

Robert Kelm*

EMPIRYCZNY MODEL POLITYKI KURSOWEJ W POLSCE W LATACH 1995–2002

Streszczenie. W opracowaniu zaprezentowano model wektorowej korekty błędem opisujący związki między podażą pieniądza, cenami producenta, kursem walutowym i strumieniem rezerw walutowych. Ze względu na małą liczebność szeregów czasowych wykorzystanie procedury Johansena może prowadzić do konstrukcji systemu o nieinterpretowanych własnościach symulacyjnych. Dlatego też analizę przeprowadzono w odniesieniu do systemu, w którym określono *a priori* warunki równowagi zgodne z równaniem wymiany Fishera, funkcją popytu na pieniądz i rozszerzonym równaniem parytetu siły nabywczej pieniądza. Wyniki empiryczne uzyskane na podstawie procedury Engle'a i Grangera potwierdzają wysoki stopień restrykcyjności polityki pieniężnej.

Słowa kluczowe: ERM2, modelowanie kursu walutowego, analiza kointegracyjna, symulacje.

1. WSTĘP

Decyzja o przystąpieniu do Unii Europejskiej oznacza, że podstawowego znaczenia nabierają analizy ekonomiczne, których celem jest ocena możliwości spełnienia kryteriów konwergencji nominalnej (kryteriów Maastricht), warunkujących w dalszej perspektywie uczestnictwo w Unii Gospodarczej i Walutowej (UGiW). Wpisana w powyższą tematykę dyskusja o optymalnej polityce kursowej koncentruje się na dwóch podstawowych zagadnieniach – kursie złotego wobec euro, przy którym zostanie wprowadzony system walutowy ERM2 i makroekonomicznych konsekwencjach pozostawiania złotego w założonym paśmie wahań (Malecki, 2002; Koronowski, 2002; Borowski, Brzoza-Brzezina i Szpunar, 2003). Ważnym rozszerzeniem są rozważania nad odchyleniami realnego kursu walutowego od ścieżki równowagi oraz związkami dysparytetu siły nabywczej walut ze stopą inflacji i poziomem aktywności gospodarczej (Kawalec i Krzak, 2001).

*Dr, adiunkt, Katedra Modeli i Prognoz Ekonometrycznych, Uniwersytet Łódzki.

Podstawowe zastrzeżenie, które można sformułować w odniesieniu do większości rozwiązań proponowanych w zakresie bieżącej polityki kursowej wynika stąd, że są one pochodnymi **modeli intelektualnych**, wyprowadzanych bezpośrednio z teorii ekonomii (z nieznanymi lub kalibrowanymi *ad hoc* parametrami oraz założoną, nie poddaną weryfikacji empirycznej, strukturą związków przyczynowo-skutkowych i dynamicznych) lub są prostymi projekcjami procesów obserwowanych w krajach, które wcześniej przystąpiły do ERM2 UGiW. W efekcie debata charakteryzuje się dużym stopniem ogólności, a konsekwencje proponowanych rozwiązań są przedstawiane jedynie w postaci listy prawdopodobnych, nieznacznie różniących się między sobą scenariuszy.

Ograniczony zbiór konkluzji możliwych do wyciągnięcia na podstawie modeli intelektualnych wskazuje, że narzędziem, którego wykorzystanie należy usilnie rekomendować przy wyborze optymalnej ścieżki dojścia do ERM2 i UGiW, są modele ekonometryczne. W takim przypadku niezbędne jest jednak podjęcie polemiki z opiniami, że oparcie analiz na modelach empirycznych w przypadku gospodarki Polski może być obarczone błędami wynikającymi z niestabilności modelowanego systemu oraz niedostatecznej liczebności szeregów czasowych (por. np. Grabowski, 1999; Krzak, 2000). Po pierwsze, taki pogląd jest nieprzekonywający do momentu poparcia go odpowiednimi przykładami empirycznymi. Po drugie, nie zawsze jest jasne, co oznacza **stabilność** modelowanego systemu, choć ta ostatnia jest zazwyczaj wiązana z tzw. **zmianami strukturalnymi**, wynikającymi z modyfikacji polityki gospodarczej (np. zmian reżimu kursowego) lub egzogenicznych szoków podażowych (np. kryzys rosyjski, zmiany cen ropy naftowej itd.). Ocena wpływu zmian strukturalnych ma jednak wymiar empiryczny, gdyż możliwe jest zarówno wykazanie, że skokowym zaburzeniom ulegają całe grupy zmiennych (*co-breaking*), jak i stwierdzenie, że tzw. **zmiany strukturalne** są immanentną cechą modelowanego systemu i należy wobec tego traktować je jako krótkookresowe reakcje na nierównowagi. Po trzecie, możliwość wykorzystania modeli ekonometrycznych jest warunkowana nie tylko przez liczebność szeregów czasowych, ale również przez zmienność wykorzystywanych szeregów czasowych. Oznacza to, iż nawet w przypadku krótkiej próby otwarta pozostaje możliwość jednoczesnego oszacowania parametrów określających warunki równowagi w długim lub średnim okresie i analiza procesów dostosowawczych w krótkim horyzoncie czasowym.

W opracowaniu przedstawiono ekonometryczny miesięczny model sprzężeń między cenami produkcji przemysłowej i kursu walutowego¹, którego konstrukcji dokonano w ramach procedur kointegracyjnych. Kryterium stabilności

¹ Szerszy opis struktury modelu i hipotez przyjętych przy jego konstrukcji zawarto w referacie Kelma (2003a). Wcześniejszą wersję modelu zaprezentowano w opracowaniu Kelma (2003b).

systemu jest stacjonarność reszt w równaniach definiujących warunki równowagi (długookresowych). Struktura modelu jest pochodną założenia egozogeniczności podaży pieniądza banku centralnego. Analiza własności takiego systemu może być przydatna przy ocenie skutków błędnego ustalenia kursu przejścia na euro. Przykładowy scenariusz przewidywałby niedowartościowanie złotego, w efekcie czego należałoby spodziewać się spadku kursu nominalnego do poziomu dolnej granicy przedziału dopuszczalnych wahań i ostatecznie egzogenizacji podaży pieniądza rezerwowego ze wszystkimi jej skutkami.

2. METODOLOGIA

Przesłanki decydujące o zastosowaniu procedur wielowymiarowej analizy kointegracyjnej – poza próbą weryfikacji hipotezy o stabilności związków pomiędzy wybranymi zmiennymi systemu – wynikają z hipotezy parytetu siły nabywczej walut (*purchasing power parity*, dalej: PPP). Zgodnie z wersją relatywną PPP dynamika kursu walutowego (b), definiowanego jako cena jednostki waluty zagranicznej w walucie krajowej, jest wprost proporcjonalna do dynamiki relacji cen krajowych (p) i zagranicznych (p^*)², co można zapisać następująco:

$$E(b - p + p^*) = 0 \quad (1)$$

Wątpliwości w odniesieniu do równania PPP są formułowane na wielu płaszczyznach, jednak w większości modeli teoretycznych kursu walutowego i bilansu płatniczego jest ona przyjmowana jako właściwy punkt odniesienia dla analizy długookresowej. Abstrahując od interesującej dyskusji na temat poprawności samej hipotezy PPP, należy zwrócić uwagę na dodatkowe komplikacje pojawiające się w przypadku modelowania małej, otwartej gospodarki, gdy nie można *a priori* stwierdzić, że związek pomiędzy cenami i kursem walutowym należy znormalizować względem kursu walutowego, a nie np. względem cen krajowych (por. np. dyskusja w: Froot i Rogoff 1995).

W praktyce powyższy dylemat nie ma większego znaczenia, jeżeli między wyróżnionymi zmiennymi zachodzi dokładnie jeden związek kointegracyjny. Wówczas ceny krajowe i kurs walutowy oscylują w krótkim okresie wokół trajektorii wyznaczonej przez funkcję uwikłaną (1), a empiryczny opis tych zjawisk sprowadza się do testowania słabej egzogeniczności zmiennych i konstrukcji modelu korekty błędem. Analiza empiryczna komplikuje się, gdy pomiędzy rozważanymi zmiennymi obecne są dwa związki równowagi

² Małymi literami oznaczono w opracowaniu logarytmy naturalne zmiennych.

długookresowej (jeden z nich opisuje mechanizmy kształtujące kurs walutowy, drugi – ceny krajowe) lub niezbędne okazuje się włączenie do rozważań szerszego zbioru zmiennych. Dodatkowe trudności pojawiają się, gdy zmienne są generowane przez niestacjonarne procesy stochastyczne. W przypadku najczęściej spotykanych zmiennych $I(1)$ zastosowanie klasycznych metod wnioskowania statystycznego nie jest poprawne, gdyż (graniczne) rozkłady estymatorów ulegają odkształceniom wynikającym z obecności w procesie generującym dane pierwiastków jednostkowych i nie są zbieżne do żadnego z klasycznych rozkładów prawdopodobieństwa. Dlatego też w ogólnym przypadku punktem wyjścia powinien być wektorowy model korekty nierównowagi (*vector equilibrium correction model*, VEqCM, por. Johansen, 1991, także: Majsterek, 1998; Brzeszczyński i Kelm, 2002):

$$\Delta y_{(m)t} = y_{(m)t-1} B A^T + \sum_{s=1}^{S-1} \Delta y_{(m)t-s} \Gamma_s + u_{(m)t} \quad (2)$$

gdzie: $y_{(m)t} = [y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Mt}]$ – wektor obserwacji M zmiennych w okresie t , B – macierz kointegrująca zawierająca R wektorów kointegrujących o wymiarach $M \times R$, A – macierz wag związanych z wektorami kointegrującymi (inaczej: macierz dostosowań) o wymiarach $M \times R$, Γ_s macierz parametrów krótkookresowych związanych ze zmiennymi opóźnionymi o s okresów o wymiarach $M \times M$, $u_{(m)t} = [u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{Mt}]$ – wektor składników losowych, $u_{(m)t} \sim NI(0, \Sigma)$, $i, j, m = 1, \dots, M$, $s = 1, \dots, S$, $t = 1, \dots, T$.

Szczególna strategia modelowania polega na oddzieleniu analizy związków równowagi od kwantyfikacji parametrów dostosowań krótkookresowych. W jej ramach jest podejmowana próba dekompozycji macierzy mnożników całkowitych na macierz strukturalnych wektorów kointegrujących B^* i towarzyszącą jej macierz wag A^* (por. Pesaran i Shin, 2002, także: Kelm, 2002). Podstawową zaletą takiego podejścia jest możliwość nałożenia na parametry zawarte w macierzy B^* restrykcji zgodnych z zaleceniami teorii ekonomicznych. Estymacji parametrów dostosowań oraz parametrów krótkookresowych dokonuje się w następnym etapie analizy w ramach modelu VEqCM:

$$\Delta y_{(m)t} = y_{(m)t-1} \hat{B}^* A^{*T} = \sum_{s=1}^{S-1} \Delta y_{(m)t-s} \Gamma_s + u_{(m)t} \quad (3)$$

gdzie składowymi macierzy $\hat{B}^*$ są oceny parametrów długookresowych uzyskane metodą największej wiarygodności (por. Greenslade, Hall i Henry, 2000).

Oszacowanie parametrów równowagi i parametrów dostosowań krótkookresowych w ramach modelu VEqCM (3) wymaga w pierwszym kroku

ustalenia składowych wektora $y_{(m)t}$. Wobec małej liczebności szeregów czasowych w porównaniu z liczbą zmiennych niezbędne może być także zredukowanie liczby równań i aprioryczne ustalenie zmiennych słabo egzogenicznych i zmiennych deterministycznych. W ogólnym przypadku system M zmiennych, spośród których H , to zmienne słabo egzogeniczne, można zapisać następująco (por. Pesaran, Shin i Smith, 2000, także: Brzeszczyński i Kelm, 2002):

$$\Delta y_{(g)t} = y_{(m)t-1} B^* A^{*T} + \sum_{s=1}^{S-1} \Delta y_{(m)t-s} D_s + \Delta y_{(h)t} A + \eta_{(g)t} \quad (4a)$$

$$y_{(h)t} = \sum_{s=1}^{S-1} \Delta y_{(m)t-s} \Gamma_s^H + u_{(h)t} \quad (4b)$$

gdzie $\eta_{(g)t} = u_{(g)t} - u_{(h)t} (\Sigma_{22}^{-1})^T \Sigma_{12}^T$; Σ_{ij} – podmacierze macierzy wariancji-kowariancji składnika losowego $u_{(m)t}$, $g = 1, 2, \dots, G$, $h = G+1, G+2, \dots, M$.

Strategia modelowania oparta na strukturalizacji związków równowagi, wymaga w pierwszej fazie sformułowania oczekiwań w odniesieniu do liczby związków kointegrujących (tzn. wymiarów macierzy B^*), odzwierciedlających związki przyczynowo-skutkowe formułowane na podstawie teorii ekonomii lub hipotezy badawcze, wynikające z obserwacji procesów gospodarczych. Takie postępowanie umożliwia określenie listy zmiennych, których obecność jest przyjmowana *a priori* za niezbędną dla właściwego opisu mechanizmów modelowanego systemu. W drugiej fazie jest podejmowana statystyczna weryfikacja hipotez określających liczbę związków równowagi na podstawie systemu VEqCM.

3. MODEL: ZAŁOŻENIA

Rozwiązaniem cieszącym się największą popularnością w modelowaniu cen na wysokim poziomie agregacji jest wykorzystanie rozszerzonej krzywej Phillipa (np. Roberts, 1995; Akerlof, Dickens i Perry, 2000) lub rozważenie sprzężenia inflacyjnego, wiążącego ceny z jednostkowymi kosztami produkcji (por. np. Franz i Gordon, 1993; Welfe i Majsterek, 2002). Zastosowanie powyższych podejść w modelowaniu kursu walutowego jest jednak kłopotliwe, gdyż nie jest możliwe w ich ramach przeprowadzenie bezpośredniej analizy związków pomiędzy instrumentami i celami polityki pieniężnej, kursem walutowym oraz zmiennymi definiującymi ekonomiczne otoczenie kursu walutowego. W opracowaniu przyjęto zatem rozwiązanie alternatywne, polegające na znalezieniu empirycznej aproksymacji zależności między cenami i podażą pieniądza, wyprowadzonej z modelu P^* (Hallman, Porter i Small, 1991).

Rozważono funkcję cen postaci:

$$E(p) - a_1(m2 - q) = a_0 + a_2(p^0 + b) + a_3(u - u^*) \quad (5)$$

gdzie: p – indeks cen produkcji przemysłowej, $m2$ – podaż pieniądza $M2$, miliony złotych, q – produkcja sprzedana przemysłu, miliony złotych, ceny stałe, u – stopa bezrobocia, %, u^* – stopa bezrobocia równowagi (NAIRU), %, p^0 – cena baryłki ropy naftowej w dolarach USA, ceny bieżące, b – nominalny kurs jednostki koszyka walutowego, w złotych (z wagami 0,55 dla euro i 0,45 dla dolara), a_0, a_1, a_2, a_3 – parametry strukturalne.

Interpretacja równania (5) w kategoriach modelu P^* jest możliwa po przekształceniu tego ostatniego do następującej postaci (szerzej: Kelm, 2003a):

$$p_t - p^* = -\frac{\beta_1}{1 - \beta_1} (v_t - v^*) \quad (6)$$

gdzie v – oznacza szybkość obiegu pieniądza, a gwiazdką wyróżniono wartości zmiennych odpowiadające ścieżkom równowagi. I tak, przy założeniu wyższej od jedności elastyczności popytu transakcyjnego na pieniądz ($\beta_1 > 1$) oraz w przypadku gdy relacja podaży pieniądza $M2$ i produkcji definiuje ceny równowagi, postać modelu (6) jest zgodna z twierdzeniem, iż fluktuacje szybkości obiegu pieniądza mogą być aproksymowane zmiennością czynników kosztowych. Te ostatnie są reprezentowane przez koszty płacowe, których odchylenia od poziomu wyznaczanego przez warunki równowagi długookresowej odzwierciedlają oscylacje stopy bezrobocia wokół poziomu odpowiadającego NAIRU. Z kolei obecność kosztów importu ropy naftowej wynika z założenia, zgodnie z którym cenowa elastyczność importu paliw i ich pochodnych jest zbliżona do zera.

Równowaga rynku pieniężnego jest opisywana w modelu przez krzywą LM . Takie podejście koresponduje bezpośrednio z wnioskami formułowanymi w standardowych modelach popytu na pieniądz, w których dokonuje się dekompozycji tego ostatniego na popyt transakcyjny, ostrożnościowy i spekulacyjny (szerzej np. Ericsson, 1998; Janssen, 1998). Położenie akcentu na analizę monetarnych źródeł inflacji sprawia, że kluczowego znaczenia nabierają takie modyfikacje równania popytu na pieniądz, które umożliwiłyby jednocześnie opis mechanizmów jego kreacji. Analizę skoncentrowano zatem na źródłach popytu na pieniądz rezerwowy oraz mechanizmach kreacji pieniądza przez system bankowy. Ostatecznie funkcja popytu na pieniądz banku centralnego ($M0$) jest następująca:

$$m0^D - p = b_0 + b_1 q + b_2 (s^C - p) + b_3 i + b_4 i^{AV} \quad (7)$$

gdzie: s^C – zasób oficjalnych aktywów zagranicznych w przeliczeniu na złote, i – 3-miesięczna nominalna stopa procentowa rynku międzybankowego WIBOR, i^{AV} – stopa rezerw obowiązkowych.

Struktura równania (7) wynika z hipotezy, zgodnie z którą w długim okresie podaż $M0$ dostosowuje się do popytu transakcyjnego aproksymowanego w przekroju miesięcznym przez produkcję przemysłową. Obecność oficjalnych aktywów zagranicznych należy wiązać zarówno z popytem transakcyjnym (poprzez inwestycje bezpośrednie i związane z nimi efekty mnożnikowe), jak i popytem spekulacyjnym, reprezentowanym przez część inwestycji portfelowych.

Uzupełnieniem funkcji (6)–(7) jest tożsamość wiążąca agregaty pieniężne:

$$m2 = m0 + m^U \quad (8)$$

gdzie m^U oznacza mnożnik pieniężny, natomiast $m0$ jest podażą pieniądza banku centralnego przy założeniu, że w warunkach równowagi zachodzi $m0 = m0^D$.

Podaż pieniądza banku centralnego, wynikającą z popytu zagranicy, wyznaczono na podstawie tożsamości:

$$S_t^C = S_{t-1}^C + B_t \cdot \Delta S_t \quad (9)$$

gdzie S^C – oficjalne aktywa rezerwowe w złotych, S – zmiana poziomu rezerw oficjalnych brutto w jednostkach koszyka walutowego (przy założeniu równych udziałów aktywów denominowanych w euro i dolarach USA), $t = 1995.01, \dots, 2002.12.$ Za okres bazowy przyjęto styczeń 1995 r.

W równaniu kursu walutowego (1) uwzględniono możliwość oddziaływania czynników popytowych o średniookresowym horyzoncie czasowym, reprezentowanych przez dysparytet realnych stóp procentowych³:

$$E(b_t - p_t - p_t^*) = c_0 + c_1(r_t - r_t^*) \quad (10)$$

gdzie: p^* – deflator produkcji przemysłowej w UE i USA z wagami 0,55 i 0,45, r, r^* – 3-miesięczne realne stopy procentowe rynku międzybankowego WIBOR i LIBOR z wagami równymi 0,55 i 0,45 dla euro i dolara USA.

Takie rozwiązanie zbliża model do koncepcji stochastycznych modeli kursów równowagi (*behavioral equilibrium exchange rate*, np. MacDonald, 2000).

³ Obliczenia były prowadzone jednocześnie dla systemów z nominalnymi i realnymi stopami procentowymi. O wyborze modelu ze stopami realnymi zadecydowały wyniki testów stacjonarności reszt w równaniu (10).

4. MODYFIKACJE I ROZSZERZENIA MODELU, ESTYMACJA PARAMETRÓW RÓWNOWAGI

Struktura równań cen (5), popytu na pieniądz (7) i kursu walutowego (10) determinuje listę zmiennych modelu VEqCM. Ze względu na niewielką liczebność szeregów czasowych za konieczną należy uznać marginalizację systemu. Przy założeniu, że modelowana jest mała, otwarta gospodarka w pełni uzasadnione jest przyjęcie założenia o słabej egzogeniczności zmiennych charakteryzujących zagranicę, co jest równoważne stwierdzeniu, że krótko-okresowe dostosowania cen p^* i p^0 oraz stóp r^* nie przebiegają wokół ścieżek równowagi, określonych dla zmiennych krajowych. Z kolei przyjęcie założenia o neutralności pieniądza w długim okresie pozwala zaliczyć do zbioru zmiennych słabo egzogenicznych produkcję q oraz lukę bezrobocia $u - u^*$. Zbiór zmiennych deterministycznych obejmuje wyraz wolny, zmienne sezonowe oraz stopę rezerw walutowych, aproksymującą skokowe modyfikacje polityki pieniężnej.

Weryfikacja hipotez o liczbie związków kointegracyjnych wskazuje jednoznacznie na obecność czterech związków równowagi (por. tabela 1)⁴. Niezbędne jest zatem rozszerzenie systemu o dodatkowy związek równowagi. Najprostsze rozwiązanie polega na endogenizacji przyrostu rezerw walutowych banku centralnego.

Tabela 1. Test kointegracji (próba: 1995.04–2002.12)

R	Trace	Trace*	L – max	L – max*
0	425,8	206,5	129,9	61,7
1	295,8	167,0	92,0	55,7
2	203,8	130,8	77,5	49,8
3	126,4	99,4	60,4	43,6
4	66,0 [*]	69,7	33,2 [*]	37,2

Uwaga: Wartości krytyczne zaczerpnięto z pracy Pesaran i in. 2000 i oznaczono gwiazdką.

Podstawowym założeniem przyjętym w równaniu rezerw walutowych jest duża mobilność kapitałów oraz obecność silnych oczekiwań aprecjacyjnych (szerzej: Kelm, 2003a; także: Józefiak, 1999; Rosati, 1999):

$$\Delta s = d_0 + d_1 q + d_2 (p - p^* - b) \quad (11)$$

⁴ Taki wynik otrzymano w ramach procedury Johansena przy założeniu 3-miesięcznego horyzontu opóźnień, które nie wydaje się nadmiernie restrykcyjne w systemie opisującym sferę nominalną. Za potwierdzenie takiej hipotezy można uznać wyniki testów normalności składników losowych oraz testy autokorelacji potwierdzające brak błędów specyfikacji.

gdzie parametr d_2 mierzy łączny wpływ realnego kursu walutowego na saldo obrotów bieżących oraz rachunek kapitałowy. Uwzględnienie wyrazu wolnego jest równoważne z założeniem obecności trendu w poziomie rezerw i ma na celu rozszerzenie analizy na napływy kapitałów długookresowych.

Uzupełnienie modelu o równanie bilansu płatniczego jest równoznaczne z określeniem struktury macierzy B^* przy założeniu obecności czterech związków kointegrujących. Istotnym zagadnieniem empirycznym jest na tym etapie zbadanie identyfikowalności parametrów równowagi w ramach modelu VEqCM. Przeprowadzenie stosownych procedur, opartych na teście ilorazu wiarygodności (por. np. Majsterek i Welfe, 2000) napotyka jednak barierę, wynikającą z nieliniowego charakteru związków równowagi, której pokonanie w ramach systemu VEqCM wymagałoby przyjęcia restrykcji linearyzujących związki między równaniem bilansu płatniczego i funkcją definiującą popyt na pieniądz banku centralnego. Powyższy problem nie został podjęty (szerzej na ten temat: Kelm 2003c), przeprowadzono natomiast szereg testów, których celem była weryfikacja najprostszych hipotez, zakładających m. in. symetrię w równaniach kursu walutowego i funkcji płac (równość parametrów przy cenach krajowych i zagranicznych oraz krajowych i zagranicznych stopach procentowych itd.). Wyniki okazały się o tyle zaskakujące, że większość restrykcji symetrii należałoby odrzucić już wtedy, gdy liczba pozostałych restrykcji była równa liczbie warunków identyfikowalności macierzy B^* .

Takie wyniki wskazywałyby na konieczność respecyfikacji całego modelu polegającej, np., na zastąpieniu pewnych podzbiorów zmiennych (m. in. p i p^* oraz r i r^* w równaniu kursu walutowego lub p^0 i b w równaniu cen) wielkościami, które byłyby *a priori* wyznaczone jako ilorazy i iloczyny zmiennych już występujących w systemie (np. Kim, 2001). Wówczas pojawiłby się jednak trudny do rozwiązania problem ich endogeniczności. Dyskusję o akceptowalności restrykcji strukturalizujących można jednak przeprowadzić na innej płaszczyźnie, rozważając, czy analizę kursu walutowego należy prowadzić na podstawie modelu, który spełnia kryteria statystyczne i nie jest jednocześnie interpretowalny na gruncie ekonomicznym. Takie sformułowanie problemu prowadzi do dyskusji na temat „właściwej” definicji prawdopodobieństwa, gdy definicji częstościowej można przeciwstawić paradygmat prawdopodobieństwa subiektywnego (szersza dyskusja w: Porier, 1995, rozdział 2).

W prezentowanym opracowaniu zastosowano ostatecznie drugie podejście, zbliżone do dwustopniowej wielowymiarowej procedury Engle’a i Grangera. W pierwszym kroku przetestowano wymiar przestrzeni kointegracyjnej (w ramach standardowej procedury Johansena, tabela 1). Krok drugi objął estymację parametrów równowagi, natomiast w kroku ostatnim skonstruowano wielorównaniowy model korekty błędem.

Zastosowanie powyższej procedury modelowania związków równowagi wymaga przeprowadzenia testów zintegrowania procesów stochastycznych, generujących zmienne modelu. Wyniki uzyskane w ramach podejścia Johansena mogą wskazywać, iż ten etap badania można pominąć: system ewoluuje wokół czterech związków równowagi, zatem kombinacje liniowe jego zmiennych są stacjonarne, co z kolei oznacza pośrednio, że żadna ze zmiennych nie powinna być zintegrowana w stopniu wyższym niż 1 (szerzej na temat stopnia zintegrowania zmiennych wykorzystanych w modelu: Kelm, 2003c).

Estymacji parametrów równowagi dokonano metodą największej wiarygodności z pełną informacją, co pozwoliło uwzględnić współzależność składników losowych. Przyjęto jednocześnie, że wszelkie modyfikacje systemu walutowego miały charakter krótkookresowy. Oceny parametrów równowagi oraz wyniki testów Engle'a-Grangera stacjonarności reszt zawarto w tabeli 2.

W funkcji popytu na pieniądz zweryfikowano hipotezę homogeniczności (ostatnia kolumna tabeli 2). Wyniki testu największej wiarygodności nie dają podstaw do jej odrzucenia. Związek pomiędzy nominalną podażą pieniądza rezerwowego i nominalną stopą rynku pieniężnego jest stosunkowo słaby, lecz za jego uwzględnieniem w modelu przemawia satysfakcjonująca

Tabela 2. Oceny parametrów modelu długookresowego (próba: 1995.01–2002.12)

Równanie	Parametr	Oceny			
p	a_0	-3,849 (0,078)	-3,899	(0,075)	
	a_1	0,372 (0,011)	0,384	(0,011)	
	a_2	-0,303 (0,026)	-0,281	(0,025)	
	a_3	0,123 (0,011)	0,111	(0,011)	
$m0$	b_0	5,966 (0,373)	5,385	(0,336)	
	b_1	0,457 (0,085)	0,754(*)	(0,039)	
	b_2	0,301 (0,037)	0,246(*)		
	b_3	-0,181 (0,029)	-0,153	(0,030)	
	b_4	0,145 (0,017)	0,165	(0,014)	
b	c_0	1,417 (0,009)	1,420	(0,009)	
	c_1	-0,258 (0,107)	-0,304	(0,113)	
Δs	d_0	0,837 (0,165)	0,817	(0,166)	
	d_1	0,288 (0,071)	0,267	(0,072)	
	d_2	-0,118 (0,029)	-0,120	(0,029)	
ADF					
	p	-4,01	[*]	-4,31	[**]
	$m0$	-4,34	[**]	-4,94	[***]
	b	-3,40	[*]	-3,37	[**]
	Δs	-5,03	[***]	-5,12	[***]

Objaśnienia: (*) – wariant z restrykcjami homogeniczności w równaniu $M0$, w nawiasach podano odchylenia standardowe.

stabilność oszacowania parametru b_3 . Empiryczne potwierdzenie znajduje także hipoteza o wpływie czynników popytowych na realny kurs walutowy. Skala ich łącznego oddziaływania jest jednak stosunkowo słaba, a pewne zastrzeżenia może budzić niska precyzja oceny parametru c_1 .

Oceny parametrów równania strumienia rezerw walutowych wskazują na istotność wpływu aktywności gospodarczej oraz realnego kursu walutowego (pośrednio także dysparytetu realnych stóp procentowych) na odchylenia napływu kapitałów od trendu długookresowego. Zmienne modelu nie zostały wystandaryzowane i dlatego też zawarta w tabeli 2 ocena wyrazu wolnego nie jest interpretowalna. Stosowna korekta wskazuje, iż miesięczny przyrost rezerw walutowych wynosił średnio ok. 1,7%, z czego na aproksymowane przez trend liniowy napływy kapitałów długoterminowych przypadął wzrost o ok. 1,3%.

5. PROCESY DOSTOSOWAWCZE: MODEL KOREKTY BŁEDEM

Estymacji parametrów zawartych w macierzy wag oraz parametrów krótkookresowych dokonano w ramach modelu (7), uwzględniając oceny parametrów równowagi, uzyskane w poprzednim etapie badania oraz zakładając, iż maksymalne opóźnienie procesów dostosowawczych nie przekracza trzech miesięcy. Punktem wyjścia był zatem system równań opisujących wszystkie zmienne endogeniczne (tzn. Δp , Δm_0 , Δm^U , Δb , $\Delta^2 s$ i Δi) jako funkcje reszt z równań równowagi (dla p , m_0 , m^U i Δs) oraz bieżących (dla zmiennych słabo egzogenicznych i deterministycznych) i opóźnionych obserwacji wszystkich zmiennych występujących w modelu. Do estymacji parametrów wykorzystano metodę Zellnera (SUR), łącznej estymacji równań o pozornie niezależnych składnikach losowych. Zgodnie ze strategią od modelu ogólnego do szczegółowego przeprowadzono sekwencję testów opartych na ilorazie wiarygodności uzasadniających nałożenie na parametry zawarte w macierzach A^* i D_s stosownych restrikcji zerowych. Ze względu na to, że krótkookresowa część modelu (7) jest jedynie formą zredukowaną nieznanego modelu strukturalnego, kryterium statystyczne było jedynym, które wzięto pod uwagę przy marginalizacji systemu.

Uzyskano następujące oceny parametrów (w nawiasach wartości statystyk t):

$$\Delta p_t = -0,066wk p_{t-1} + ST(\Delta p), \quad \bar{R}^2 = 0,428, \quad d = 1,97$$

(2,65)

$$\Delta m_0 = -0,377wk p_{t-1} - 0,663wkm_0_{t-1} + ST(\Delta m_0), \quad \bar{R}^2 = 0,568, \quad d = 2,05$$

(1,47) (6,85)

$$\Delta m_t^U = 0,393wkp_{t-1} + 0,675wkm0_{t-1} + ST(\Delta m^U), \quad \bar{R}^2 = 0,503, \quad d = 2,11$$

(1,41) (6,36)

$$\Delta b_t = -0,196wkb_{t-1} + ST(\Delta b), \quad \bar{R}^2 = 0,406, \quad d = 2,04$$

(3,47)

$$\Delta^2 s_t = -0,704wks_{t-1} + ST(\Delta^2 s), \quad \bar{R}^2 = 0,496, \quad d = 1,95$$

(8,56)

$$\Delta i_t = 0,452wkb_{t-1} - 0,334wks_{t-1} + ST(\Delta i), \quad \bar{R}^2 = 0,650, \quad d = 2,01$$

(4,50) (2,96)

gdzie wkp , $wkm0$, wkb i wks oznaczają reszty z równań opisujących warunki równowagi dla cen producenta, popytu na pieniądz banku centralnego, kursu walutowego i przyrostu rezerw walutowych (których interpretacji należy dokonywać w kategoriach empirycznych miar nierównowagi), natomiast ST reprezentuje pominięte oszacowania parametrów związanych ze zmiennymi słabo egzogenicznymi i deterministycznymi.

Przedstawione wyniki umożliwiają sformułowanie istotnych wniosków o własnościach modelowanego systemu gospodarczego.

Równania cen produkcji przemysłowej, kursu walutowego oraz strumienia rezerw walutowych mają spójną interpretację w długim i krótkim okresie – dostosowania zmiennych przebiegają wokół zdefiniowanych dla nich wektorów kointegrujących. Dodatniemu odchyleniu od ścieżek długookresowych towarzyszą mechanizmy korekty, obniżające dynamikę wzrostu. Interpretacja wartości ocen parametrów wskazuje, iż po upływie miesiąca mechanizmy równoważące system prowadzą do redukcji odpowiednio 6,7, 19,6, a w przypadku rezerw aż 70,4% ich odchylenia od ścieżek równowagi. Oznacza to względną trwałość szoków oddziałujących na ceny producenta. Krótszy okres dostosowań kursu walutowego może potwierdzać wpływ interwencji władz monetarnych na rynku walutowym lub pośrednie skutki oddziaływania innych instrumentów polityki monetarnej. Równanie rezerw walutowych wskazuje z kolei na oddziaływanie w krótkim okresie dysparytetu nominalnych stóp procentowych.

Krótkookresowa zmienność agregatu $m0$ i mnożnika pieniężnego m^U kształtuje się pod wpływem relacji wyznaczających ścieżki równowagi dla cen i pieniądza rezerwowego. W obydwu przypadkach uwagę zwracają wysokie oceny parametrów korekty błędem. Taki wynik można przypisać restrykcyjnej polityce monetarnej. W szczególności dodatnie odchylenie cen od trajektorii długookresowej oraz nadwyżkowa, w stosunku do poziomu wyznaczanego przez krzywą LM , podaź $M0$ prowadzi do natychmiastowego

ograniczenia ekspansji monetarnej. Reakcje mnożnika pieniężnego m^U wskazują na niezwłoczne uruchamianie mechanizmów kompensacyjnych przez banki komercyjne, co może potwierdzać hipotezę o niewielkim wpływie polityki monetarnej na wielkość agregatu $M2$.

Zmienność nominalnej stopy procentowej jest sprzężona z warunkami równowagi rynku walutowego oraz procesami decydującymi o napływie rezerw. Silny wzrost stopy procentowej następuje w warunkach deprecjacji złotego, a spadek – na skutek zwiększonego napływu inwestycji zagranicznych. W krótkim okresie wyraźnie zarysowuje się związek pomiędzy zmiennością stóp nominalnych oraz przyspieszeniem procesów inflacyjnych.

6. ZAKOŃCZENIE

W opracowaniu przedstawiono model podstawowych związków pomiędzy cenami, kursem walutowym, agregatami pieniężnymi i strumieniem kapitałów zagranicznych, obserwowanych w drugiej części okresu transformacji gospodarczej. Analizę przeprowadzono na dwóch płaszczyznach.

Po pierwsze, zaprezentowano propozycję adaptacji metod analizy kointegracyjnej do przypadku modelowania systemu charakteryzującego się dużą dynamiką procesów dostosowawczych. Ograniczona liczebność wykorzystywanych szeregów czasowych była podstawowym powodem wykorzystania procedury Johansena wyłącznie do wyznaczenia liczby związków równowagi. Parametry równowagi długookresowej oraz parametry dostosowań krótkookresowych oszacowano w ramach wielowymiarowej procedury Engle'a i Grangera. Wbrew poglądom o niemożności empirycznego zidentyfikowania warunków równowagi w niestabilnym systemie gospodarczym na podstawie szeregów czasowych o małej liczebności otrzymano system o pożądanych własnościach statystycznych (stacjonarność i normalność reszt empirycznych), potwierdzając w ten sposób pośrednio stabilność modelowanych związków.

Po drugie, wyniki badania umożliwiają wstępną ocenę przebiegu procesów dostosowawczych. Uwagę zwraca duża inercja cen, co może być potraktowane jako empiryczne potwierdzenie hipotezy o ich lepkości w krótkim okresie. Z kolei krótki horyzont czasowy równoważenia rynku pieniężnego (por. równanie Δm_0) może stanowić podstawę do sformułowania krytyki wobec polityki monetarnej, akcentującej nadmierną restrykcyjność tej ostatniej. W takim przypadku niezbędne jest jednak uzupełnienie prezentowanych wyników o analizy symulacyjne.

LITERATURA

- Akerlof G.A., Dickens W.T., Perry G.L. (2000), *Near-Rational Wage and Price Setting and the Optimal Rates of Inflation and Unemployment*, „Brookings Papers on Economic Activity”, 1.
- Borowski J., Brzoza-Brzezina M., Szpunar P. (2003), *Exchange Rate Regimes and Poland's Participation in ERM II*, „Bank i Kredyt”.
- Brzeszczyński J., Kelm R. (2002), *Ekonometryczne modele rynków finansowych*, WIG-Press, Warszawa.
- Ericsson N. (1998), *Empirical Modelling of Money Demand*, „Empirical Economics”, 23.
- Franz W., Gordon R.J. (1993), *German and American Wage and Price Dynamics: Differences and Common Themes*, „European Economic Review”, 37.
- Froot K.A., Rogoff K. (1995), *Perspectives on PPP and Long-Run Exchange Rates*, [w:] Grossman G., Rogoff K. (eds), *Handbook of International Economics*, 3, Elsevier, Amsterdam.
- Grabowski B. (1999), *Fundamentalne problemy polityki pieniężnej NBP*, „Bank i Kredyt”, 7–8.
- Greenstade J.V., Hall S.G., Henry S.G.B. (2000), *On the Identification of Cointegrated Systems in Small Samples: Practical Procedures with an Application to UK Wages and Prices*, „Discussion Paper”, Centre for International Macroeconomics, University of Oxford.
- Hallman J.J., Porter R.D., Small D.H. (1991), *Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run*, „American Economic Review”.
- Hamilton J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.
- Janssen N. (1998), *The Money Demand for M0 in the United Kingdom Reconsidered: Some Specification Issues*, „Working Paper”, 83, Bank of England.
- Johansen S. (1991), *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*, „Econometrica”, 59.
- Józefiak C. (1999), *Odporność gospodarki na kryzysy walutowe*, „Bank i Kredyt”, 7–8.
- Kawalec S., Krzak M. (2001), *Polityka kursowa i wzrost gospodarczy*, „Gospodarka Narodowa”, 9.
- Kelm R. (2002), *Równowaga długookresowa i dostosowania krótkookresowe na rynku walutowym 1992–1998*, „Bank i Kredyt”, 2.
- Kelm R. (2003a), *Ekonometryczny model kursu walutowego w średnim okresie*, Referat na Seminarium Naukowe NBP, 13.06.2003, mimeo.
- Kelm R. (2003b), *Kurs walutowy a inflacja w Polsce: analiza ekonometryczna*, [w:] Kwiatkowski E., Tokarski T. (red.), *Wzrost gospodarczy, restrukturyzacja i rynek pracy w Polsce. Ujęcie teoretyczne i empiryczne*, Wyd. Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Kelm R. (2003c), *Empiryczny model sprzężenia ceny – kurs walutowy w warunkach egzogenicznej podaży pieniądza*, Referat na konferencję: IV Warsztaty Doktorskie z zakresu Ekonometrii i Statystyki, 4–6.06.2003, Cedzyna k. Kielc, mimeo.
- Kim B.-Y. (2001), *Determinants of Inflation in Poland: A Structural Cointegration Approach*, „Discussion Paper”, 16, Bank of Finland, Helsinki.
- Koronowski A. (2002), *Kształtowanie polskiej polityki kursowej na drodze do UGW*, „Bank i Kredyt”, 9.
- Krzak M. (2000), *Zewnętrzne szoki a reakcje polityki pieniężnej*, „Bank i Kredyt”, 7–8.
- MacDonald R. (2000), *Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview*, *Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank*, „Discussion Paper”, 3.
- Majsterk M. (1998), *Zastosowanie procedury Johansena do analizy sprzężenia inflacyjnego w gospodarce polskiej*, „Przegląd Statystyczny”, 45.
- Majsterk M. (2003), *Modelowanie w przypadku szeregów I(2)*, [w:] Welfe A. (red.), *Metody ilościowe w naukach ekonomicznych*, SGH, Warszawa.

- Majsterek M., Welfe A. (2000), *Analiza kointegracyjna. Sprzężenie inflacyjne*, [w:] Welfe A. (red.), *Gospodarka Polski w okresie transformacji. Zasady modelowania ekonometrycznego*, PWE, Warszawa.
- Małecki W. (2002), *Warianty polityki walutowej w Polsce w najbliższych latach*, „*Ekonomista*”, 5.
- Pesaran M.H., Shin K., Smith R.J. (2000), *Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1) Variables*, „*Journal of Econometrics*”, 97.
- Pesaran M.H., Shin Y. (2002), *Long-Run Structural Modelling*, „*Econometrics Reviews*”, 21.
- Porier D.J. (1995), *Intermediate Statistics and Econometrics*, MIT Press, Cambridge.
- Roberts J. (1995), *New Keynesian Economics and the Phillips Curve*, „*Journal of Money, Credit and Banking*”, 27.
- Rosati D. (1999), *Dylematy polityki pieniężnej w warunkach swobody przepływu kapitału*, „*Bank i Kredyt*”, 7–8.
- Welfe A., Majsterek M. (2002), *Wage and Price Inflation in Poland in the Period of Transition: The Cointegration Analysis*, „*Economics of Planning*”, 35.

Robert Kelm

EMPIRICAL MODEL OF THE EXCHANGE RATE POLICY IN POLAND 1995–2002

Summary

The paper concerns the structural vector equilibrium correction model linking money supply, producers' prices, foreign reserves and exchange rate in Poland during transition period. Due to the shortage of the data estimates obtained by means of Johansen procedure lead to uninterpretable profiles of impulse responses. Much more interesting conclusions can be drawn from a system based on *a priori* economic-theory long-run assumptions, i.e. Fisher equation, *LM* function and extended PPP equation. Empirical results obtained within “multidimensional” Engle-Granger procedure indicate restrictive anti-inflationary policy of the Polish central bank during transition.