

Polityka monetarna i fiskalna a odchylenia realnego kursu złoty/euro od kursu równowagi w okresie styczeń 1995 r. – czerwiec 2004 r.*

Robert Kelm, Joanna Bęza-Bojanowska**

Wstęp

Głównym problemem, przed którym stoją władze monetarne i fiskalne po przystąpieniu Polski do Unii Europejskiej, jest wybór strategii gospodarczej, umożliwiającej uczestnictwo w europejskim mechanizmie kursowym ERM II. Lista problemów poruszanych w dyskusji nad optymalizacją kombinacji polityki fiskalnej i monetarnej jest zatem długa. Można wyróżnić dwie podstawowe grupy zagadnień: wybór strategii gospodarczej prowadzącej do włączenia złotego do ERM II oraz analizę makroekonomicznych konsekwencji pozostawania złotego w paśmie dopuszczalnych wahań przy ustalonym uprzednio kursie centralnym.

Z takiej perspektywy dyskusyjna może się wydawać pierwsza z tez stawianych w opracowaniu, zgodnie z którą tylko szerokie zastosowanie metod ekonometrycznych do analizy kursu walutowego równowagi umożliwi sformułowanie klarownych rekomendacji dla polityki fiskalnej i monetarnej w okresie poprzedzającym przyjęcie euro. W ramach krytyki wykorzystania modeli ekonometrycznych do analizy gospodarki Polski można bowiem, standardowo, wskazywać na problem niedostatecznej liczebności szeregów czasowych, niejednorodność okresu objętego badaniem em-

pirycznym oraz znaczny udział egzogenicznych szoków w kształtowaniu tzw. zmiennych fundamentalnych. Kontrargumenty wobec takiego rozumowania przedstawiono w dalszej części artykułu, jednak już teraz należy podkreślić, że o zastosowaniu metod ilościowych w analizach kursu walutowego złoty/euro przesądzi konieczność wyznaczenia kursu centralnego w ramach ERM II.

Wzrost zainteresowania szacunkami kursu walutowego równowagi jest naturalną konsekwencją zbliżającego się terminu przystąpienia Polski do ERM II, jednak badania prowadzone dotychczas w Polsce prowadzą się do nielicznych zastosowań modeli fundamentalnych kursów walutowych równowagi (ang. *fundamental equilibrium exchange rates*, FEER, Rawdanowicz, 2002; Rubaszek, 2003 i 2004). Abstrahując od istotnych – naszym zdaniem – zastrzeżeń w odniesieniu do użyteczności metody FEER do wyznaczenia kursu parytetowego, należy wskazać, że wyniki tych analiz prowadzą do dość oczywistego wniosku o wyraźnym przewartościowaniu złotego bezpośrednio po wprowadzeniu reżimu kursu płynnego. Są one jednocześnie zbieżne z rezultatami otrzymywanymi na podstawie alternatywnych metod (przede wszystkim modeli behawioralnych kursów walutowych równowagi, ang. *behavioral equilibrium exchange rates*, BEER), niezależnie od tego, czy szacunków dokonuje się w ramach procedur wykorzystujących szeregi czasowe (np. Égert i Lahrière-Révil, 2003; Égert i Lommatsch, 2003; Ran, 2003), czy też na podstawie danych przekrojowo-czasowych (np. Kim i Korhonen, 2002; Crespo-Cuarisma i in. 2003).

* Badania prezentowane w opracowaniu były w części finansowane przez grant KBN nr 2 H02B 009 25.

** Autorzy pragną podziękować prof. zw. dr. hab. Władysławowi Welfe za krytyczne uwagi do pierwotnej wersji opracowania. Jesteśmy również wdzięczni recenzentowi, którego komentarze pozwoliły udoskonalić strukturę artykułu i odnieść się do wyników badań nad premią za ryzyko prowadzonych w Polsce.

Stwierdzenie, że prawidłowa ocena kursu równowagi jest warunkiem optymalizacji polityki gospodarczej w ERM II, jest truizmem. Istotnie, ustalenie kursu centralnego na poziomie bliskim kursowi równowagi minimalizuje zagrożenia związane z atakami spekulacyjnymi i ułatwia podjęcie przez władze monetarne i fiskalne działań zapobiegających pogłębianiu napięć na rynku walutowym. Druga teza stawiana w opracowaniu, zgodnie z którą nie należy przeceniać znaczenia najbardziej nawet wiarygodnych szacunków kursu równowagi dla ostatecznego wyboru kursu referencyjnego, może więc wydawać się z jednej strony zaskakująca, z drugiej zaś sprzeczna ze sformułowaniem wyżej twierdzeniem o konieczności stosowania metod ekonometrycznych.

Niespójność okazuje się pozorna, gdy rozważymy prawdopodobny scenariusz przystąpienia do ERM II, w którym kurs centralny zostanie ustalony na poziomie zbliżonym do kursu rynkowego, nawet w przypadku głębszego odchylenia tego ostatniego od kursu równowagi. Przyjęcie takiej perspektywy prowadzi do reformułowania problemu: oszacowanie kursu równowagi przestaje być najistotniejszym punktem w dyskusji nad strategią przystępowania do ERM II (choć będzie nadal niezbędne przy określaniu kierunku potencjalnych napięć na rynku walutowym). Równie ważnym problemem staje się natomiast identyfikacja determinant zmienności kursu złoty/euro. Powyższe rozumowanie najłatwiej uzasadnić, przyjmując jako punkt odniesienia restrykcyjną interpretację stabilności kursu walutowego dopuszczającą jego wahania wokół kursu centralnego w paśmie $\pm 2,25\%$. Przy założeniu, że kurs centralny zostanie ustalony na poziomie przewartościowanym w skali przekraczającej 2,25%, może wystąpić presja na deprecjację złotego, a optymalizacja polityki gospodarczej będzie możliwa tylko w przypadku właściwej identyfikacji źródeł wahań kursu złotego oraz kwantyfikacji parametrów mierzących „przełożenie” pomiędzy krótko- i średniookresowymi determinantami kursu a jego poziomem.

Skupienie uwagi na pomiarze siły, z jaką czynniki średnio- i krótkookresowe oddziałują na kurs walutowy, oznacza, że analizy prowadzone w ramach modelu FEER są niewystarczające. Pozwala ona jedynie na oszacowanie kursu walutowego w warunkach specyficznie definiowanej równowagi wewnętrznej i zewnętrznej, a jej zastosowanie nie może prowadzić do identyfikacji procesów determinujących zmienność kursu w krótszym horyzoncie czasowym. Jest to podstawowa przyczyna podjęcia analizy ekonometrycznej kursu złoty/euro w latach 1995-2004 w ramach modeli behawioralnych kursów równowagi (*behavioral equilibrium exchange rates*, BEER), budowanych wokół równania nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych (*uncovered interest rates parity*, UIP). Analizę koncentrujemy wokół tezy, że główną przyczyną zmienności

kursu złotego są wahania ryzyka. Takie sformułowanie problemu otwiera dyskusję o metodach aproksymacji premii za ryzyko przez zmienne rejestrowane w oficjalnych statystykach (co zapewnia użyteczność modelu) i estymacji parametrów mierzących udział zmian ryzyka w zmienności kursu złoty/euro.

Struktura opracowania odzwierciedla stawiane tezy. Pierwszy rozdział zawiera skrótowe omówienie modeli wykorzystywanych do oszacowania kursów walutowych równowagi. W drugim rozdziale omówiono wstępne wyniki empiryczne uzyskane w modelach parytetu siły nabywczej i nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych ze stałą premią za ryzyko. W trzecim rozdziale przedstawiono wyniki analizy empirycznej subsystemu, obejmującego realny kurs złoty/euro, krajowe i zagraniczne realne stopy procentowe oraz wybrane aproksymacje ryzyka. Własności wynikowego modelu są badane w ramach analizy mnożnikowej. Wnioski zamykają opracowanie.

1. Teoretyczne ramy analizy kursu walutowego złoty/euro

Wskazanie teoretycznych ram analizy odchylenia kursu złotego od ścieżki równowagi nie jest trudne, gdyż metody modelowania i szacowania kursów równowagi znajdują się w ostatnich latach w centrum zainteresowania i bardzo szybko się rozwijają (np. Williamson (red.), 1994; MacDonald i Stein (red.), 1999; MacDonald, 2000; ostatnio: Maeso-Fernandez i in., 2004, Égert, 2004 oraz Driver i Westaway, 2004).

Hipoteza parytetu siły nabywczej walut (*purchasing power parity*, PPP) wiąże nominalny kurs walutowy (b), definiowany jako cena jednostki waluty zagranicznej w walucie krajowej, z poziomem cen krajowych (p) i zagranicznych (p^*)¹:

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

PPP jest modelem wokół, którego skupia się większość szczegółowych rozważań nad procesami dostosowawczymi w krótszych horyzontach czasowych (np. Kelm, 2001). Najważniejsze wątki krytyki modelu (1) są powszechnie znane (patrz artykuły przeglądowe: Officer, 1976; Froot i Rogoff, 1995, ostatnio: Sarno i Taylor, 2002). Przypomnijmy jedynie, że poważne zastrzeżenia budzi już sama koncepcja uogólnienia prawa jednej ceny, gdyż oparcie analizy na modelu PPP jest równoważne z przyjęciem *implicite* wielu, zazwyczaj nadmiernie restrykcyjnych, założeń: homogeniczności towarów wymiennych, międzynarodowej wymiennalności wszystkich dóbr uwzględnianych przy wyznaczaniu zagregowanych indeksów cen, nieistotnego wpływu kosztów

¹ Małymi literami oznaczono w opracowaniu logarytmy zmiennych

transportu oraz kosztów gromadzenia i przetwarzania informacji, braku barier celnych i protekcjonizmu. Pomijane są również ważne problemy monopolizacji rynku, możliwości prowadzenia przez firmy zróżnicowanej polityki cenowej (*pricing-to-market*) oraz znaczenie tzw. krótkookresowych sztywności nominalnych spowalniających dostosowania cenowe. Jeszcze innym problemem jest oddziaływanie na kurs walutowy czynników podaźowych. Związek tych ostatnich z szacunkami realnego kursu walutowego można objaśnić efektem Balassy-Samuelsona, co jest niezbędne, gdy zmienność deflatorów jest determinowana w części przez ceny towarów niewymiennych (*non-tradables*).

Przegląd wyników badań empirycznych wskazuje, że warunkiem pozytywnej weryfikacji hipotezy parytetu siły nabywczej walut jest wykorzystanie odpowiednio liczebnych szeregów czasowych (np. Edison, 1987; Diebold i in., 1991; Lothian i Taylor, 1996) lub oparcie analiz na obszernych próbach przekrojowo-czasowych (np. Abauf i Jorion, 1990; Taylor, 2000). Najważniejszą własnością realnych kursów walutowych możliwą wówczas do zidentyfikowania jest bardzo powolny proces równoważenia systemu, z czego pośrednio wynika wniosek o niemożności objaśnienia w ramach modelu PPP dłuższych okresów odchylenia kursu nominalnego od trajektorii równowagi.

Szeroko zalecane rozwiązanie powyższego problemu polega na założeniu, że analiza kursów walutowych obejmuje – w typowym przypadku – okres średni i rozszerzeniu analizy o determinanty rachunku kapitałowego bilansu płatniczego (np. Juselius, 1995; Clark i MacDonald, 1999; MacDonald, 2000). Przyjęcie takiej perspektywy prowadzi do rozważenia zależności między realnym kursem walutowym a możliwą do podtrzymania w średnim okresie nierównowagą bilansu płatniczego. Występowanie tej nierównowagi można uzasadnić w ramach modelu bliźniaczych deficytów, wiążącego nierównowagę zewnętrzną z nierównowagą fiskalną, lub w ramach modeli opisujących związki między bilansem płatniczym oraz niebilansowaniem krajowych oszczędności i inwestycji, w których deficytowi obrotów bieżących może towarzyszyć znaczna nadwyżka bilansu.

Ideę modeli BEER ilustruje podział procesów oddziałujących na kurs walutowy równowagi na długo-, średnio- i krótkookresowe (odpowiednio: LT , MT , ST):

$$q_t = \eta_1 LT_t + \eta_2 MT_t + \eta_3 ST_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

gdzie:

ε – biały szum,

η – parametry.

Przyjęcie założenia o stacjonarności:

$$(\eta_3 ST_t + \varepsilon_t) \sim I(0) \quad (3)$$

proceedzi do sformułowania i testowania hipotez badawczych dotyczących długo- i średniookresowych determinant kursu realnego:

$$\bar{q}_t = \eta_1 LT_t + \eta_2 MT_t \quad (4)$$

co można także zapisać w postaci zespołu hipotez zagnieżdżonych:

$$H_0 : (q_t - \eta_1 LT_t) \sim I(0) \text{ i } \eta_2 = 0 \quad (5)$$

$$H_1 : (q_t - \eta_1 LT_t - \eta_2 MT_t) \sim I(0) \quad (6)$$

Dla empirycznego zastosowania modelu BEER zasadnicze znaczenie ma zatem ustalenie listy zmiennych oddziałujących na kurs walutowy w obu horyzontach czasowych. Właściwym punktem wyjścia jest równanie nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych z uwzględnieniem występowania zmiennej premii za ryzyko:

$$b_t = b_t^e - (i_t - i_t^*) + \lambda_t \quad (7)$$

gdzie:

i - oraz i^* oznaczają krajową i zagraniczną nominalną stopę procentową,

λ – premię za ryzyko,

- superskrytem e wyróżniono oczekiwania, lub równoważnie:

$$q_t = q_t^e - (r_t - r_t^*) + \lambda_t \quad (8)$$

gdzie r i r^* to krajowa i zagraniczna realna stopa procentowa².

Przy założeniu, że do formułowania oczekiwań kursowych wykorzystuje się informacje o determinantach bilansu płatniczego, listę zmiennych fundamentalnych można zdefiniować w ramach modeli zasobowo-strumieniowych (por. Frenkel i Mussa, 1986; także: MacDonald, 2000):

$$q_t = -\delta_1 NFA_t - \delta_2 TOT_t - \delta_3 (r_t - r_t^*) + \delta_4 \lambda_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

gdzie:

- NFA - oznacza relację udziałów aktywów zagranicznych netto w PKB w kraju i za granicą,

- TOT - relację krajowego i zagranicznego *terms of trade*.

Alternatywną specyfikację można wyprowadzić zakładając, że procesy dostosowawcze na rynku walutowym sprowadzają oczekiwania kursowe do poziomu

² Przekształcenia prowadzące do modelu (8) są izomorficzne względem premii za ryzyko, gdyż polegają na dodaniu stronami indeksu cen zagranicznych i oczekiwanego poziomu cen krajowych, odjęciu stronami indeksu cen krajowych i oczekiwanego poziomu cen zagranicznych, a następnie odpowiednim uporządkowaniu zmiennych.

odpowiadającego kursowi równowagi (por. Chortareas i Driver, 2001):

$$q_{t+1}^e - \bar{q}_{t+1}^e = \gamma(q_t - \bar{q}_t) \quad (10)$$

gdzie parametr γ mierzy szybkość dostosowań ($0 < \gamma < 1$).

Jeżeli można ponadto przyjąć, że oczekiwania pozostają w stałej relacji do ścieżki definiowanej przez model PPP w wersji relatywnej:

$$\bar{q}_{t+1}^e = \bar{q} \quad (11)$$

to bieżący poziom kursu realnego jest definiowany przez równanie:

$$q_t = \delta_0 - \delta_1(r_t - r_t^*) + \lambda_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

gdzie:

$$\delta_0 = \bar{q}, \quad \delta_1 = (1 - \gamma)^{-1} > 1$$

Atrakcyjność modeli BEER ma trzy przyczyny. Po pierwsze, metoda poszukiwania modelu empirycznego wpisuje się bezpośrednio w strategię modelowania od ogółu do szczegółu (*from-general-to-specific strategy*, FGTS) Davida Hendry'ego (np. Welfe, 2003). Na etapie specyfikacji czynniki oddziałujące na poziom kursu realnego w średnim okresie są dzielone na trzy homogeniczne grupy – oczekiwania kursowe, dysparytet stóp procentowych oraz ryzyko inwestycyjne. Po drugie, modele BEER wyprowadza się z hipotezy nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych, co z formalnego punktu widzenia pozwala zaliczyć je do klasy jednorodnych modeli przyczynowo-skutkowych. Ma to istotne znaczenie w przypadku oparcia badań na małych liczebnych szeregach czasowych, gdy systemowa estymacja parametrów modeli strukturalnych większych subsystemów gospodarczych okazuje się niemożliwa lub uzyskane na jej podstawie wyniki są niestabilne. Po trzecie, niewielkie rozmiary modeli BEER umożliwiają zastosowanie procedur kointegracyjnych. Badanie skointegrowania zmiennych ma obecnie charakter standardowy, gdyż w warunkach niestacjonarności zmiennych redukuje ryzyko oparcia analiz na regresjach pozornych i pozwala na podział związków zachodzących pomiędzy zmiennymi na te, które określają warunki równowagi w próbie, oraz te, które opisują przebieg procesów dostosowawczych w krótkim okresie (np. Welfe, 2003; Majsterek, 2004).

Modele BEER mają charakter otwarty w tym sensie, że sposób włączenia do analizy oczekiwań kursowych i zmian premii za ryzyko nie jest rozstrzygnięty *a priori*. Z jednej strony taka sytuacja wymusza podjęcie głębszych badań nad modelowanym systemem oraz sformułowanie i empiryczną weryfikację hipotez badawczych o determinantach kursu walutowego. Z drugiej jednak strony – może prowadzić do skonstruowania systemu, którego ostateczna postać będzie zależała w zbyt dużym stopniu od nieostrych kryteriów wyboru zmiennych fundamentalnych.

Rozwijając ostatni wątek, należy wskazać, że w empirycznych zastosowaniach metodologii BEER najczęściej konstruuje się modele kursów realnych deflowane indeksami cen konsumenta (CPI). Oznacza to, że ograniczenie listy zmiennych objaśniających do aproksymant oczekiwań kursowych i dysparytetu stóp procentowych już nie wystarcza. Rozszerzenia modelu polegają więc, standardowo, na uwzględnieniu efektu Balassy-Samuelsona. Jednak i takie rozwiązanie często okazuje się niewystarczające ze względu na niespełnienie warunku skointegrowania zmiennych. Model uzupełnia się wówczas zmiennymi aproksymującymi tzw. czynniki popytowe, komplementarne wobec efektu Balassy-Samuelsona.

Nasz sceptycyzm wobec celowości zastosowania powyższej procedury w modelowaniu realnego kursu walutowego złoty/euro wynika stąd, że uwzględnienie w modelu zmiennych reprezentujących wszystkie potencjalne przyczyny odchylenia od ścieżki zgodnej z PPP może prowadzić do stworzenia systemu modelu z nadmierną liczbą parametrów. Takie rozwiązanie wpisywałoby się, oczywiście, w strategię modelowania FGTS. Można zatem argumentować, że przeprowadzenie sekwencji testów statystycznych powinno doprowadzić do uzyskania, równoważnej względem obserwacji, symplifikacji modelu wyjściowego i tym samym do wskazania najważniejszych przyczyny średnio- i krótkookresowego niedopasowania kursu. Polemika z takim wnioskiem jest bezcelowa, gdy problem konstrukcji modelu BEER rozważamy w sferze koncepcji. Perspektywa zmienia się jednak, gdy strategię FGTS zastosujemy w przypadku, w którym dostępne szeregi czasowe są stosunkowo krótkie, a definicje i szacunki zmiennych objaśniających budzą wątpliwości. Na końcu takiego rozumowania musi pojawić się pytanie o konkluzywność wyników estymacji i wnioskowania statystycznego. W szczególności nie można wykluczyć, że ocena skali efektu Balassy-Samuelsona może być obciążona nie tylko na skutek nakładania się na niego efektu Baumola-Bowena, obecności w koszyku konsumenta cen regulowanych lub niespełnienia hipotezy PPP na poziomie cen towarów wymiennych, ale również w konsekwencji włączenia do modelu arbitralnie wyselekcjonowanych czynników popytowych. Argumentację można odwrócić: ze względu na niedostateczną ilość informacji w próbie, a więc niemożność uznania oszacowań parametrów za zobiektywizowane na gruncie częstościowej definicji prawdopodobieństwa, „stabilny” związek kursu realnego ze zmiennymi reprezentującymi wahania popytu może być konsekwencją arbitralnego podziału gospodarki na sektory produkujące towary wymienne i niewymienne.

Wnioski płynące z powyższej dyskusji są jasne: punktem wyjścia analizy ekonometrycznej kursu złoty/euro powinna być weryfikacja hipotezy PPP dla indeksów cen w sektorze *tradables*, a w przypadku jej od-

rzucenia – konstrukcja modelu rozszerzonego o zmienne średniokresowe, spełniającego warunek skointegrowania zmiennych. Dopiero w następnym kroku należy podejmować badania kursu realnego definiowanego dla ogólnych indeksów cen (CPI lub deflatora PKB). W empirycznej części opracowania koncentrujemy się na dwóch pierwszych problemach.

2. Wstępna analiza systemu kursu walutowego: PPP i UIP

Wykorzystanie modelu BEER w analizie kursu złoty/euro oznacza, że badaniem należy objąć jego związki z ocenkami kursowymi, realnymi stopami procentowymi krajowymi i w strefie euro oraz nieobserwowalną premią za ryzyko. Na wstępnym etapie badań – w celu zidentyfikowania podstawowych własności subsystemu kursu walutowego – przeprowadzono więc kointegracyjną analizę modelu parytetu siły nabywczej walut i hipotezy nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych.

2.1. Metodologia

Skointegrowanie zmiennych badano w ramach wektorowego modelu korekty błędem (ang. *vector error correction model*, VEC, Johansen, 1995; także: Majsterek, 2004):

$$\Delta \mathbf{y}_{(k)t} = \mathbf{y}_{(k)t-1} \mathbf{B} \mathbf{A}^T + \sum_{s=1}^S \Delta \mathbf{y}_{(k)t-s} \Gamma_s + \mathbf{d}_{(j)t} \mathbf{D} + \mathbf{u}_{(k)t} \quad (13)$$

gdzie:

\mathbf{y} – wektor obserwacji K zmiennych endogenicznych w okresie t ,

\mathbf{d} – wektor obserwacji J zmiennych deterministycznych (najczęściej wyraz wolny, trend deterministyczny, zmienne polityki gospodarczej i sztuczne),

\mathbf{B} – macierz R ortogonalnych wektorów kointegrujących definiujących relacje równowagi,

\mathbf{A} – macierz dostosowań do trajektorii równowagi,

Γ – macierz parametrów krótkookresowych,

\mathbf{D} – macierz parametrów związanych ze zmiennymi deterministycznymi,

\mathbf{u} – wektor składników losowych $k = 1, \dots, K$,

$j = 1, \dots, J, s = 1, \dots, S, t = 1, \dots, T$.

Korzyści wynikające z zastosowania modelu VEC są powszechnie znane: system (13) umożliwia jednoczesną analizę związków równowagi dynamicznej \mathbf{B} , estymację parametrów dostosowań do ścieżek równowagi \mathbf{A} oraz estymację parametrów krótkookresowych Γ . Aplikacyjna atrakcyjność modeli VEC wynika również z możliwości statystycznej weryfikacji hipotez przyjętych na etapie strukturalizacji związków równowagi z możliwością oddzielenia estymacji wektorów kointegrujących od kwantyfikacji parametrów dostoso-

wań krótkookresowych (np. Pesaran i Shin, 2002) i statystycznej weryfikacji hipotez przyjętych na etapie strukturalizacji związków równowagi:

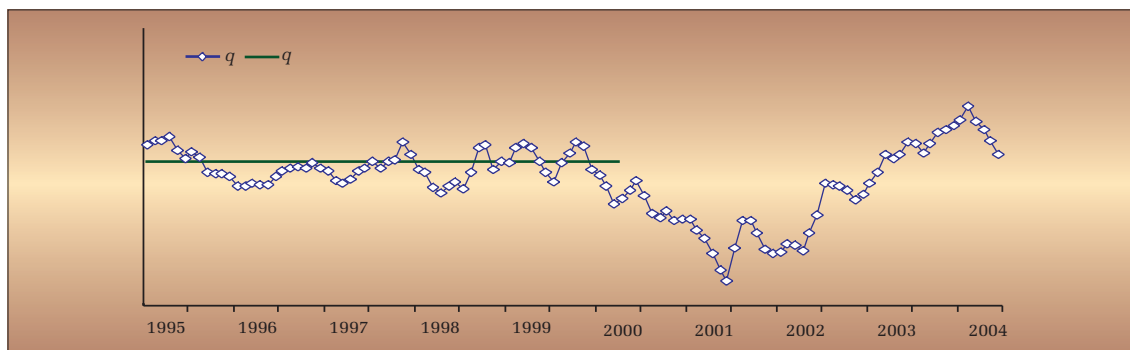
$$\Delta \mathbf{y}_{(k)t} = \mathbf{y}_{(k)t-1} \mathbf{B}^* \mathbf{A}^{*T} + \sum_{s=1}^S \Delta \mathbf{y}_{(k)t-s} \Gamma_s + \mathbf{d}_{(j)t} \mathbf{D} + \mathbf{u}_{(k)t} \quad (14)$$

gdzie składowe macierzy strukturalnych wektorów kointegrujących \mathbf{B}^* mają interpretację ekonomiczną.

Zastosowanie procedur kointegracyjnych w analizie kursu złoty/euro może prowokować krytykę, w ramach której można, rutynowo, wskazywać na małą ilość informacji w wykorzystanych szeregach czasowych oraz potencjalne obciążenia wyników empirycznych powodowane przez tzw. zmiany strukturalne. Istotnie próba statystyczna musi wystarczyć do identyfikacji i kwantyfikacji związków kursu walutowego ze zmiennymi fundamentalnymi. Ze względu na objęcie badaniem stosunkowo krótkiego okresu wyniki analizy ekonometrycznej mogą budzić wątpliwości, które będą tym większe, im większe znaczenie zostanie przypisane liczebności szeregów czasowych. Shiller i Perron (1985) wskazują ponadto, że oparcie badań na szeregach czasowych o wyższej częstotliwości nie musi spowodować przyrostu informacji o składniku długookresowym w analizowanej relacji kointegrującej. Powyższych zastrzeżeń nie wolno lekceważyć, ale można wskazać na te cechy modelowanego systemu, które wyraźnie łagodzą ich znaczenie. W szczególności, przyjęte przez nas założenie o dostatecznej ilości informacji w miesięcznych szeregach czasowych jest równoważne twierdzeniu, że dynamika procesów dostosowawczych była w rozważanym okresie wystarczająco duża, by zdominować zakłócenia generowane przez otoczenie kursu walutowego i pozwolić jednocześnie na identyfikację związków równowagi, wokół których te dostosowania przebiegały. Argumenty przemawiające za takim rozumowaniem są naszym zdaniem równie przekonujące, jak twierdzenie o niedostatecznej liczebności szeregów czasowych.

Problem zmian strukturalnych w badaniach ekonometrycznych jest natomiast pozorny i wynika najczęściej z „automatycznego” utożsamiania zmian instytucjonalnych ze zmianami relacji zachodzących pomiędzy kategoriami ekonomicznymi. Po pierwsze, większość zmian zachodzących w systemie walutowym można bez wątplenia interpretować w kategoriach krótkookresowych dostosowań do warunków równowagi (macierz \mathbf{A}^*), niemających wpływu na oszacowania parametrów długookresowych (macierz \mathbf{B}^*). Po drugie, nieuwzględnienie w modelu głębszego „szoku strukturalnego” musi prowadzić do błędów specyfikacji, na które wskażą odpowiednie testy statystyczne. Jest oczywiste, że konsekwencją takiej sytuacji muszą być stosowne zmiany postaci modelu lub wykorzystanie odpowiednich metod analizy ekonometrycznej (m.in. filtru Kalmana i (lub) modeli gładkiego przejścia STAR).

Wykres 1 Realny kurs złoty/euro



2.2. Parytet siły nabywczej walut

W modelu PPP indeks cen w sektorze *tradables* jest aproksymowany przez deflator produkcji w przemyśle przetwórczym, który jest jednoznacznie zaliczany do sektora produkującego towary wymienne w niemal wszystkich empirycznych badaniach efektu Balassy-Samuelsona. Taki wybór zmiennych może budzić zastrzeżenia z dwóch powodów. Po pierwsze, można wskazywać, że definicja cen towarów wymiennych, w której są one utożsamiane z cenami produkcji w przemyśle przetwórczym, jest nadmiernym uproszczeniem, i zgłosić zastrzeżenia podobne do formułowanych w odniesieniu do empirycznych badań efektu Balassy-Sam-

uelsona, a dotyczące kryteriów podziału gospodarki na homogeniczne sektory *tradables* i *non-tradables*. Po drugie, wykorzystanie cen towarów wymiennych jako warunku pozytywnej weryfikacji hipotezy PPP można położyć w wątpliwość ze względu na potencjalną obecność dwóch mechanizmów: oddziaływania cen towarów niewymiennych na ceny towarów wymiennych i niemożność skonstruowania systemu „oczyszczonego” z oddziaływania cen w sektorze *non-tradables* (np. Rawdanowicz, 2004) oraz występowania tendencji, których przyczynami są: wzrost jakości produktów krajowych i zmiany preferencji konsumentów (prowadzące do wzrostu krajowych cen towarów wymiennych, por. Egert i Lommatsch, 2003). Katalog problemów można

Tabela 1a Model PPP: oszacowania parametrów

Wariant		b	p	p*	LM(p-val)
1	LT	1	-1,874 (-11,3)	1,825 (3,5)	-
	ECT	0,035 (1,1)	0,033 (5,8)	0,006 (1,7)	
2	LT	-0,506 (-8,5)	1	-1,019 (4,6)	0,114
	ECT	-	0,047 (-6,3)	-	

Uwaga: w wariantcie 2 nałożono restrykcje słabej egzogeniczności r^*

Tabela 1b Model PPP: testy kointegracji

Hipoteza	Trace	Trace*	Max	Max*
		K = 0		
r = 0	50,32	32,27	39,54	20,05
r = 1	10,78*	17,98	8,54*	13,91
r = 2	2,24	7,56	2,24	7,56
		K = 1		
r = 0	39,22	22,76	36,99	16,74
r = 1	2,24*	10,50	2,24*	10,50

Uwaga: przestrzeń kointegracyjna zawiera wyraz wolny; wartości krytyczne podano dla poziomu istotności wynoszącego 0,10; K – liczba zmiennych słabo egzogenicznych.

Tabela 2 Model UIP: testy kointegracji

	Trace	Trace*	Max	Max*
Hipoteza	bez restrykcji symetrii (a)			
r = 0	28,31	32,27	21,15	20,05
r = 1	7,16	17,98	4,68*	13,91
r = 2	2,48	7,56	2,48	7,56
Hipoteza	bez restrykcji symetrii (b)			
r = 0	41,76	39,76	27,64	23,44
r = 1	14,11*	23,34	11,66*	17,23
r = 2	2,45	10,66	2,45	10,66
Hipoteza	z restrykcją symetrii (a)			
r = 0	9,68	17,98	6,96	13,91
r = 1	2,72	7,56	2,72	7,56
Hipoteza	z restrykcją symetrii (b)			
r = 0	13,29	23,34	10,33	17,23
r = 1	2,96	10,66	2,96	10,66

Uwagi: symbol (a) oznacza, że przestrzeń kointegracyjna zawiera wyraz wolny, (b) – przestrzeń kointegracyjna zawiera wyraz wolny i trend deterministyczny; wartości krytyczne podano dla poziomu istotności 0,10.

poszerzyć o tzw. naturalną aprecjację walut, wiążącą wzmocnienie kursu urealnianego cenami *tradables* z szybkim wzrostem wydajności pracy oraz dostosowaniami kursu rynkowego wynikającymi z jego niedowartościowania na początku procesu transformacji (Halpern i Wyplosz, 1996).

Powyższe wątpliwości wskazują, że w przypadku kursu realnego walutowego deflowanego cenami produkcji w przemyśle przetwórczym należałoby się spodziewać wyraźnego, choć niekoniecznie silnego, trendu aprecjacyjnego. Analiza przebiegu kształtowania się realnego kursu złoty/euro w okresie styczeń 1995 r. – czerwiec 2004 r. nie daje podstaw do postawienia takiej hipotezy. W latach 1995–1999 i 2003–2004 kurs złotego charakteryzował się krótkookresowymi oscylacjami wokół stałego poziomu, co wskazuje na możliwość spełnienia hipotezy PPP, podczas gdy w latach 2000–2002 występował wyraźny wzrost wartości złotego (wykres 1).

Z powyższej perspektywy wyniki analizy kointegracyjnej systemu obejmującego nominalny kurs walutowy złoty/euro oraz deflatory produkcji w przemyśle przetwórczym w Polsce i strefie euro są o tyle zaskakujące (tabela 1), że jednoznacznie wskazują na możliwość zidentyfikowania w okresie lipiec 1995 r. – czerwiec 2004 r. następującego warunku równowagi (w nawiasach wartości ilorazów)³:

$$b = 1,874p - 1,825p^* + 1,371 \quad (15)$$

(11,3) (-3,5) (-99,1)

Co więcej, powyższe wyniki są zgodne z rezultatami otrzymywanymi w badaniach dla innych krajów (np. MacDonald i Marsh, 1999): oceny elastyczności związane z cenami krajowymi i zagranicznymi mają

właściwe znaki i przekraczają implikowane przez teorię wartości jednostkowe.

Własności systemu (15) są nieakceptowane z dwóch powodów. Po pierwsze, obecność wektora kointegrującego może być interpretowana na korzyść modelu PPP, gdyż oceny parametrów związanych z cenami przejmują efekty pojawiające się na skutek niespełnienia restrykcyjnych założeń z modelu teoretycznego. Jednak samo występowanie związku równowagi nie rozwiązuje problemu modelowania kursu realnego. Ten ostatni jest definiowany przy jednostkowych elastycznościach, podczas gdy warunek homogeniczności jest w modelu (15) jednoznacznie odrzucany przez testy. Po drugie, analiza parametrów macierzy dostosowań prowadzi do równie klarownego wniosku, że kurs walutowy jest w rozważanym systemie zmienną słabo egzogeniczną. Oznacza to, że jego krótkookresowe dostosowania muszą przebiegać wokół inaczej zdefiniowanej trajektorii równowagi.

Wnioski są inne, gdy rozważymy model PPP jako system definiujący warunki równowagi dla cen w sektorze *tradables*. Normalizacja wektora kointegrującego względem p prowadzi do następującego związku długookresowego:

$$p = 0,974p^* + 0,534b - 0,731 \quad (15a)$$

(4,5) (9,2) (9,2)

i daje mocne podstawy do twierdzenia, że model PPP jest właściwym punktem odniesienia przy konstrukcji równania cen producenta.

2.3. Nieubezpieczony parytet stóp procentowych ze stałą premią za ryzyko

Rozszerzenie badań na hipotezę nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych jest kłopotliwe ze względu na

³ Wyniki podajemy dla modelu VEC z trzema opóźnieniami. Zwiększenie horyzontu opóźnień pozostaje bez wpływu na wyniki testów kointegracji i tylko nieznacznie zmienia oszacowania parametrów.

niedostępność spójnych danych o oczekiwaniach inflacyjnych w strefie euro i wynikającą stąd niemożność zdefiniowania w pełni porównywalnych realnych stóp procentowych *ex ante*. Dostępne obecnie szeregi dotyczące oczekiwań inflacyjnych w strefie euro są zbyt krótkie, a konstruowanie „ważonych” oczekiwań inflacyjnych przed 1999 r. na podstawie danych dla krajów członkowskich nie wydaje się właściwe ze względu na niższą wiarygodność większości narodowych banków centralnych w obniżaniu inflacji w porównaniu z wiarygodnością Europejskiego Banku Centralnego.

Przyjęte rozwiązanie polegało zatem na założeniu statycznych oczekiwań inflacyjnych równych stopie inflacji definiowanej dla cen produkcji w przemyśle przetwórczym (π); wówczas:

$$R_t = (100 + I_t) / (100 + \pi_t) \quad (16)$$

gdzie I oznacza nominalną stopę procentową, aproksymowaną dalej przez trzymiesięczne stopy rynku międzybankowego WIBOR i LIBOR EUR.

Model UIP zweryfikowano na dwa sposoby, w pierwszym przyjmując założenie o jednakowej reakcji kursu realnego na zmiany krajowych i zagranicznych realnych stóp procentowych, w drugim zaś dopuszczając ich asymetrię. Wyniki testów kointegracji (tabela 2) wskazują, że niezależnie od horyzontu opóźnień nie jest możliwa identyfikacja warunków równowagi w modelach z restrykcją symetrii. Uchylenie tej ostatniej daje podstawy do kwantyfikacji jednego wektora kointegrującego w modelu VEC zawierającym w przestrzeni kointegracyjnej wyraz wolny i trend deterministyczny. Wyniki estymacji:

$$q = -10,101r + 71,540r^* + 0,015t - 0,337 \quad (17)$$

(-2,6) (5,0) (3,0)

są jednak nieakceptowalne.

3. Model realnego kursu złoty/euro: hipotezy i analiza kointegracyjna

Wyniki analizy kointegracyjnej modelu PPP wskazują na istnienie przesłanek przemawiających za przyjęciem *wstępnie* założenia, że wahania oczekiwań kursowych są zgodne z trajektorią wyznaczaną przez parytet siły nabywczej walut (w wersji relatywnej). Takie podejście umożliwia ograniczenie badań do węższego modelu BEER (12).

Otwarta pozostaje jednak kwestia właściwej aproksymacji premii za ryzyko. Wiąże się z tym dwa dość istotne problemy.

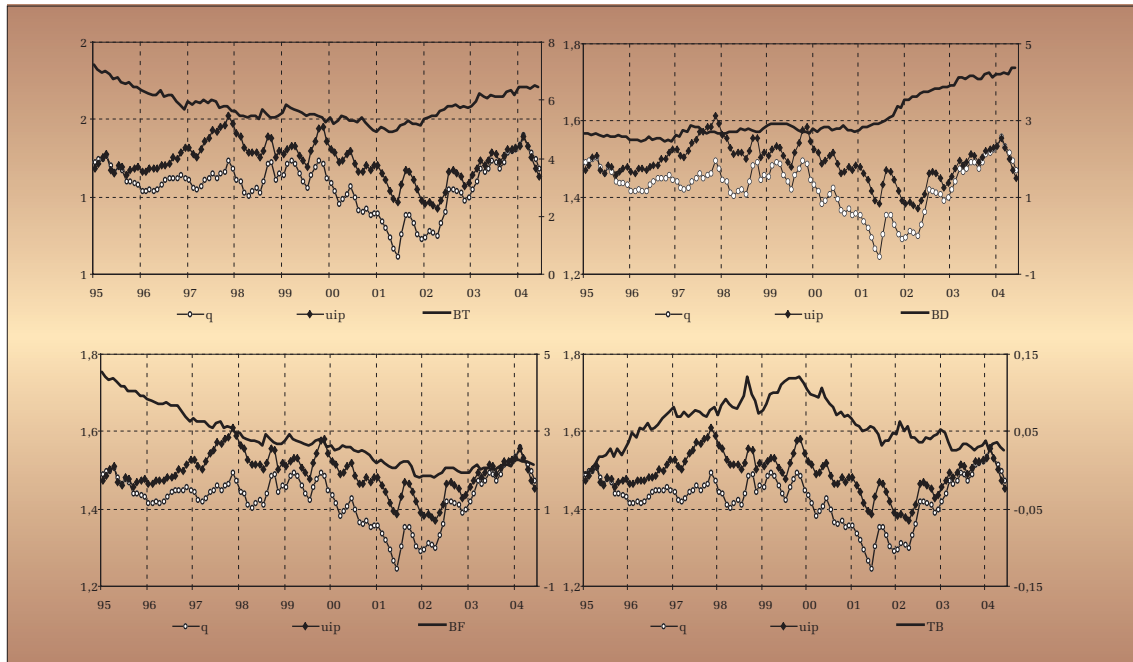
Po pierwsze, selekcja zmiennych reprezentujących premię za ryzyko ma charakter *stricte* empiryczny. Stosunkowo rzadko spotykane w literaturze zalecenie dotyczące doboru zmiennych reprezentujących ryzyko kursowe koncentrują się na analizie sytuacji fiskalnej

i akcentują zazwyczaj rolę zadłużenia ogółem lub zadłużenia sektora rządowego. We wszystkich przypadkach rozszerzenie modelu o określone zmienne ma charakter hipotezy badawczej, która podlega testowaniu w ramach zespołu hipotez (85) - (96). W szczególności, Clark i MacDonald (1999) wykorzystują w analizie kursów efektywnych dolara USA, jena japońskiego i marki niemieckiej relację krajowego i zagranicznego udziału zadłużenia sektora rządowego w PKB (dla lira włoskiego: Giorgianni, 1997). Podkreślają jednocześnie, że taki wybór, będący jednym z wielu możliwych, jest podyktowany przez zgodne z oczekiwaniami wyniki uzyskiwane w analizach kursów walutowych wybranych krajów. Wskazują przy tym, że alternatywne reprezentacje premii za ryzyko nie prowadzą do poprawy „precyzji wyników”. Zbliżone rozwiązanie przyjmuje Przystupa (2002). W modelu nominalnego kursu złotego wobec dolara USA, opartym na hipotezie UIP, zmiennymi aproksymującymi premię za ryzyko są deficyt budżetowy, bezpośrednie inwestycje zagraniczne oraz eksport netto (Przystupa, 2002, s. 3). Wątpliwości, które budzi zaproponowane rozwiązanie, mają charakter metodologiczny. W szczególności nie jest do końca jasne, na czym polega korekta deficytu budżetowego, inwestycji zagranicznych i eksportu netto o „lukę produkcyjną”. Wyniki estymacji nie obejmują testów kointegracji rozstrzygających o zgodności modelu empirycznego z własnościami procesu generującego dane. Nie jest również jasne, dlaczego w modelu empirycznym uchylono restrykcję jednostkowej elastyczności wiążącej kurs bieżący z oczekiwaniami kursowymi i jaki jest wpływ takiego rozwiązania na ocenę parametrów związanych z aproksymantami ryzyka.

Po drugie, wykorzystanie w badaniu danych miesięcznych sprawia, że skrajnie trudne jest spełnienie postulatu, by wszystkie zmienne były ujmowane jako wielkości relatywne. Waga tego problemu jest w naszej opinii jednak mniejsza, gdy rozważania koncentrują się na pomiarze ryzyka w modelu kursu złotego, a punktem odniesienia jest gospodarka strefy euro. W takim przypadku dopuszczalne wydaje się założenie, że wahania ryzyka w „kraju odniesienia” są na tyle małe, że ich ostateczny wpływ na zmienność relatywnej miary ryzyka będzie niewielki lub postawienie ostrzejszej tezy, iż zmiany ryzyka walutowego w strefie euro mogą nie mieć związku z ryzykiem związanym z inwestycjami w Polsce dopóty, dopóki złoty nie jest postrzegany jako „pełnoprawny” substytut walut dominujących w rozliczeniach międzynarodowych.

Przyjęcie założenia o asymetrii oddziaływania ryzyka walutowego na kurs złoty/euro, pozwala ograniczyć poszukiwania aproksymant premii za ryzyko do zbioru zmiennych krajowych. Hipotezy, które wstępnie poddano weryfikacji, uwzględniają średniookresowe związki kursu realnego z sytuacją w sektorze fiskalnym i bilansie płatniczym. W szczególności rozważono

Wykres 2 Aproksymanty premii za ryzyko: zadłużenie i deficyt handlowy



udziały w PKB zadłużenia ogółem Skarbu Państwa (*BT*), zadłużenia krajowego Skarbu Państwa (*BD*) i zadłużenia zagranicznego Skarbu Państwa (*BF*) oraz udział salda handlowego bilansu płatniczego (*TB*)⁴. Wybór trzech pierwszych zmiennych sugerują – pośrednio – wyniki cytowanych wyżej badań empirycznych, podczas gdy objęcie analizą salda handlu zagranicznego ma charakter hipotezy badawczej.

Selekcji zmiennych dokonano porównując kształtowanie się realnego kursu złotego z wyróżnionymi aproksymantami premii za ryzyko. W okresie objętym

badaniami nastąpiła zmiana systemu walutowego, polegająca na wprowadzeniu w kwietniu 2000 r. kursu płynnego. Niejednorodność modelowanego systemu daje zatem podstawy do przyjęcia intuicyjnie zrozumiałego założenia, zgodnie z którym związek ryzyka z kursem walutowym powinien być stosunkowo słaby w pierwszej części próby, gdy interwencje walutowe były podejmowane nawet wewnątrz pasma dopuszczalnych wahań, a wzrosnąć dopiero po pełnej liberalizacji rynku walutowego.

Wnioski płynące z analizy graficznej (wykres 2) wskazują, że objaśnienie reszt z równania $uip = q - r + r^*$ za pomocą rozważanych aproksymant ryzyka jest problematyczne. Wyniki testów kointegracji obejmujących kurs realny (model PPP) lub kurs realny skorygowany

⁴ Zmienną *TB* zdefiniowano jako iloraz różnicy między importem i eksportem a PKB w cenach bieżących, zaś miesięczne szacunki PKB wyznaczono w ramach metodologii zaproponowanej w pracy Welfe i Kelm (1995). Ze wszystkich zmiennych usunięto komponent sezonowy za pomocą procedury Tramo/Seats.

Tabela 3 Selekcja aproksymant ryzyka: liczba wektorów kointegrujących i relacje równowagi (I)

Aproksymanta ryzyka	Model PPP		Model UIP	
	Trace	Max	Trace	Max
BT	0	0	0	0
BD	0	0	0	0
TB	0	0	0	0
	1	1	1	1
BF	LT: $q = 0,121 BFX + 1,186$ (5,5) (21,1)		LT: $uip = 0,166 BFX + 1,147$ (4,2) (11,6)	
	ECT(<i>q</i>) = -0,027 (-1,0)		ECT(<i>uip</i>) = -0,027 (-1,6)	
	ECT(<i>BFX</i>) = 0,398 (3,7)		ECT(<i>BFX</i>) = 0,217 (2,8)	

Uwaga: w nawiasach podano wartości ilorazów *t*.

Wykres 3 Aproksymanty premii za ryzyko: zadłużenie krótkoterminowe i deficyt budżetu państwa

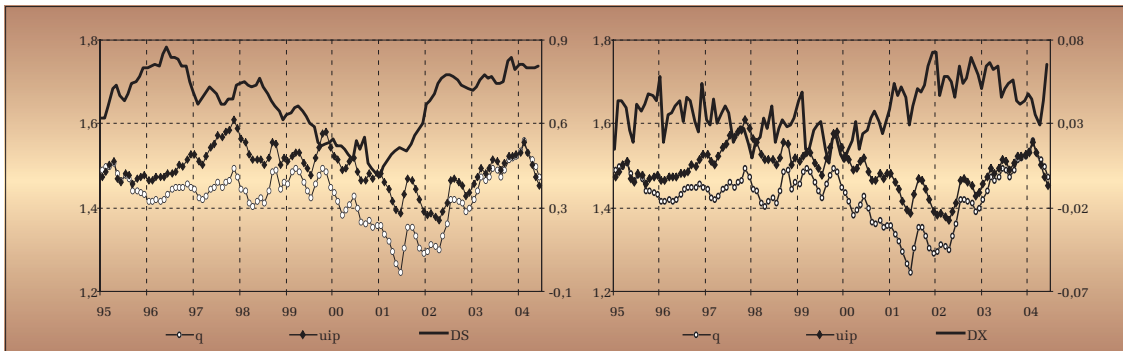


Tabela 4 Selekcja aproksymant ryzyka: liczba wektorów kointegrujących i relacje równowagi (II)

Aproksymanta ryzyka	Model PPP		Model UIP	
	Trace	Max	Trace	Max
DS	0	1	1	1
	$LT: q = 0,550 DS + 1,086$ <small>(4,5) (14,1)</small>		$LT: uip = 0,292 DS + 1,316$ <small>(2,6) (18,4)</small>	
	$ECT(q) = -0,140 (-3,8)$		$ECT(uip) = -0,130 (-3,4)$	
	$ECT(DS) = 0,000 (0,0)$		$ECT(DS) = -0,041 (-0,7)$	
DX	2	0	1	1
	-		$LT: uip = -2,924 DX + 1,604$ <small>(5,2) (72,8)</small>	
	-		$ECT(uip) = -0,040 (-0,7)$	
	-		$ECT(DX) = -0,122 (-3,9)$	

Uwaga: w nawiasach podano wartości ilorazów t.

o dysparytet stóp procentowych (model UIP) oraz (odzielnie) zadłużenie ogółem Skarbu Państwa, zadłużenie krajowe lub saldo handlowe nie są zatem zaskakujące: identyfikacja wektorów kointegrujących nie jest możliwa (tabela 3).

Inaczej jest w przypadku rozszerzenia modeli PPP i UIP o zadłużenie zagraniczne Skarbu Państwa (warian *BF*). Przyjęcie takiego rozwiązania podważają jednak wyniki testów słabej egzogeniczności, które jednoznacznie wskazują, że zarówno w modelu PPP, jak i UIP parametry korekty błędem ECT nie różnią się statystycznie istotnie od zera, co jest równoważne ze słabą egzogenicznością kursu walutowego. Powyższy wynik nie jest zaskakujący, gdyż model VEC obejmujący zadłużenie zagraniczne zawiera *implicite* założenie, że korekty struktury portfeli inwestycyjnych będą się pojawiać nawet wtedy, gdy źródłem zmiany proporcji rządowego skarbowego długu zagranicznego i PKB są wyłącznie wahania kursu nominalnego. W takim rozumowaniu pomija się zatem przynajmniej dwa elementy. Po pierwsze, w warunkach wolniejszych reakcji eksportu

i importu na szoki kursowe, skoncentrowanie analizy na zależności między zadłużeniem zagranicznym a kursem realnym może prowadzić do skonstruowania systemu o własnościach wybuchowych. Wzrost kursu będzie zwiększał udział zadłużenia zagranicznego w PKB, co z kolei wywoła dalszy wzrost kursu nominalnego. Po drugie, wzrost zadłużenia zagranicznego nie musi być interpretowany jako wzrost ryzyka walutowego, o ile inwestorzy postrzegają wahania kursu walutowego jako zjawisko przejściowe.

Ostatni punkt w dyskusji nad rolą proporcji zadłużenia zagranicznego Skarbu Państwa do PKB daje podstawy do przeformułowania problemu aproksymacji premii za ryzyko. Podstawową przyczyną nieakceptowalnych wyników empirycznych może być kierunek związku przyczynowo-skutkowego, w którym zmiany ryzyka walutowego są funkcją wybranych makrozmiennych. Tymczasem równoprawnym rozwiązaniem jest odwrócenie kierunku zależności przyczynowej i wybór zmiennych, których przebieg powinien odzwierciedlać zmiany premii za ryzyko. Analizę skoncentrowano za-

Tabela 5 *Model (18): testy kointegracji*

Hipoteza	Trace	Trace*	Max	Max*
$r = 0$	97,15	72,77	39,87	32,17
$r = 1$	57,28	50,53	25,93*	26,12
$r = 2$	31,35*	32,27	19,62**	20,05

Uwaga: przestrzeń kointegracyjna zawiera wyraz wolny; wartości krytyczne podano dla poziomu istotności wynoszącego 0,10.

Tabela 6 *Model (19): testy kointegracji*

Hipoteza	Trace	Trace*	Max	Max*
$r = 0$	117,77	99,02	42,21	38,16
$r = 1$	75,56	72,77	27,42*	32,17
$r = 2$	48,14*	50,53	24,19	26,12

Uwaga: przestrzeń kointegracyjna zawiera wyraz wolny; wartości krytyczne podano dla poziomu istotności wynoszącego 0,10.

tem na dwóch dodatkowych kategoriach: udziale zadłużenia krótkoterminowego Skarbu Państwa w PKB oraz udziale deficytu budżetu państwa w PKB.

W pierwszym przypadku przyjęto hipotezę, zgodną z którą wzrost zadłużenia wynikający ze zwiększonej emisji bonów skarbowych (*DS*), wskazuje na narastające problemy w finansowaniu bieżących wydatków budżetu lub spadek zaufania inwestorów do rządowych skarbowych papierów wartościowych o dłuższym terminie wykupu. Problem można również ująć od strony emitenta: bezpieczniejszym sposobem finansowania budżetu jest sprzedaż papierów długoterminowych, wobec czego emisja bonów skarbowych będzie się zwiększać głównie wtedy, gdy przy ustalonych stopach procentowych pojawi się bariera popytu na obligacje. Istotnym uzupełnieniem powyższego rozumowania jest założenie, że skutki spadku ryzyka mogą pojawić się z pewnym opóźnieniem, co odpowiadałoby sytuacji, w której większe inwestycje długoterminowe są podejmowane dopiero wtedy, gdy obniżka ryzyka jest oceniana jako względnie trwała.

W przypadku relacji deficytu budżetu państwa do PKB (*DX*)⁵ argumentacja może być przedstawiona na dwóch płaszczyznach. Po pierwsze, dodatnia korelacja między nadwyżką wydatków budżetowych a przewartościowaniem złotego może wynikać z nadwyżkowego popytu na pieniądź krajowy ze strony sektora rządowego. Interpretacja takiego mechanizmu w krótszym okresie jest możliwa w ramach modelu Mundella-Fleminga. Po drugie, interpretacja związków pomiędzy deficytem budżetu państwa a kursem walutowym może nawiązywać do mechanizmu rozważanego w odniesieniu do krótkookresowego zadłużenia Skarbu Państwa. Przy założeniu, że w okresie objętym analizą deficyt budżetowy jest podtrzymywany, większość wydatków budżetowych ma sztywny charakter a tempo zmian strukturalnych po stronie wydatkowej jest niewielkie, można sformułować hipotezę, że wzrost ryzyka walutowego będzie prowadził do ograniczenia źródeł finansowania i ostatecznie obniżki deficytu.

Wstępna analiza zmienności zadłużenia krótkookresowego i deficytu budżetowego (wykres 3) oraz wyniki testów kointegracji (tabela 4) wskazują na możliwość identyfikacji warunków równowagi wiążących te zmienne z kursem walutowym skorygowanym o dysparytet stóp procentowych (wariant UIP). Jednocześnie zastąpienie długu zagranicznego zadłużeniem krótkoterminowym prowadzi do skonstruowania systemu, w którym dostosowania krótkookresowe kursu przebiegają wokół zdefiniowanej dla niego trajektorii równowagi, a słabo egzogeniczna jest zmienna reprezentująca wahania ryzyka. Inaczej jest w modelu obejmującym deficyt budżetowy, gdyż kurs pozostaje nadal zmienną słabo egzogeniczną, co może pośrednio uzasadniać tezę, że deficyt należy traktować jako zmienną *stricte* popytową.

Podsumowaniem powyższej dyskusji jest model wektorowej korekty błędem, którego składowymi są realny kurs złoty/euro deflowany indeksem cen produkcji przemysłu przetwórczego (*q*), krajowa realna stopa procentowa (*r*), realna stopa procentowa w strefie euro (*r**), udział zadłużenia krótkoterminowego Skarbu Państwa w PKB (*DS*) oraz udział deficytu budżetu państwa w PKB (*DX*):

$$\mathbf{y}_{(m)} = [q, r, r^*, DS, DX] \quad (18)$$

Wyniki testów kointegracji są niejednoznaczne (tabela 5), gdyż w przypadku testu śladu (*Trace*) wskazują na występowanie dwóch warunków równowagi systemu, podczas gdy wynik testu największej wartości własnej (*Max*) sugeruje obecność tylko jednego wektora

⁵ Zmienną *DX* zdefiniowano jako iloraz różnicy między wydatkami i dochodami budżetu państwa a PKB w cenach bieżących.

ra kointegrującego. Jeżeli jednak zauważymy, że akceptacja nieco wyższego poziomu istotności (0,11 zamiast przyjętej w opracowaniu wartości 0,10) prowadzi także do identyfikacji dwóch wektorów kointegrujących w teście *Max*, to rezultaty rozszerzenia systemu o zmienne *DS* i *DX* oraz uchylenia restrykcji jednostkowej elastyczności wiążących kurs realny i relatywne stopy procentowe komplikują analizę: strukturalizacja długookresowej części modelu VEC wymaga uwzględnienia dodatkowego wektora kointegrującego.

Wstępna analiza wskazuje na możliwość opisu zmienności krajowych stóp procentowych jako funkcji stóp zagranicznych oraz miar ryzyka kursowego uwzględnianych przez władze monetarne przy korektach stóp procentowych banku centralnego. Jedną z potencjalnych zmiennych objaśniających jest wówczas relacja deficytu budżetowego i PKB, której wzrost prowadził do zacieśniania polityki monetarnej. Za równie istotną zmienną, której głębsze wahania mogły wpływać zmiany stóp, należy uznać udział salda obrotów bieżących w PKB (które można przybliżać relacją deficytu handlowego i PKB, *TB*).

Przyjęcie powyższego rozumowania prowadzi do rozszerzenia listy zmiennych:

$$y_{(m)} = [q, r, r^*, DS, DX, TB] \quad (19)$$

Wyniki testów kointegracji są zbliżone do uzyskanych na podstawie poprzedniego modelu (tabela 6). Test śladu wskazuje na obecność dwóch wektorów kointegrujących, a zgodnie z testem największej wartości własnej system kursu walutowego ewoluuje wokół jednej trajektorii równowagi. Wobec nieco lepszych własności pierwszego testu w mniej licznych próbach (np. Lütkepohl, 2004) przyjęto ostatecznie obecność dwóch wektorów kointegrujących. Strukturalizacja modelu VEC wymagała zatem nałożenia 4 restrykcji identyfikujących (*just-identifying*), w tym dwóch restrykcji normalizujących (względem *q* i *r*) oraz dwóch warunków zgodnych z teorią ekonomiczną lub przyjętymi założeniami. Ostatecznie wprowadzono pięć warunków pobocznych, co jest równoważne z obecnością jednej restrykcji niewymuszonej warunkami identyfikacji (*over-identifying*) i umożliwia jednocześnie testowanie poprawności wszystkich restrykcji strukturalizujących.

Przyjęte zostały następujące założenia. Po pierwsze, transmisja efektów związanych z nierównowagą budżetową odbywa się poprzez stopy procentowe, dzięki czemu specyfikacja równania kursu walutowego nie zawiera, dyskusyjnej w świetle wcześniejszych rozważań, aproksymacji czynników popytowych. Po drugie, równanie stóp procentowych jest budowane przy założeniu zrównywania dynamiki stóp krajowych i zagranicznych, a dostosowania polityki krajowych władz monetarnych następują w przypadku pojawienia się poważniejszych napięć po stronie budżetu państwa

(*via* udział deficytu w PKB) i bilansu płatniczego (przez udział deficytu handlowego w PKB). Warunki równowagi są następujące:

$$q = \delta_0^1 + \delta_1^1 r + \delta_2^1 r^* + \delta_3^1 DS + \delta_4^1 TB \quad (20)$$

$$r = \delta_0^2 + \delta_1^2 r^* + \delta_2^2 TB + \delta_3^2 DX \quad (21)$$

Łącznie z restrykcją niewymuszoną warunkami identyfikacji weryfikacji statystycznej poddano hipotezy dotyczące wartości wybranych parametrów oraz hipotezy o słabej egzogeniczności wybranych zmiennych. W szczególności rozważono jednostkową elastyczność związaną ze stopami procentowymi w równaniu kursu walutowego:

$$-\delta_1^1 = \delta_2^1 = 1 \quad (22)$$

oraz wprost proporcjonalną reakcję krajowych stóp procentowych na zmiany stóp zagranicznych:

$$\delta_1^2 = 1 \quad (23)$$

Restrykcje słabej egzogeniczności testowano dla zadłużenia krótkoterminowego (*DS*) i salda handlowego (*TB*), a wstępnej selekcji tych zmiennych dokonano *ex post* na podstawie kryteriów statystycznych (tzn. małych i statystycznie nieistotnie różnych od zera ocen parametrów dostosowań w macierzy).

Oszacowania parametrów związków równowagi (tabela 7) wskazują na zgodny z oczekiwaniami kierunek reakcji realnego kursu złoty/euro i krajowych realnych stóp procentowych na wahania pozostałych zmiennych. Oceny elastyczności w równaniu wiążącym realne stopy procentowe z deficytem budżetu państwa i saldem handlu zagranicznego okazują się jednak wrażliwe na sposób ujęcia w systemie zagranicznych stóp procentowych: wartości oszacowań rosną blisko trzykrotnie po nałożeniu na r^* restrykcji słabej egzogeniczności. Jednocześnie wyniki łącznych testów restrykcji strukturalizujących i słabej egzogeniczności wskazują, że akceptacja systemu z egzogenicznymi stopami zagranicznymi (wariant 2) jest możliwa na poziomie istotności niewiele niższym od przyjmowanego standardowo.

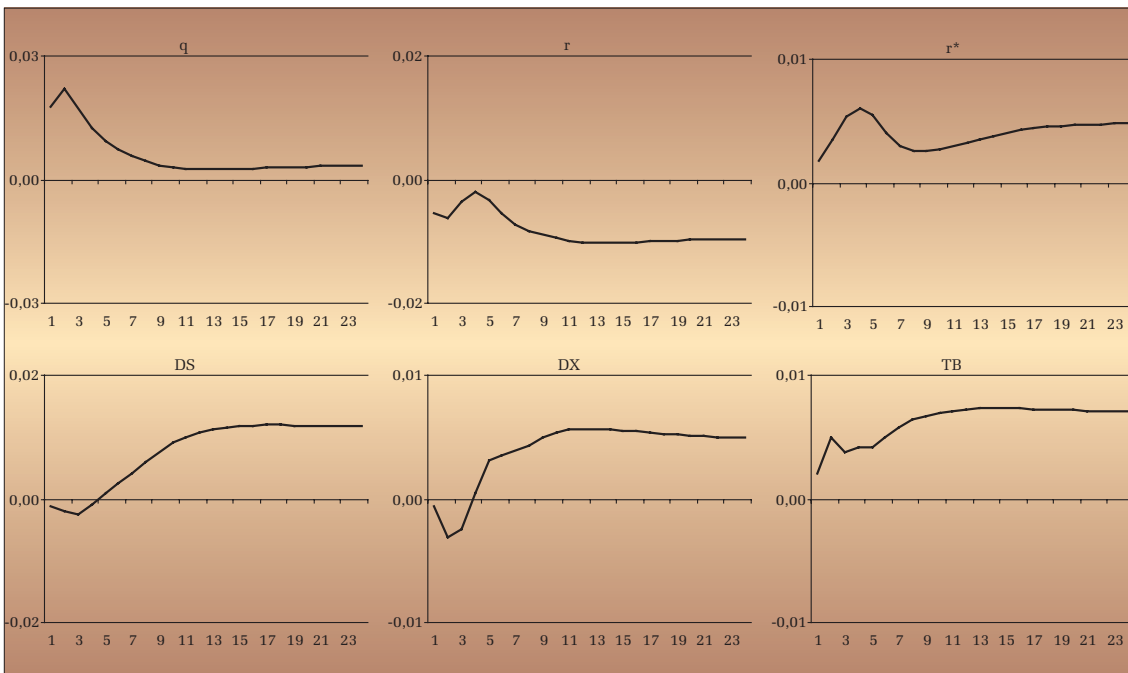
Reakcje systemu kursu walutowego na szoki zbadano ostatecznie w ramach analizy odpowiedzi na impulsy (*generalized impulse response analysis*) na podstawie modelu z restrykcjami egzogeniczności r^* . Za takim rozwiązaniem przemawia istotna przesłanka: wybór modelu bez restrykcji słabej egzogeniczności byłby równoważny założeniu, iż dostosowania zagranicznych stóp procentowych przebiegają wokół trajektorii (20) i (21), co jest trudne do zaakceptowania, gdy te równania (20) i (21) definiują warunki równowagi dla zmiennych „krajowych”.

Tabela 7 Model (19): oszacowania parametrów równowagi

Wariant		b	r	r*	DS	DX	TB	LM
1	LT1	1	1	-1	-0,253 (-3,6)	-	-1,016 (-2,9)	0,330
	LT2	-	1	-1	-	-7,057 (-6,6)	-3,914 (-6,7)	
2	LT1	1	1	-1	-0,242 (-3,5)	-	-1,011 (-2,9)	0,330
	LT2	-	1	-1	-	-21,68 (-6,2)	-9,576 (-4,9)	

Uwaga: w wariancie 2 nałożono restrykcje słabej egzogeniczności r^* .

Wykres 4 Analiza odpowiedzi na impulsy (GIR)



W analizie wpływu polityki fiskalnej na realny kurs złoty/euro najbardziej interesujące są skutki zaburzeń płynących ze strony budżetu państwa (wykres 4). Wyniki symulacji należy uznać za zgodne z oczekiwaniami: impuls pojawiający się ze strony deficytu budżetu państwa przekłada się na krótkotrwałą aprecjację złotego, a transmisja impulsu dokonuje się przez wzrost krajowych stóp procentowych. W dalszym horyzoncie czasowym obserwowany jest trwały spadek wartości złotego. Silniejsze efekty deprecjacyjne pojawiają się w przypadku wystąpienia typowych (co do skali) zaburzeń oddziałujących na zmienne reprezentujące w modelu premię za ryzyko. Skutki wzrostu ryzyka, odzwierciedlane przez wzrost zadłużenia krótkoterminowego *DS*, mają charakter podtrzymany i wywołują najsilniejszą reakcję kursu. Podobny jest rezultat oddziaływania czynników powodujących wzrost deficytu handlowego *TB*, choć w tym przypadku reakcja syste-

mu w dłuższym okresie jest zbliżona do wtórnych efektów zwiększenia deficytu budżetowego. Reakcja szoku oddziałującego na kurs walutowy potwierdza obecność silnego mechanizmu korekty błędem, gdyż horyzont równoważenia systemu wynosi 10-12 miesięcy, a trajektoria kursu realnego tylko nieznacznie przesuwa się w górę.

Podsumowując, wyniki estymacji dają podstawy do sformułowania wniosku o występowaniu w okresie lipiec 1995 r. – czerwiec 2004 r. stabilnej relacji pomiędzy kursem walutowym złoty/euro a zmiennością relatywnych stóp procentowych, wahaniami krótkoterminowego zadłużenia Skarbu Państwa i salda towarowego bilansu płatniczego. Tymczasem wyniki eksperymenty mnożnikowe sugerują, iż czynnikiem najsilniej oddziałującym na okresowe odchylenia kursu walutowego jest proporcja między wartością bonów skarbowych w obiegu a produktem krajowym brutto. Taki re-

zultat można interpretować jako pośrednie potwierdzenie tezy o silnych związkach pomiędzy premią za ryzyko i niedopasowaniem kursu złotego.

Zakończenie

Struktura zaprezentowanego systemu kursu walutowego ma charakter kompromisowy, gdyż celem jego skonstruowania jest identyfikacja czynników odpowiedzialnych, przynajmniej w części, za znaczną aprecjację złotego w latach 2001-2002. Model może być jednak postrzegany jako ilustracja szerszego problemu, którym jest modelowanie kursów walutowych krajów zamierzających przystąpić do ERM II. Niezależnie bowiem od prostoty przyjętych rozwiązań wyniki estymacji i analizy odpowiedzi systemu na bodźce pozwalają na sformułowanie co najmniej trzech dość istotnych wniosków.

Po pierwsze, z akceptacji tezy o oddziaływanie premii za ryzyko na kurs walutowy oznacza jej średniookresowy wpływ na poziom kursu równowagi w oddziaływaniu premii za ryzyko na kurs walutowy wynika bezpośrednio konieczność uwzględnienia wpływu ryzyka w szacunkach kursu równowagi w średnim okresie. Jeżeli zatem uwzględnimy rekomendacje Europejskiego Banku Centralnego, że kurs centralny powinien odzwierciedlać najlepsze z możliwych oszacowanie kursu równowagi w momencie wejścia do mechanizmu ERM II (European Central Bank, 2003), a w jego kalkulacjach powinno być uwzględnione kształtowanie się szerokiej grupy wskaźników ekonomicznych oraz rynkowego kursu waluty krajowej, to oczywista staje się konieczność prowadzenia dalszych badań skierowanych na pełną identyfikację zależności omawianych w opracowaniu. W takim przypadku rozpoznania i empirycznej weryfikacji wymagają mechanizmy oddziałujące na zmiany ryzyka, a to musi się wią-

zać z konstrukcją szerszego modelu kursu walutowego i premii za ryzyko.

Po drugie, istnienie silnej zależności między kursem walutowym urealnionym cenami produkcji w przemyśle przetwórczym (będącymi podstawowym składnikiem cen w sektorze *tradables*) a premią za ryzyko daje podstawy do sformułowania bardzo poważnych zastrzeżeń wobec standardowych podejść wykorzystywanych do oceny skali efektu Balassy-Samuelsona, w których zakłada się spełnienie hipotezy PPP na poziomie cen towarów wymiennych.

Po trzecie, w warunkach znacznego wpływu zmian ryzyka na kurs walutowy złoty/euro można podjąć próbę konstrukcji scenariusza przystąpienia do ERM II, w którym kurs centralny jest ustalany w okresie kształtowania się premii za ryzyko na średniookresowym poziomie. Przyjęcie dodatkowego założenia, zgodnie z którym zmiany ryzyka korespondują z cyklem wyborów parlamentarnych, daje podstawy do twierdzenia, że okresem optymalnym dla ustalenia kursu centralnego jest drugi rok funkcjonowania nowego rządu. Oznaczałoby to, że optymalne „okno” czasowe, w którym powinny nastąpić wprowadzenie złotego do ERM II i integracja walutowa, przypada, odpowiednio, na lata 2006 i 2009 lub 2010 i 2013. Odniesienie powyższych dat do okresu, w którym może nastąpić trwałe wypełnienie pozostałych kryteriów konwergencji nominalnej, prowadzi do wniosku, że przyjęcie euro w końcu bieżącej dekady oznacza konieczność uwzględnienia w szacunkach kursu równowagi potencjalnie większych odchyłeń premii za ryzyko od jej trajektorii średniookresowej. Zwiększy to ryzyko błędnego ustalenia kursu centralnego i może doprowadzić do niespójnych reakcji ze strony polityki monetarnej i fiskalnej na szoki egzogeniczne szoki.

Bibliografia

1. N. Abauf, P. Jorion: *Purchasing Power Parity in the Long Run*. „Journal of Finance” 1990, vol. 45, s. 157-174.
2. G. Chortareas, R. Driver: *PPP and the Real Exchange Rate – Real Interest Differential Puzzle Revisited: Evidence from Non-Stationary Panel Data*. Bank of England Working Paper, 2001, No. 138.
3. P.B. Clark, R. MacDonald: *Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEER's and FEER's*. W: R. MacDonald, J. L. Stein (eds.): *Equilibrium Exchange Rates*. Kluwer Academic Publishers, Boston 1999.
4. J. Crespo-Cuaresma, J. Fidrmuc, R. MacDonald: *The monetary approach to exchange rates in the CEEs*. BOFIT Discussion Papers, 2003, No. 14.
5. F. Diebold, S. Husted, M. Rush: *Real Exchange Rates under the Gold Standard*. „Journal of Political Economy” 1991, vol. 99, s. 1252-1271.
6. R.L. Driver, P.F. Westaway: *Concepts of Equilibrium Exchange Rates*. Bank of England Working Paper, 2004, No. 248.
7. European Central Bank [2003]: *Policy Position of the Governing Council of the European Central Bank on Exchange Rate. Issues Relating to the Acceding Countries*. ECB, Frankfurt am Main.
8. H. Edison: *Purchasing Power Parity in the Long Run: A Test of the Dollar/Pound Exchange Rate (1890-78)*. „Journal of Money, Credit, and Banking” 1987, vol. 19, s. 376-387.
9. B. Égert: *Assessing Equilibrium Exchange Rates in CEE Acceding Countries: Can We Have DEER with BEER without FEER? A Critical Survey of the Literature*. BOFIT Discussion Paper, 2004, No. 1.
10. B. Égert, K. Lommatsch: *Equilibrium Exchange Rates in Acceding Countries: How Large is Our Confidence (interval)?* „Focus on Transition”, nr 2/2002, s. 107-137.
11. B. Égert: *Lahréche-Révil, Estimating the Fundamental Equilibrium Exchange Rate of Central and Eastern European Countries*. The EMU Enlargement Perspective, Centre d'études prospectives et d'informations internationales, CEPII Working Papers, 2003, No. 5.
12. J. Frenkel, M. Mussa: *Asset Markets, Exchange Rates, and the Balance of Payments*. W: E. Grossman and K. Rogoff (eds.): *Handbook of International Economics*. Vol. 2, North-Holland, Amsterdam, 1986.
13. K. A. Froot, K. Rogoff: *Perspectives on PPP and Long-Run Exchange Rates*. W: G. Grossman, K. Rogoff (eds.): *Handbook of International Economics*. Vol. 3, Elsevier, Amsterdam, 1995.
14. L. Giorgianni: *Foreign Exchange Risk Premium: Does Fiscal Policy Matter? Evidence from Italian Data*. IMF Working Paper, 1997, WP/97/39.
15. L. Halpern, C. Wyplosz: *Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies*. IMF Working Paper, 1996, WP/96/125.
16. S. Johansen: *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press, Oxford, 1995.
17. K. Juselius: *Do Purchasing Power Parity and Uncovered Interest Parity Hold in the Long Run? An Example of Likelihood Inference in a Multivariate Time-Series Model*. „Journal of Econometrics”, 1995, vol. 69, s. 211-240.
18. R. Kelm: *Ekonometryczny model kursu złotego w latach 1992-1998*. „Ekonomista”, nr 2/2001, s. 201-226.
19. B. -Y. Kim, I. Korhonen: *Equilibrium exchange rates in transition countries: Evidence from dynamic heterogeneous panel models*. BOFIT Discussion Papers, 2002, No 15.
20. J. Lothian, M. Taylor: *Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries*. „Journal of Political Economy”, 1996, vol. 104, s. 488-509.
21. H. Lütkepohl: *Vector Autoregressive and Vector Error Correction Models*. W: H. Lütkepohl, M. Krätzig, eds.: *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge University Press, Cambridge, 2004.
22. R. MacDonald: *Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview*. Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank, Discussion Paper, 2000, No. 3.
23. R. MacDonald, I. Marsh: *Exchange Rate Modelling*. Kluwer Academic Publishers, Boston, 1999.
24. R. MacDonald, J. L. Stein (eds.): *Equilibrium Exchange Rates*. Kluwer Academic Publishers, Boston, 1999.
25. F. Maeso-Fernandez, C. Osbat, B. Schnatz: *Towards the Estimation of Equilibrium Exchange Rates for CEE Acceding Countries: Methodological Issues and A Panel Cointegration Perspective*. ECB Working Paper, 2004, No. 353.
26. M. Majsterek: *Zmienne zintegrowane w stopniu drugim w modelowaniu ekonometrycznym*. „Przegląd Statystyczny”, 2004, tom 50, s. 97-116.
27. L. Officer: *The Purchasing Power Parity Theory of Exchange Rates: A Review Article*. IMF Staff Papers, 1976, vol. 23, s. 1-60.
28. M.H. Pesaran, Y. Shin: *Long-Run Structural Modelling*. „Econometrics Reviews”, 2002, vol. 21, s. 49-87.
29. J. Przystupa: *The Exchange Rate in the Monetary Transmission Mechanism*. „Materiały i Studia” NBP, 2002, nr 25.

30. J. Rahn: *Bilateral Equilibrium Exchange Rates of EU Accession Countries Against the Euro*, Bank of Finland. BOFIT Discussion Papers, 2003, No. 11.
31. Ł. Rawdanowicz: *Poland's Accession to EMU – Choosing the Exchange Rate Parity*. „Studia i Analizy” CASE, 2002, No. 247, Warszawa.
32. Ł. Rawdanowicz: *Panel Estimations of PPP and Relative Price Models for CEECs: Lessons for Real Exchange Rate Modelling*. „Studia i Analizy” CASE, 2004, nr 276, Warszawa.
33. M. Rubaszek: *Model równowagi bilansu płatniczego. Zastosowanie wobec kursu złotego*. „Bank i Kredyt”, nr 5/2003, s. 4-16.
34. M. Rubaszek: *Modelowanie optymalnego poziomu realnego efektywnego kursu złotego: Zastosowanie koncepcji fundamentalnego kursu równowagi*. „Materiały i Studia” NBP, 2004, nr 175.
35. L. Sarno, M. P. Taylor: *The Economics of Exchange Rates*. Cambridge University Press, Cambridge, 2002.
36. R. Shiller, P. Perron: *Testing the Random-Walk Hypothesis – Power versus Frequency of Observation*. „Economics Letters”, 1985, vol. 18, s. 381-386.
37. A.M. Taylor: *A Century of Purchasing Power Parity*. NBER Working Paper, 2000, No. 8012
38. A. Welfe: *Ekonometria*. Warszawa 2003 PWE.
39. A. Welfe, R. Kelm, *Szacunek makrokategorii dla okresów kwartalnych*, *Wiadomości Statystyczne*, 1995, nr 4, s. 12-16 Welfe, R. Kelm: *Szacunek makrokategorii dla okresów kwartalnych*. „Wiadomości Statystyczne” nr 4/1995, s. 12-16.
40. J. Williamson (ed.): *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. Institute for International Economics, Washington, 1994.