econometrics” **53**, 211–244.
- Johansen S., Juselius K. (1994), *Identification of the Long-Run and the Short-Run Structure. An Application to the ISLM Model*, „Journal of Econometrics” **63**, 7–36.
- Johnson H. (1972), *The Monetary Approach to Balance of Payments Theory*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis” **7**, 1555–1572.
- Jong E. de (1988), *Expectation Formation: Criteria and an Assessment*, „De Economist” **136**(4), 435–467.
- Jong E. de (1997), *Exchange Rate Determination: Is there a Role for Macroeconomic Fundamentals?*, „De Economist” **145**(4), 547–572.
- Judd K. (1982), *An Alternative to Steady-state Comparisons in Perfect Foresight Models*, „Economics Letters” **10**, 55–59.
- Jurek M., Marszałek P. (2008), *Monetary and Exchange Rate Policy in Poland After 1990 – Relationship and Prospects of Coordination*, „Poznań University of Economics Review” **8**(2), 26–48.
- 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:] Gruber J. (ed.), *Econometric Decision Models: New Methods of Modeling and Applications*, Springer-Verlag, New York.
- Juselius K. (1995), *Do Purchasing Power Parity and Uncovered Interest Rate Hold in the Long Run*, „Journal of Econometrics” **69**, 211–240.
- Juselius K. (2006), *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, Oxford University Press, Oxford.
- Juselius K., MacDonald R. (2004), *The International Parities Between Japan and the USA*, „Japan and the World Economy” **16**, 17–34.
- Juselius K., MacDonald R. (2007), *International Parity Relationships and a Nonstationary Real Exchange Rate. Germany versus the US in the Post Bretton Woods Period*, [w:] Morales V. (ed.), *Recent Issues in International Macroeconomics*, Nova Publications, New York.
- Karadeloglou P., Chobanov G., Delakorda A., Milo W., Wdowiński P. (2001), *The Exchange Rate, Prices and the Supply Response under Transition: A Simulation Study*, [w:] Papazoglou C., Pentecost E. J. (eds.), *Exchange Rate Policies, Prices and Supply-Side Response. A Study of Transitional Economies*, Palgrave, New York.
- Karfakis C. J. (1991), *A Model of Exchange Rate Policy: Evidence for the US Dollar-Greek Drachma Rate 1975–87*, „Applied Economics” **23**, 815–820.
- Kęłbowski P. (2009), *Małopróbkowe wnioskowanie o rzędzie kointegracji*, rozprawa doktorska, Uniwersytet Łódzki, Łódź.
- Kęłbowski P., Welfe A. (2010), *Estimation of the equilibrium exchange rate: The CHEER approach*, „Journal of International Money and Finance” (w druku).
- Kelejian H. H. (1982), *An Extension of a Standard Test for Heteroskedasticity to a Systems Framework*, „Journal of Econometrics” **20**, 325–333.
- Kelm R. (2001), *Ekonometryczny model kursu złotego w latach 1992–1998*, „Ekonomista” **2**, 201–226.
- Kelm R. (2004), *Empiryczny model polityki kursowej w Polsce w latach 1995–2002*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (red.), *Rynki finansowe: prognozy a decyzje*, „Acta Universitatis Lodzensis. Folia Oeconomica” **177**, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, 153–167.
- Kelm R., Bęza-Bojanowska J. (2005), *Polityka monetarna i fiskalna a odchylenia realnego kursu złoty/euro od kursu równowagi w okresie styczeń 1995 r. – czerwiec 2004 r.*, „Bank i Kredyt” **10**, 4–19.
- Kelm R., Majsterek M. (2007), *Relationship Between Wages and Prices in the Polish Economy: An I(2) Approach*, [w:] Welfe W., Welfe A. (eds.) *Macromodels 2006. Proceedings of the 33th International Conference*, University of Łódź, Łódź.
- Kenen P. (1963), *The Theory of Optimum Currency Areas: An Eclectic View*, [w:]

- Mundell R. A., Swoboda A. (eds.), *Monetary Problems in the International Economy*, Chicago University Press, Chicago, IL.
- Keynes J. M. (1923), *A Tract on Monetary Reform*, Macmillan, London.
- Keynes J. M. (1930), *A Treatise on Money*, Macmillan, London.
- Kilian L., Taylor M. P. (2003), *Why is it so Difficult to Beat the Random Walk Forecast of Exchange Rates?*, „Journal of International Economics” **60**(1), 85–107.
- Kim H. (1990), *Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach*, „Journal of Money, Credit and Banking” **22**, 491–503.
- Kirchgässner G., Wolters J. (1992), *Implications of Temporal Aggregation on the Relation Between Two Time Series*, „Statistical Papers” **33**(1), 1–19.
- Kleer J., Łukaszewicz A. (red.) (2000), *Euro i jego wpływ na system bankowy Europy Środkowo-Wschodniej*, Wyższa Szkoła Bankowości, Finansów i Zarządzania im. R. Kudlińskiego, Warszawa.
- Kluza S., Sławiński A. (2006), *The Foreign Exchange and the Market Microstructure of the Polish Zloty*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (eds.), *Financial Markets: Principles of Modeling, Forecasting and Decision-Making*, FindEcon Monograph Series: Advances in Financial Market Analysis, No. 1, Łódź University Press, Łódź, 15–26.
- Knetter M. (1989), *Price Discrimination by US and German Exporters*, „American Economic Review” **79**, 198–209.
- Knetter M. (1993), *International Comparisons of Price-to-Market Behavior*, „American Economic Review” **83**(3), 473–486.
- Koedijk K. G., Schafgans M. M. A., Vries C. G. de (1990), *The Tail Index of Exchange Rate Returns*, „Journal of International Economics” **29**(1–2), 93–108.
- Kokoszcyński R. (2004), *Współczesna polityka pieniężna w Polsce*, PWE, Warszawa.
- Kouri P. (1976), *The Exchange Rate and the Balance of Payments in the Short Run and in the Long Run: A Monetary Approach*, „Scandinavian Journal of Economics” **78**, 280–304.
- Kowalski J. (2006), *Europe of One Price?*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (eds.), *Financial Markets: Principles of Modeling, Forecasting and Decision-Making*, FindEcon Monograph Series: Advances in Financial Market Analysis, No. 1, Łódź University Press, Łódź, 273–288.
- Krauze K. (2002), *Modelowanie ekonometryczne i weryfikacja hipotez dotyczących integracji i kointegracji szeregów czasowych w warunkach występowania załamów strukturalnych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk.
- Krauze K. (2006), *Exchange Rate Modeling – A Fundamental Analysis for Poland*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (eds.), *Financial Markets: Principles of Modeling, Forecasting and Decision-Making*, FindEcon Monograph Series: Advances in Financial Market Analysis, No. 1, Łódź University Press, Łódź, 187–202.
- Kravis I. B. (1975), *A System of International Comparisons of Gross Product and Purchasing Power, Phase 1*, Johns Hopkins University Press, Baltimore.

- Kravis I. B., Lipsey R. (1978), *Price Behavior in the Light of Balance of Payments Theories*, „Journal of International Economics” **8**(2), 193–246.
- Krueger A. O. (1969), *Balance-of-Payments Theory*, „Journal of Economic Literature” **7**(1), 1–26.
- Krugman P. R. (1978), *Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Another Look at the Evidence*, „Journal of International Economics” **8**, 397–407.
- Krugman P. R. (1987), *Pricing to Market when the Exchange Rate Changes*, [w:] Arndt W., Richardson J. D. (eds.), *Real-financial Linkages Among Open Economies*, MIT Press, Cambridge, MA., 49–70.
- Krugman P. R. (1991), *Target Zones and Exchange Rate Dynamics*, „Quarterly Journal of Economics” **106**(3), 669–682.
- Kugler P., Lenz C. (1993), *Multivariate Cointegration Analysis and the Long-run Validity of PPP*, „Review of Economics and Statistics” **75**, 180–184.
- Kujawski L., Strzała K. (2002), *PPP in Transition Countries – Some Empirical Results*, [w:] Welfe W. (ed.), *Modelling Economies in Transition*, AMFET Conference Proceedings, Łódź, 139–150.
- Kusideł E. (2000), *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania*, Absolwent, Łódź.
- Kwiatkowski D., Phillips P. C. B., Schmidt P., Shin Y. (1992), *Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root*, „Journal of Econometrics” **54**, 159–178.
- Kwiatkowski J., Osińska M. (2003), *Procesy zawierające stochastyczne pierwiastki jednostkowe – identyfikacja i zastosowanie*, [w:] Kufel T., Piłatowska M. (red.), *Dynamiczne modele ekonometryczne*, Wydawnictwo UMK, Toruń.
- Łapińska-Sobczak N. (1997), *Makromodel sektora finansowego: studium ekonometryczne dla gospodarki polskiej*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Lerner A. (1944), *The Economics of Control*, Macmillan, New York.
- Levich R. M. (1985), *Empirical Studies of Exchange Rates: Price Behavior, Rate Determination and Market Efficiency*, [w:] Jones R. W., Kenen P. B. (eds.), *Handbook of International Economics*, Ed. 1, Vol. 2, Chap. 19, Elsevier, Amsterdam, 979–1040.
- Levin A., Lin C.-F. (1992), *Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties*, Economics Working Paper Series, No. 23, Department of Economics, UC San Diego.
- Ljung G., Box G. E. P. (1978), *On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models*, „Biometrika” **66**, 67–72.
- Lothian J. R., Taylor M. P. (1996), *Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries*, „Journal of Political Economy” **104**(3), 488–509.
- Lothian J. R., Taylor M. P. (2000), *Purchasing Power Parity over Two Centuries: Strengthening the Case for Real Exchange Rate Stability: A Reply to Cudding-*

- ton and Liang, „Journal of International Money and Finance” **19**(5), 759–764.
- Lotz W. (1889), *Die Währungsfrage in Österreich-Ungarn*, „Schmollers Jahrbuch” **13**, 34–35.
- Lucas R. E. (1976), *Economic Policy Evaluation. A Critique*, „Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy” **1**, 19–46.
- Lütkepohl H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg.
- Lütkepohl H., Krätzig M. (eds.) (2004), *Applied Time Series Econometrics: Themes in Modern Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Lütkepohl H., Wolters J. (eds.) (1999), *Money Demand in Europe, Studies in Empirical Economics*, Physica, Heidelberg.
- Lutkowski K. (1997), *Stabilizacja pieniądza w Polsce przed przystąpieniem do Unii Europejskiej*, „Ekonomista” **5–6**, 579–603.
- Lutkowski K. (2003), *Polska polityka monetarna dotychczas i w przyszłości*, „Ekonomista” **4**, 425–456.
- Lutkowski K. (2004), *Od złotego do euro*, Twigger, Warszawa.
- Lutkowski K. (2007), *Finanse międzynarodowe. Zarys problematyki*, PWN, Warszawa.
- Lyons R. K. (2001), *The Microstructure Approach to Exchange Rates*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- MacDonald R. (1988), *Purchasing Power Parity: Some ‘Long Run’ Evidence from the Recent Float*, „De Economist” **136**(2), 239–252.
- MacDonald R. (1993), *Long-run Purchasing Power Parity: Is It for Real?*, „Review of Economics and Statistics” **75**, 690–695.
- MacDonald R. (1995a), *Long-Run Exchange Rate Modeling – A Survey of the Recent Evidence*, „IMF Working Paper” **14**.
- MacDonald R. (1995b), *Random Walks, Real Exchange Rates and Panel Unit Root Tests*, „Economics Letters” **50**, 7–11.
- MacDonald R. (1997), *What Determines Real Exchange Rates? The Long and Short of It*, „IMF Working Paper” **21**.
- MacDonald R. (1999a), *Exchange Rates: Do Fundamentals Matter?*, „Economic Journal” **109**, F673–F691.
- MacDonald R. (1999b), *Asset Market and Balance of Payments Characteristics: An Eclectic Exchange Rate Model for the Dollar, Mark and Yen*, „Open Economies Review” **10**(1), 5–29.
- MacDonald R. (2000), *Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview*, Discussion paper 3/00, Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank.
- MacDonald R. (2002), *Modelling the Long-run Real Effective Exchange Rate of the New Zealand Dollar*, „Australian Economic Papers” **41**(4), 519–537.
- MacDonald R. (2007), *Exchange Rate Economics: Theories and Evidence*, Routledge, New York.

- MacDonald R., Marsh I. W. (1994), *On Long- and Short-run Purchasing Power Parity*, [w:] Kaehler J., Kugler P. (eds.), *Econometric Analysis of Financial Markets*, Physica-Verlag, Heidelberg, Germany, 23–46.
- MacDonald R., Marsh I. W. (1997), *On Casselian PPP, Cointegration and Exchange Rate Forecasting*, „Review of Economics and Statistics” **70**, 655–664.
- MacDonald R., Marsh I. W. (1999), *Exchange Rate Modelling*, Boston, MA: Kluwer.
- MacDonald R., Marsh I. W. (2004), *Currency Spillovers and Tri-polarity: A Simultaneous Model of the US Dollar, German Mark and Japanese Yen*, „Journal of International Money and Finance” **23**(1), 99–111.
- MacDonald R., Moore M. (1996), *Long-run Purchasing Power Parity and Structural Change*, „Économie Appliquée” **49**(3), 11–48.
- MacDonald R., Nagayasu J. (2000), *The Long-Run Relationship Between Real Exchange Rates and Real Interest Rate Differentials: A Panel Study*, „Palgrave Macmillan Journals” **47**(1).
- MacDonald R., Ricci L. A. (2001), *PPP and the Balassa Samuelson Effect: the Role of the Distribution Sector*, „CESifo Working Paper Series”, CESifo Group Munich.
- MacDonald R., Ricci L. A. (2003), *Purchasing Power Parity and New Trade Theory*, „IMF Working Paper” **2**(32).
- MacDonald R., Ricci L. A. (2004), *Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate for South Africa*, „South African Journal of Economics” **72**(2), 282–304.
- MacDonald R., Ricci L. A. (2005), *Exogeneity in a Recent Exchange Rate Model: A Reply*, „South African Journal of Economics” **73**(4), 747–753.
- MacDonald R., Swagel P. (2000), *Business Cycle Influences on Exchange Rates: Survey and Evidence*, World Economic Outlook: Supporting Studies, IMF, Washington, D.C.
- MacDonald R., Taylor M. P. (1991), *The Monetary Approach to the Exchange Rate: Long-run Relationships and Coefficient Restrictions*, „Economics Letters” **37**(2), 179–185.
- MacDonald R., Taylor M. P. (1992), *Exchange Rate Economics: A Survey*, „IMF Staff Papers” **39**, 1–57.
- MacDonald R., Taylor M. P. (1993), *The Monetary Approach to the Exchange Rate: Rational Expectations, Long-Run Equilibrium, and Forecasting*, „IMF Staff Papers” **40**(1).
- MacDonald R., Taylor M. P. (1994a), *Reexamining the Monetary Approach to the Exchange Rate: the Dollar-Franc, 1976–90*, „Applied Financial Economics” **4**, 423–429.
- MacDonald R., Taylor M. P. (1994b), *The Monetary Model of the Exchange Rate: Long-Run Relationships, Short-Run Dynamics and How to Beat a Random Walk*, „Journal of International Money and Finance” **13**(3), 276–290.
- MacDonald R., Torrance T. S. (1990), *Expectations Formation and Risk in Four*

- Foreign Exchange Markets*, „Oxford Economic Papers” **42**(3), 544–561.
- MacDonald R., Wójcik C. (2004), *Catching Up: The Role of Demand, Supply and Regulated Price Effects on the Real Exchange Rates of Four Accession Countries*, „Economics of Transition” **12**(1), 153–179.
- Maciejewski W. (1980), *Ekonometria stosowana. Analiza porównawcza*, PWE, Warszawa.
- Maciejewski W. (1981), *Ekonometryczne modele wymiany międzynarodowej*, PWN, Warszawa.
- MacKinnon J. G., Haug A. A., Michelis L. (1999), *Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration*, „Journal of Applied Econometrics” **14**, 563–577.
- Maddala G. S., Wu S., Liu P. C. (2000), *Do Panel Data Rescue Purchasing Power Parity (PPP) Theory?*, [w:] Krishnakumar J., Ronchetti E. (eds.), *Panel Data Econometrics: Future Directions*, North Holland, Amsterdam, 35–51.
- Maeso-Fernández F. (1998), *Econometric methods and purchasing power parity: short- and long-run PPP*, „Applied Economics” **30**(11), 1443–1457.
- Majsterek M. (2008), *Wielowymiarowa analiza kointegracyjna w ekonomii*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Malaczewski M. (2005), *Stabilność w procesach ekonomicznych*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (red.), *Wybrane zagadnienia ilościowych analiz ekonomiczno-finansowych*, „Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica” **193**, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, 59–68.
- Malaczewski M. (2008), *Stabilność modeli wzrostu gospodarczego*, rozprawa doktorska, Uniwersytet Łódzki, Łódź.
- Małecki W. (1993), *Współzależność polityki monetarnej i polityki kursowej*, „Bank i Kredyt” **5–6**, 52–58.
- Małecki W., Sławiński A., Piasecki R., Żuławska U. (2001), *Kryzysy walutowe*, PWN, Warszawa.
- Mark N. C. (1990), *Real and Nominal Exchange Rates in the Long Run: An Empirical Investigation*, „Journal of International Economics” **28**, 115–136.
- Mark N. C. (2001), *International Macroeconomics and Finance: Theory and Econometric Methods*, Blackwell, Malden, MA.
- Marshall A. (1923), *Money, Credit, and Commerce*, Macmillan, London.
- Marston R. C. (1987), *Real Exchange Rates and Productivity Growth in the United States and Japan*, [w:] Arndt S. W., Richardson J. D. (eds.), *Real-Financial Linkages among Open Economies*, Cambridge, MA: MIT Press, 71–96.
- Marston R. C. (1989), *Real and Nominal Exchange Rate Variability*, „Empirica” **16**(2), 147–160.
- Marston R. C. (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” **14**, 1023–1044.

- Masson P. R., Taylor M. P. (eds.) (1993), *Policy Issues in the Operation of Currency Areas*, Cambridge University Press, Cambridge.
- McKinnon R. (1963), *Optimum Currency Areas*, „American Economic Review” **53**, 717–725.
- McNown R., Wallace M. (1989), *Cointegration Tests for Long-run Equilibrium in the Monetary Exchange Rate Model*, „Economics Letters” **31**, 263–267.
- Meese R. A. (1986), *Testing for Bubbles in Exchange Markets: A Case of Sparkling Rates*, „Journal of Political Economy” **94**, 345–373.
- Meese R. A., Rogoff K. (1983a), *Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit out of Sample?*, „Journal of International Economics” **14**(1–2), 3–24.
- Meese R. A., Rogoff K. (1983b), *The Out-of-sample Failure of Empirical Exchange Rate Models: Sampling Error or Misspecification?*, [w:] Frankel J. A. (ed.), *Exchange Rates and International Macroeconomics*, University of Chicago Press, Chicago, 67–112.
- Meese R. A., Rogoff K. (1988), *Was it Real? The Exchange Rate Interest Differential Relation over the Modern Floating Exchange Rate Period*, „Journal of Finance” **43**, 933–948.
- Merton R. C. (1990), *Continuous-time Finance*, Blackwell, Oxford.
- Michael P., Nobay R., Peel A. (1997), *Transaction Costs and Non-linear Adjustment in Real Exchange Rates: An Empirical Investigation*, „Journal of Political Economy” **105**(4), 862–879.
- Mills T. C., Markellos R. N. (2008), *The Econometric Modelling of Financial Time Series, Third Edition*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Milo W. (1990), *Szeregi czasowe*, PWE, Warszawa.
- Milo W. (1995), *Stabilność i wrażliwość metod ekonometrycznych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Milo W. (1998), *Prognozowalność systemów ekonomicznych*, „Rector’s Lectures” **36**.
- Milo W., Kozera Z. (2003), *Uwagi o pomiarze ryzyka walutowego*, [w:] *Preferencje a Ryzyko*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Katowicach.
- Milo W., Kozera Z. (2004), *O ryzyku kryzysu walutowego*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (red.), *Prognozowanie rynków finansowych*, „Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica” **177**, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, 57–78.
- Milo W., Łapińska-Sobczak N. (2002), *Stabilność rynków finansowych a wzrost gospodarczy*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Milo W., Malaczewski M., Szafrąński G., Ulrichs M., Wośko Z. (2010), *Stabilność rynków kapitałów a wzrost gospodarczy*, PWN, Warszawa (w druku).
- Milo W., Rutkowska M. (2005), *Notes on Forecasting Nominal Equilibrium Exchange Rates of PLN Against USD*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (eds.), *Issues in Modeling, Forecasting and Decision-Making in Financial Markets*, „Folia Oeconomica” **192**, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, 145–156.
- Milo W., Rutkowska M. (2006), *Notes on Forecasting Real Equilibrium Exchange*

- Rates of PLN Against USD*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (eds.), *Financial Markets: Principles of Modeling, Forecasting and Decision-Making*, FindEcon Monograph Series: Advances in Financial Market Analysis, No. 1, Łódź University Press, Łódź, 143–154.
- Milo W., Wrzesiński D. (2004), *Analiza realnego kursu walutowego*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (red.), *Rynki finansowe: prognozy a decyzje*, „Acta Universitatis Lodzianis. Folia Oeconomica” **177**, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, 109–121.
- Milobędzki P. (2007), *A Note on the Market Model Specification when Stocks Markets are Integrated*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (eds.), *Financial Markets: Principles of Modeling, Forecasting and Decision-Making*, FindEcon Monograph Series: Advances in Financial Market Analysis, No. 3, Łódź University Press, Łódź, 61–67.
- Mitchell A., Pentecost E. J. (2001), *The Real Exchange Rate and the Output Response in Four Transition Economies: A Panel Data Study*, [w:] Papazoglou C., Pentecost E. J. (eds.), *Exchange Rate Policies, Prices and Supply-Side Response. A Study of Transitional Economies*, Palgrave, New York, 68–77.
- Montiel P. J. (1987), *Output and Unanticipated Money in the Dependent Economy Model*, „IMF Staff Papers” **34**(2), 228–259.
- Montiel P. J. (1999), *Exchange Rate Policy and Macroeconomic Management in ASEAN Countries*, [w:] Hinkle L. E., Montiel P. J. (eds.), *Exchange Rate Misalignment*, Oxford University Press, New York.
- Mundell R. A. (1961), *A Theory of Optimum Currency Areas*, „American Economic Review” **51**(4), 657–665.
- Mundell R. A. (1963), *Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates*, „Canadian Journal of Economics and Political Science” **29**, 475–485.
- Mussa M. (1976), *The Exchange Rate, the Balance of Payments and Monetary and Fiscal Policy under a Regime of Controlled Floating*, „Scandinavian Journal of Economics” **78**(2), 229–248.
- Mussa M. (1979), *Empirical Regularities in the Behavior of Exchange Rates and Theories of the Foreign Exchange Market*, [w:] Brunner K., Meltzer A. H. (eds.), *Policies For Employment, Prices and Exchange Rates*, „Carnegie-Rochester Conference” **11**.
- Mussa M. (1982), *A Model of Exchange Rate Dynamics*, „Journal of Political Economy” **90**(1), 74–104.
- Mussa M. (1984), *The Theory of Exchange Rate Determination*, [w:] Bilson J. F. O., Marston R. C. (eds.), *Exchange Rate Theory and Practice*, NBER Conference Report, Chicago University Press, Chicago.
- Mussa M. (1986), *Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of Real Exchange Rates: Evidence and Implications*, „Carnegie-Rochester Conference Se-

- ries on Public Policy” **26**, 1–50.
- Newey W., West K. (1994), *Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation*, „Review of Economic Studies” **61**, 631–653.
- Nuti D. M. (2000), *The Polish Zloty, 1990–1999: Success and Underperformance*, „American Economic Review” **90**(2), 53–58.
- Obstfeld M. (1995), *International Currency Experience: New Lessons and Lessons Relearned*, „Brookings Papers on Economic Activity” **26**(1), 119–220.
- Obstfeld M., Rogoff K. (2000), *The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause?*, „NBER Working Papers” **7777**.
- Obstfeld M., Taylor A. M. (1997), *Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher’s Commodity Points Revisited*, „Journal of the Japanese and International Economies” **11**(4), 441–479.
- Officer L. H. (1976), *The Purchasing Power Parity Theory of Exchange Rates: A Review Article*, „IMF Working Paper” **1922**.
- Oh K.-Y. (1996), *Purchasing Power Parity and Unit Root Tests Using Panel Data*, „Journal of International Money and Finance” **15**(3), 405–418.
- Osiewalski J., Pajor A. (2007), *Flexibility and Parsimony in Multivariate Financial Modelling: A Hybrid Bivariate DCC-SV Model*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (eds.), *Financial Markets: Principles of Modeling, Forecasting and Decision-Making*, FindEcon Monograph Series: Advances in Financial Market Analysis, No. 3, Łódź University Press, Łódź, 11–26.
- Osiewalski J., Pajor A., Pipień M. (2006), *Bayes Factors for Bivariate GARCH and SV Models*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (eds.), *Financial Markets: Principles of Modeling, Forecasting and Decision-Making*, FindEcon Monograph Series: Advances in Financial Market Analysis, No. 2, Łódź University Press, Łódź, 15–35.
- Osińska M. (2000), *Ekonometryczne modelowanie oczekiwań gospodarczych*, Wydawnictwo UMK, Toruń.
- Osińska M. (2005), *Ekonometria finansowa*, PWE, Warszawa.
- Osińska M., Romański J. (1995), *Identyfikacja zmian struktury trendowo-stochastycznej procesów makroekonomicznych w okresie transformacji*, „Przegląd Statystyczny” **3–4**, 321–345.
- Osterwald-Lenum M. (1992), *A Note With Fractiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics: Four Cases*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” **54**, 461–472.
- Panek E. (2006), *Dynamika niestacjonarnych systemów ekonomicznych*, Wydawnictwo AE w Poznaniu, Poznań.
- Pantula G. (1989), *Testing for Unit Roots in Time Series Data*, „Econometric Theory” **5**, 256–271.
- Papazoglou C., Pentecost E. J. (2001), *Output Dynamics in Transition Economies under Alternative Exchange Rate Regimes*, [w:] Papazoglou C., Pentecost E. J.

- (eds.), *Exchange Rate Policies, Prices and Supply-Side Response. A Study of Transitional Economies*, Palgrave, New York, 11–23.
- Papell D. H. (1997), *Searching for Stationarity: Purchasing Power Parity under the Current Float*, „Journal of International Economics” **41**, 313–332.
- Patel J. (1990), *Purchasing Power Parity as a Long-run Relation*, „Journal of Applied Econometrics” **5**, 367–379.
- Pedroni P. (2001), *Purchasing Power Parity in Cointegrated Panels*, „Review of Economics and Statistics” **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” **20**(3), 597–625.
- Peel D. A., Taylor M. P. (2002), *Covered Interest Rate Arbitrage in the Interwar Period and the Keynes-Einzig Conjecture*, „Journal of Money, Credit and Banking” **34**(1), 51–75.
- Pentecost E. J. (1993), *Exchange Rate Dynamics: A Modern Analysis of Exchange Rate Theory and Evidence*, E. Elgar, Aldershot, Hants, England.
- Perron P. (1990), *Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean*, „Journal of Business and Economic Statistics” **8**(2), 153–162.
- Phillips P. C. B., Hansen B. E. (1990), *Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes*, „Review of Economic Studies” **57**(1), 99–125.
- Phillips P. C. B., Perron P. (1988), *Testing for a Unit Root in Time Series Regression*, „Biometrika” **75**(2), 335–346.
- Przystupa J. (2003), *Szacunki realnego kursu równowagi długookresowej dla Polski*, „Bank i Kredyt” **11**.
- Przystupa J. (2009), *Analiza realnego kursu długookresowej równowagi złotego przy wchodzeniu do ERM-2 i strefy euro*, „Studia i Materiały” **89**, Instytut Badań Rynku, Konsumpcji i Koniunktur, Warszawa.
- Raczko M. (2008), *Constant Gain Learning as a Solution to the Forward Premium Puzzle in the Presence of Structural Breaks*, [w:] Milo W., Szafrński G., Wdowiński P. (eds.), *Financial Markets: Principles of Modeling, Forecasting and Decision-Making*, FindEcon Monograph Series: Advances in Financial Market Analysis, No. 6, Łódź University Press, Łódź, 89–101.
- Rasulo J. A., Wilford D. (1980), *Estimating Monetary Models of the Balance of Payments and Exchange Rates: A Bias*, „Southern Economic Journal” **47**, 136–146.
- Razin A., Rubinstein Y. (2005), *Evaluation of Exchange-Rate, Capital Market, and Dollarization Regimes in the Presence of Sudden Stops*, „NBER Working Papers” **11131**.
- Reimers H.-E. (1992), *Comparison of Tests for Multivariate Cointegration*, „Statistical Papers” **33**, 335–359.
- Reinhart C. M., Rogoff K. (2002), *The Modern History of Exchange Rate Arrange-*

- ments: A Reinterpretation*, „NBER Working Paper” **8963**.
- Reinsel G. C., Ahn S. K. (1992), *Vector Autoregressive Models with Unit Roots and Reduced Rank Structure: Estimation, Likelihood Ratio Test, and Forecasting*, „Journal of Time Series Analysis” **13**, 353–375.
- Ricci L. (1999), *Economic Geography and Comparative Advantage: Agglomeration versus Specialization*, „European Economic Review” **43**, 357–377.
- Robinson J. (1937), *The Foreign Exchanges*, [w:] Ellis H., Metzler L. A. (eds.) (1950), *Readings in the Theory of International Trade*, Homewood: Irwin, 83–103.
- Rogers J. H. (1999), *Monetary Shocks and Real Exchange Rates*, „Journal of International Economics” **49**(2), 269–288.
- Rogers J. H., Jenkins M. (1995), *Haircuts or Hysteresis? Sources of Movements in Real Exchange Rates*, „Journal of International Economics” **38**(3–4), 339–360.
- Rogoff K. (1979), *Expectations and Exchange Rate Volatility*, unpublished Ph.D. thesis, MIT, Cambridge, MA.
- Rogoff K. (1996), *The Purchasing Power Parity Puzzle*, „Journal of Economic Literature” **34**(2), 647–668.
- Rogoff K., Mody A., Oomes N., Brooks R., Husain A. M. (2004), *Evolution and Performance of Exchange Rate Regimes*, „IMF Occasional Papers” **229**.
- Roll R. (1979), *Violations of Purchasing Power Parity and Their Implications for Efficient International Commodity Markets*, [w:] Sarnat M., Szegö G. P. (eds.), *International Finance and Trade*, Vol. 1, Cambridge, MA: Ballinger, 133–176.
- Romer D. (2000), *Makroekonomia dla zaawansowanych*, PWN, Warszawa.
- Rose A. K., Engel C. (2002), *Currency Unions and International Integration*, „Journal of Money, Credit and Banking” **34**(4), 1067–1089.
- Rossi B. (2005), *Confidence Intervals for Half-life Deviations from Purchasing Power Parity*, „Journal of Business and Economic Statistics” **23**(4), 432–442.
- Rubaszek M. (2003), *Model równowagi bilansu płatniczego. Zastosowanie wobec kursu złotego*, „Bank i Kredyt” **5**.
- Rubaszek M. (2004), *Modelowanie optymalnego poziomu realnego efektywnego kursu złotego: zastosowanie koncepcji fundamentalnego kursu równowagi*, „Materiały i Studia” **175**, NBP.
- Rubaszek M. (2009), *Economic Convergence and the Fundamental Equilibrium Exchange Rate in Poland*, „Bank i Kredyt” **40**(1), 7–22.
- Rubaszek M., Serwa D., Marcinkowska-Lewandowska W. (2009), *Analiza kursu walutowego*, C. H. Beck, Warszawa.
- Samuelson P. A. (1964), *Theoretical Notes on Trade Problems*, „Review of Economics and Statistics” **46**(2), 145–154.
- Sarno L., Taylor M. P. (1999), *Moral Hazard, Asset Price Bubbles, Capital Flows, and the East Asian Crisis: The First Tests*, „Journal of International Money and Finance” **18**(4), 637–657.
- Sarno L., Taylor M. P. (2002), *The Economics of Exchange Rates*, Cambridge Univer-

- sity Press, New York.
- Schiff J. L. (1999), *The Laplace Transform: Theory and Applications*, Springer-Verlag, New York.
- Schwarz G. (1978), *Estimating the Dimension of a Model*, „Annals of Statistics” **6**(2), 461–464.
- Sheen J. (1992), *International Monetary and Fiscal Policy Cooperation in the Presence of Wage Inflexibilities: Are Both Counterproductive?*, „Journal of Economic Dynamics and Control” **16**, 359–387.
- Shiller R. J. (1979), *The Volatility of Long-Term Interest Rates and Expectations Models of the Term Structure*, „Journal of Political Economy” **87**(6), 1190–1219.
- Shiller R. J., Perron P. (1985), *Testing the Random Walk Hypothesis: Power versus Frequency of Observation*, „Economics Letters” **18**(4), 381–386.
- Sims C. A. (1980), *Macroeconomics and Reality*, „Econometrica” **48**(1), 1–48.
- Ślawiński A. (1999), *Ewolucja mechanizmu kursowego w Polsce*, „Gospodarka Narodowa” **7–8**, 15–27.
- Ślawiński A. (2000), *Kryzysy walutowe a kierunki reformy międzynarodowego systemu finansowego*, „Bank i Kredyt” **7–8**, 90–102.
- Ślawiński A. (2004), *Złoty w europejskim mechanizmie kursowym*, „Ekonomista” **2**, 173–186.
- Sohmen E. (1961), *Flexible Exchange Rates*, University of Chicago Press, Chicago, IL.
- Spanos A. (1986), *Statistical Foundations of Econometric Modelling*, Cambridge University Press, New York.
- Stążka A. (2008), *International Parity Relations Between Poland and Germany: A Cointegrated VAR Approach*, „Bank i Kredyt” **3**, 3–24.
- Stein J. L. (1990), *The Real Exchange Rate, Special Issue on Real and Nominal Exchange Rates*, „Journal of Banking and Finance” **14**(5), 1045–1078.
- Stein J. L. (1994), *The Natural Real Exchange Rate of the United States Dollars and Determinants of Capital Flows*, [w:] Williamson J. (ed.), *Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington, D.C.
- Stein J. L. (1999), *The Evolution of the Real Value of the US Dollar Relative to the G7 Currencies*, [w:] MacDonald R., Stein J. L. (eds.), *Equilibrium Exchange Rates*, Kluwer, Amsterdam.
- Stein J. L., Allen P. R., and Associates (eds.) (1995), *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, Oxford University Press, Oxford.
- Stein J. L., Lim G. C. (1995), *The Dynamics of the Real Exchange Rate and Current Account in a Small Open Economy: Australia*, [w:] Stein J. L. i in. (eds.), *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, Oxford University Press, Oxford.
- Stein J. L., Paladino G. (1998), *Recent Developments in International Finance: A Guide to Research*, „Journal of Banking and Finance” **21**, 1685–1720.

- Stein J. L., Sauernheimer K. (1996), *The Equilibrium Real Exchange Rate of Germany*, [w:] Stein J. L. (ed.), *The Globalization of Markets*, Physica-Verlag, Heidelberg.
- Stock J. H., Watson M. W. (1988), *Testing for Common Trends*, „Journal of the American Statistical Association” **83**(404), 1097–1107.
- Stock J. H., Watson M. W. (1993), *A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems*, „Econometrica” **61**(4), 783–820.
- Stockman A. C. (1980), *A Theory of Exchange Rate Determination*, „Journal of Political Economy” **88**(4), 673–698.
- Strzała K. (2002), *Weryfikacja hipotez makroekonomicznych – ewolucja podejść na przykładzie PPP*, [w:] Kufel T., Piłatowska M. (red.), *Analiza szeregów czasowych na początku XXI wieku*, Wydawnictwo UMK, Toruń, 103–114.
- Strzała K., Romański J. (1995), *Testing for Integration and Cointegration with Macroeconomic Indicators for Poland*, [w:] Welfe W., Florczak W. (eds.), *Proceedings of the Macromodels’91 Conference*, Absolwent, Łódź.
- Summers R., Heston A. (1991), *The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950–88*, „Quarterly Journal of Economics” **106**, 327–368.
- Sutherland A. (1995), *Monetary and Real Shocks and the Optimal Target Zone*, „European Economic Review” **39**, 161–172.
- Świerkocki J. (2004), *Zarys międzynarodowych stosunków gospodarczych*, PWE, Warszawa.
- Syczewska E. M. (1999), *Analiza relacji długookresowych: estymacja i weryfikacja*, Monografie i Opracowania, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa.
- Syczewska E. M. (2007), *Ekonometryczne modele kursów walutowych*, Monografie i Opracowania, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa.
- Szafrąński G. (2006), *The Interest Rate Pass-through in Poland 1997–2005*, [w:] Milo W., Szafrąński G., Wdowiński P. (eds.), *Financial Markets: Principles of Modelling, Forecasting, and Decision-Making*, FindEcon Monograph Series: Advances in Financial Market Analysis, No. 4, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Sztaudynger J. J. (1997), *Ekonometryczne modelowanie produkcji, wymiany zagranicznej i zadłużenia*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Sztaudynger J. J. (2003), *Modyfikacje funkcji produkcji i wydajności pracy z zastosowaniami*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Taussig F. W. (1927), *International Trade*, Macmillan, New York.
- Tawadros G. B. (2001), *The Predictive Power of the Monetary Model of Exchange Rate Determination*, „Applied Financial Economics” **11**, 279–286.
- Taylor M. P. (1989), *Covered Interest Arbitrage and Market Turbulence*, „Economic Journal” **99**, 376–391.
- Taylor M. P. (2005), *Real Exchange Rates and Nonlinearities*, [w:] De Grauwe P.

- (ed.), *Exchange Rate Economics: Where do We Stand?*, MIT Press, Cambridge.
- Taylor M. P., Peel D. A. (1998), *Periodically Collapsing Stock Price Bubbles: A Robust Test*, „Economics Letters” **61**(2), 221–228.
- Taylor M. P., Peel D. A., Sarno L. (2001), *Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: Toward a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles*, „International Economic Review” **42**(4), 1015–1042.
- Taylor M. P., Sarno L. (1998), *The Behaviour of Real Exchange Rates During the Post-Bretton Woods Period*, „Journal of International Economics” **46**, 281–312.
- Teräsvirta T. (1994), *Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models*, „Journal of the American Statistical Association” **89**, 208–218.
- Thacker N. (1995), *Does PPP Hold in the Transition Economies? The Case of Poland and Hungary*, „Applied Economics” **27**, 477–481.
- Throop A. W. (1992), *A Generalized Uncovered Interest Parity Model of Real Exchange Rates*, „Working Papers in Applied Economic Theory” **5**, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Tokarski T. (2008), *Efekty skali a wzrost gospodarczy*, Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego, Kraków.
- Tong H. (1990), *Nonlinear Time Series: A Dynamical System Approach*, Oxford, Clarendon Press.
- Tsay R. S. (2005), *Analysis of Financial Time Series, Second Edition*, John Wiley & Sons, New Jersey.
- Turnovsky S. J. (1986), *Monetary and Fiscal Policy under Perfect Foresight: A Symmetric Two-country Analysis*, „Economica” **53**, 139–157.
- Uhlig H. (1995), *A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily*, CentER, University of Tilburg, Tilburg.
- Urbain J.-P. (1992), *On Weak Exogeneity in Error Correction Models*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” **54**(2), 187–207.
- Urban D., Baranowski P. (2003), *Geneza i rozwój teorii optymalnego obszaru walutowego*, „Zeszyty naukowe Ostrołęckiego towarzystwa naukowego im. Adama Chętnika”, nr XVII.
- Vries C. G. de (1994), *Stylized Facts of Nominal Exchange Rate Returns*, [w:] Ploeg F. van der (ed.), *The Handbook of International Macroeconomics*, Oxford, Blackwell.
- Wadhvani S. B. (1999), *Currency Puzzles*, Bank of England, Monetary Policy Committee, London.
- Wdowiński P. (2005a), *Financial Markets and Economic Growth in Poland: Simulations with an Econometric Model*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (eds.), *Issues in Modeling, Forecasting and Decision-Making in Financial Markets*, „Acta Uni-

- versitatis Lodziensis. Folia Oeconomica” **192**, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, 27–53.
- Wdowiński P. (2005b), *Empiryczne modele kursów walutowych: ocena trafności prognoz*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (red.), *Wybrane zagadnienia ilościowych analiz ekonomiczno-finansowych*, „Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica” **193**, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, 109–142.
- Wdowiński P. (2005c), *Teorie parytetu siły nabywczej PPP i parytetu stóp procentowych UIP w modelu kursu walutowego*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (red.), *Wybrane zagadnienia ilościowych analiz ekonomiczno-finansowych*, „Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica” **193**, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, 143–158.
- Wdowiński P. (2007a), *A Note on the Dornbusch Overshooting Model under Nominal and Real Interest Rates*, [w:] Milo W., Szafrński G., Wdowiński P. (eds.), *Financial Markets: Principles of Modeling, Forecasting and Decision-Making*, FindEcon Monograph Series: Advances in Financial Market Analysis, No. 4, Łódź University Press, Łódź, 41–60.
- Wdowiński P. (2007b), *Modelowanie i prognozowanie kursu walutowego złoty/euro*, [w:] Miłobędzki P., Szreder M. (red.), *Modelowanie i prognozowanie gospodarki narodowej*, „Prace i Materiały” **5**.
- Wdowiński P. (2008), *Short-Term Combined Forecasts of Zloty/Euro Exchange Rate*, [w:] Milo W., Szafrński G., Wdowiński P. (eds.), *Financial Markets: Principles of Modeling, Forecasting and Decision-Making*, FindEcon Monograph Series: Advances in Financial Market Analysis, No. 6, Łódź University Press, Łódź, 73–87.
- Wdowiński P. (2009), *Kurs walutowy i handel zagraniczny jako czynniki wzrostu gospodarczego: ekonometryczna analiza mechanizmów dostosowawczych w polskiej gospodarce*, [w:] Miłobędzki P., Szreder M. (red.), *Modelowanie i prognozowanie gospodarki narodowej*, „Prace i Materiały” **4(2)**.
- Wdowiński P., Aarle B. van (2001), *Economic Performance in Poland under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes*, [w:] Papazoglou C., Pentecost E. J. (eds.), *Exchange Rate Policies, Prices and Supply-Side Response. A Study of Transitional Economies*, Palgrave, New York, 140–156.
- Wdowiński P., Milo W. (2002), *EU Enlargement and Trade Balance Effects in the Polish Economy: Simulations with the Model of Regional Trade*, [w:] Karadeloglou P. (ed.), *Enlarging the EU: The Trade Balance Effects*, Palgrave, New York.
- Wdowiński P., Zglińska-Pietrzak A. (2006), *Modeling and Forecasting Exchange Rates: A Monetary Approach*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (eds.), *Financial Markets: Principles of Modeling, Forecasting and Decision-Making*, FindEcon Monograph Series: Advances in Financial Market Analysis, No. 1, Łódź University Press, Łódź, 155–172.

- Wdowiński P., Zglińska-Pietrzak A., Tomasik J. (1997), *Kilka uwag na temat interpretacji parametrów strukturalnych modelu ekonometrycznego*, [w:] Milo W., *Badania ekonometryczne, tom 1*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, 125–135.
- Weber A. (1998), *Sources of Purchasing Power Disparities Between the G3 Economies*, „Journal of Japanese and International Economies” **11**, 548–583.
- Wei S.-J., Parsley D. C. (1995), *Purchasing Power Disparity During the Floating Rate Period: Exchange Rate Volatility, Trade Barriers and Other Culprits*, „NBER Working Papers” **5032**.
- Welfe A. (1991), *Modelowanie nierównowagi*, „Przegląd Statystyczny” **2**, 117–133.
- Welfe A. (1995), *Ekonometria, Wyd. 1*, PWE, Warszawa.
- Welfe A., Karp P., Kęłowski P. (2004), *Modelling Polish Economy: An Application of SVEqCM*, [w:] Welfe A. (ed.), *New Directions in Macromodelling*, Elsevier, Amsterdam.
- Welfe A., Karp P., Kęłowski P. (2006), *Mechanizmy makroekonomiczne w gospodarce polskiej. Analiza ekonometryczna*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Welfe W. (red.) (2001), *Ekonometryczny model wzrostu gospodarczego*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Welfe W., Florczak W., Sabanty L., Welfe A. (2003), *The W8-2000 Medium-Term Macroeconometric Model of the Polish Economy*, [w:] Welfe W., Welfe A. (eds.), *Macromodels '2002, Conference Proceedings*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, 11–33.
- Welfe W., Florczak W., Welfe A. (2000), *The Annual Macromodel of the Polish Economy (Model Version W8-98)*, [w:] Welfe W., Wdowiński P. (eds.), *Macromodels'99*, Absolwent, Łódź.
- Welfe W., Welfe A. (2004), *Ekonometria stosowana*, PWE, Warszawa.
- Welfens P. J. J., Wziętek-Kubiak A. (eds.) (2005), *Structural Change and Exchange Rate Dynamics: The Economics of EU Eastern Enlargement*, Springer, Heidelberg.
- Westerfield J. M. (1977), *An Examination of Foreign Exchange Risk under Fixed and Floating Rate Regimes*, „Journal of International Economics” **7**, 181–200.
- Williamson J. (1983a), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington, D.C.
- Williamson J. (1983b), *The Exchange Rate System*, Institute for International Economics, Washington, D.C.
- Williamson J. (1994), *Introduction* (chap. 1) oraz *Estimates of FEERS* (chap. 6), [w:] Williamson J. (ed.), *Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington, D.C.
- Wohar M. E., Balke N. S. (1998), *Nonlinear Dynamics and Covered Interest Rate Parity*, „Empirical Economics” **23**(4), 535–559.

- Wójcik C. (2008), *Integracja ze strefą euro*, PWN, Warszawa.
- Wojtyna A. (1995), *Polityka ekonomiczna a wzrost gospodarczy*, „Gospodarka Narodowa” **6**, 1–10.
- Wojtyna A. (1998), *Szkice o niezależności banku centralnego*, PWN, Warszawa.
- Woo W. T. (1985), *The Monetary Approach to Exchange Rate Determination under Rational Expectations*, „Journal of International Economics” **18**, 1–16.
- Working H. (1960), *Note on the Correlation of First Differences of Averages in a Random Chain*, „Econometrica” **28**(4), 916–918.
- Wośko Z. (2005), *Zredukowany model rynku finansowego – symulacje*, [w:] Milo W., Wdowiński P. (red.), *Wybrane zagadnienia ilościowych analiz ekonomiczno-finansowych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Wren-Lewis S. (1992), *On the Analytical Foundations of the Fundamental Equilibrium Exchange Rate*, [w:] Hargreaves C. P. (ed.), *Macroeconomic Modelling of the Long Run*, E. Elgar, London.
- Wren-Lewis S., Westaway P., Soteri S., Barrell R. (1991), *Evaluating the UK's Choice of Entry Rate into the ERM*, „Manchester School Money Study Group Conference” **59**, 1–22.
- Wu Y. (1996), *Are Real Exchange Rates Nonstationary? Evidence from a Panel-data Test*, „Journal of Money, Credit and Banking” **28**(1), 54–63.
- Zglińska-Pietrzak A. (1999), *Uwagi o testowaniu istnienia pierwiastków jednostkowych*, „Przegląd Statystyczny” **2**, 177–189.
- Zglińska-Pietrzak A. (2002a), *O empirycznej mocy testu istnienia pierwiastka jednostkowego w małych próbach*, „Przegląd Statystyczny” **2**, 149–160.
- Zglińska-Pietrzak A. (2002b), *Własności testu istnienia kointegracji na podstawie małych prób*, „Przegląd Statystyczny” **3**, 93–108.
- Zieliński Z. (1979), *Metody analizy dynamiki i rytmiczności zjawisk gospodarczych*, PWN, Warszawa.

Od Redakcji

Dr Piotr Wdowiński jest adiunktem w Katedrze Ekonometrii (Instytut Ekonometrii) Uniwersytetu Łódzkiego. Jego zainteresowania badawcze skupiają się na teoriach i modelach kursów walutowych, zastosowaniach ekonometrii w makroekonomicznym modelowaniu strukturalnym, prognozowaniu zmiennych finansowych. Jest twórcą systemów eksperckich: *easyRely* (Enhanced Algorithm for SYstematic REGression anaLYsis) oraz *fineSys* (FINancial Econometric SYStem). Pierwszy służy do wspomagania klasycznej analizy regresji, drugi zaś do automatyzacji procesu prognozowania zmiennych finansowych, głównie indeksów giełdowych, kursów akcji i kursów walutowych. Dr Piotr Wdowiński jest autorem i współautorem 20 artykułów, w tym 3 opublikowanych w książkach zagranicznych, oraz współredaktorem naukowym 23 książek. Autor prezentował wyniki swoich badań podczas ponad 20 konferencji krajowych i międzynarodowych.

W 1998 r. obronił rozprawę doktorską pt. *Polityka kursu walutowego złotego w świetle integracji europejskiej*, napisaną pod kierunkiem prof. Władysława Milo.

W latach 1995–2002 wykonał przekład czterech książek z jęz. angielskiego o tematyce finansowo-ubezpieczeniowej dla Wydawnictwa ZNAK oraz Wydawnictwa Naukowego PWN. W 2004 r. sporządził analizę ekspercką dla Ministerstwa Finansów pt. *Ocena impulsu cenowego z giełd paliwowych na świecie na rynek w Polsce*. W latach 1996–2009 uczestniczył w siedmiu projektach naukowych, finansowanych przez Komitet Badań Naukowych, Ministerstwo Nauki i Szkolnictwa Wyższego oraz Komisję Europejską w ramach programu ACE-PHARE. W latach 2006–2008 kierował projektem badawczym nr N111 026 31/3796 pt. *Kurs walutowy i handel zagraniczny jako czynniki wzrostu*

gospodarczego. Ekonometryczna analiza krótko- i długookresowych mechanizmów dostosowawczych w polskiej gospodarce.

Za osiągnięcia naukowe otrzymał nagrodę Rektora UŁ, zespołową stopnia pierwszego, za podręcznik pt. *Prognozowanie i symulacja*.

Autor od 16 lat prowadzi zajęcia dydaktyczne na kierunkach: finanse i rachunkowość oraz informatyka i ekonometria. W latach 2005–2008 był delegatem do Rady Wydziału Ekonomiczno-Socjologicznego UŁ.

Rozprawa habilitacyjna stanowi syntezę badań z zakresu teorii kursów walutowych oraz zastosowań ekonometrii, w tym wielowymiarowej analizy kointegracyjnej, do badania kursów walutowych złotego w ujęciu makroekonomicznym.