

Model behawioralnego kursu równowagi złotego do euro w okresie styczeń 1996 – czerwiec 2009 r.

Robert Kelm*

Nadesłany: 20 października 2009 r. Zaakceptowany: 1 marca 2010 r.

Streszczenie

Przystąpienie Polski do mechanizmu walutowego ERM II sprawia, że w polityce makroekonomicznej szczególnie ważna staje się identyfikacja mechanizmów determinujących kurs walutowy złotego do euro oraz kwantyfikacja parametrów mierzących skalę oddziaływania na niego zmiennych makroekonomicznych. Metody modelowania i szacowania kursów równowagi znajdują się w ostatnich latach w centrum zainteresowania i podlegają ciągłemu rozwojowi, jednak duża dynamika procesów gospodarczych wywołana przystąpieniem Polski do Unii Europejskiej oraz bardzo głębokie skutki kryzysu finansowego sprawiają, że szacunki kursu walutowego równowagi oparte na standardowych podejściach mogą być obciążone poważnymi błędami.

W opracowaniu omówiono najważniejsze metody wyznaczania kursów walutowych równowagi. Wskazano na ich ograniczenia oraz źródła potencjalnych błędów oszacowań uzyskiwanych na podstawie fundamentalnych i behawioralnych modeli kursów równowagi (odpowiednio FEER i BEER). Akcent położono na znaczenie horyzontu czasowego szacunków, który powinien determinować wybór odpowiedniej metody. W części empirycznej przedstawiono model BEER kursu walutowego złotego do euro dla lat 1999–2009 uwzględniający wpływ premii za ryzyko na odchylenia kursu od trajektorii wyznaczonej na podstawie hipotezy nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych. Zaprezentowano również oszacowania kursu równowagi złotego do euro, które wskazują na niewielkie niedowartościowanie złotego w pierwszym półroczu 2009 r.

Słowa kluczowe: behawioralny kurs walutowy równowagi, model wektorowej korekty błędem, ERM II

JEL: F31, C32, F36

* Uniwersytet Łódzki, Katedra Modeli i Prognoz Ekonometrycznych; Narodowy Bank Polski, Biuro ds. Integracji ze Strefą Euro; e-mail: emfrok@uni.lodz.pl.

1. Wstęp

Ocena odchylenia kursu walutowego od ścieżki równowagi w okresie poprzedzającym przystąpienie Polski do systemu walutowego ERM II jest możliwa jedynie na podstawie badań empirycznych. Wskazanie teoretycznych ram analizy odchylenia kursu złotego od ścieżki równowagi nie jest kłopotliwe, gdyż metody modelowania i szacowania kursów równowagi znajdują się w ostatnich latach w centrum zainteresowania i bardzo dynamicznie rozwija się (por. Williamson 1994; MacDonald, Stein 1999; MacDonald 2000; Driver, Westaway 2004; Maeso-Fernandez i in. 2004; Egert i in. 2006).

W najbardziej ogólnym przypadku można wyróżnić trzy typy modeli wykorzystywanych w analizach kursów walutowych równowagi: (1) hipotezę parytetu siły nabywczej walut (*purchasing power parity*, PPP), rekomendowaną przez Komisję Europejską (2) fundamentalne modele kursów walutowych równowagi (*fundamental equilibrium exchange rates*, FEER i pokrewne wobec nich modele naturalnego kursu walutowego – *natural exchange rate model*, NATREX) oraz (3) stochastyczne modele kursów walutowych równowagi (*behavioral equilibrium exchange rates*, BEER, łącznie z ich zredukowaną postacią CHEER, *capital enhanced equilibrium exchange rate*).

Wyniki badań empirycznych wskazują, że podstawowym warunkiem potwierdzenia hipotezy PPP jest wykorzystanie bardzo długich szeregów czasowych (np. Edison 1987; Diebold i in. 1991; Lothian, Taylor 1996) lub oparcie analiz na obszernych próbach przekrojowo-czasowych (np. Abauf, Jorion 1990; Taylor, Sarno 1998; Taylor 2000). W obu przypadkach podstawową własnością kursów realnych jest ich bardzo powolny powrót do równowagi (*mean-reversion*), z czego pośrednio wynika wniosek o niemożności objaśnienia w ramach modelu PPP dłuższych okresów odchylenia kursu nominalnego od trajektorii równowagi.

Jako przyczyny niepotwierdzenia hipotezy PPP w krótszym okresie wskazuje się najczęściej nadmiernie restrykcyjne założenia (homogeniczność towarów, ignorowanie kosztów transportu i kosztów pozyskiwania informacji przez podmioty gospodarcze, założenia o braku monopolizacji rynków i niestosowaniu przez firmy strategii *pricing-to-market*) oraz trudności z doбором deflatorów niezależnych od zmienności cen w sektorach produkujących towary niepodlegające wymianie międzynarodowej.

Wniosek o nieprzydatności modelu parytetu siły nabywczej walut do analiz kursów walutowych może być jednak przedwczesny. Imbs i in. (2005a; 2005b) wskazują, że niedocenianym problemem może być obciążenie estymatorów pojawiające się na skutek heterogeniczności dynamiki cen grup możliwie jednorodnych towarów wymiennych. W rezultacie wykorzystanie deflatorów reprezentujących zmiany ogólnego poziomu cen może prowadzić do przeszacowania trwałości odchylenia kursu walutowego od ścieżki wyznaczonej przez hipotezę PPP.

Rozwiązywanie problemów związanych z empirycznym potwierdzeniem hipotezy PPP polega na założeniu, że w typowym przypadku analiza obejmuje średni okres, a następnie na jej uogólnieniu na determinanty bilansu płatniczego, co ostatecznie prowadzi do zastosowania w szacowaniu kursów równowagi modeli FEER lub BEER. W opracowaniu zaprezentowano krytyczne omówienie obydwu modeli, wskazując na główne zagrożenia związane z ich zastosowaniem w szacunkach kursu równowagi złotego do euro. W części drugiej zawarto skrótowy opis metod szacowania kursów równowagi FEER i BEER oraz porównanie i krytykę obu podejść. Podstawy specyfikacji modelu BEER kursu złotego do euro w okresie styczeń 1999 – czerwiec 2009 r. i wyniki estymacji parametrów modelu są omawiane w trzeciej części. Wyniki szacunków *ex post* kursu równowagi BEER złotego do euro zawiera część czwarta.

2. Modele FEER i BEER: zarys metodologii i krytyka

W typowym przypadku, gdy okres analizy jest stosunkowo krótki, testy statystyczne prowadzą do odrzucenia hipotezy o braku wpływu na kurs walutowy czynników średniookresowych. Jedno z możliwych rozwiązań polega na założeniu, że w średnim okresie nie jest spełniony warunek zrównoważenia krajowych (i zagranicznych) oszczędności i inwestycji, co znajduje odzwierciedlenie w deficycie (nadwyżce) na rachunku obrotów bieżących bilansu płatniczego. Jeśli niezbilansowanie rachunku obrotów bieżących jest możliwe do podtrzymania (*sustainable*), tzn. jest wynikiem przepływów kapitałów pomiędzy gospodarkami znajdującymi się w stanie równowagi wewnętrznej (którą definiuje produkcja przy stopie bezrobocia na poziomie NAIRU, np. Driver, Wren-Lewis 1999; MacDonald 2000), to odrzucenie hipotezy PPP w badaniach empirycznych nie zaskakuje. O kształtowaniu kursu walutowego nie decyduje wyłącznie arbitraż cenowy, gdyż istotną rolę odgrywają wahania popytu na walutę krajową wywoływane przez procesy inwestycyjne. W takich warunkach do oszacowania kursu równowagi należy zastosować fundamentalne i behawioralne modele kursów walutowych równowagi.

Modele FEER można zilustrować, dzieląc procesy oddziałujące na kurs walutowy równowagi na długo-, średnio- i krótkookresowe (odpowiednio: *LT*, *MT*, *ST*):

$$e_t = LT_t + MT_t + ST_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdzie:

e – nominalny kurs walutowy w jednostkach waluty krajowej za jednostkę waluty zagranicznej¹,
 ε – zakłócenia.

Założmy, że hipoteza parytetu siły nabywczej walut wyznacza długookresową ścieżkę kursu walutowego:

$$e = p - p^* + c \quad (2)$$

gdzie:

p, p^* – agregatowe indeksy cen krajowych i zagranicznych,
 c – stała.

Realny kurs walutowy ($q = e - p + p^*$) kształtuje się wówczas zgodnie z równaniem:

$$q_t = MT_t + ST_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Przy wyznaczaniu kursu walutowego równowagi FEER pomija się oddziaływanie czynników krótkookresowych, którym przypisuje się jedynie przejściowe oddziaływanie na kurs rynkowy (np. Williamson 1994; MacDonald 2000):

$$q_t^{FEER} = f(\overline{MT}_t) \quad (4)$$

¹ Małymi literami wyróżniono w opracowaniu logarytmy naturalne zmiennych.

gdzie \overline{MT}_t reprezentuje wielkości średniokresowych determinant kursu walutowego, które odpowiadają nakreślonym wyżej warunkom równowagi wewnętrznej i zewnętrznej.

Z technicznego punktu widzenia przeprowadzenie szacunków polega na rozważeniu równania bilansu płatniczego, a następnie na rozwiązaniu go względem realnego kursu walutowego, będącego główną determinantą eksportu i importu²:

$$q_t^{FEER} = f\left(\exp(\alpha_2 \bar{y}_t), \exp(\alpha_3 \bar{y}_t^*), \overline{NFA}_t I_t, \bar{K}_t, \dots; \alpha_1^{-1}\right) \quad (5)$$

gdzie:

\bar{y} , \bar{y}^* – produkcja potencjalna w kraju i za granicą,

NFA – aktywa zagraniczne netto,

I – nominalne oprocentowanie krajowych lub zagranicznych papierów wartościowych,

K – saldo rachunku kapitałowego (finansowego),

α_1 – cenowa elastyczność eksportu i importu,

α_2 , α_3 – dochodowe elastyczności eksportu i importu;

poziomą kreską wyróżniono trajektorie równowagi.

W krytyce modelu FEER należy zwrócić uwagę na trzy kwestie.

Po pierwsze, równanie (5) jest stochastyczną aproksymacją znormalizowanej względem kursu równowagi tożsamości bilansowej i nie ma interpretacji w kategoriach przyczynowo-skutkowych – warunki równowagi zewnętrznej można opisać, rozwiązując (5) względem innych zmiennych, na przykład eksportu netto lub krajowego PKB. Z tego powodu modele FEER należy traktować wyłącznie jako narzędzie szacowania kursu równowagi średniokresowej, a nie jako odrębną teorię kursu walutowego, dającą podstawy do identyfikacji i estymacji jego determinant. Niemożliwe jest zatem rozszerzenie analizy na wpływ czynników oddziałujących na kurs walutowy w krótszym horyzoncie czasowym, a tym samym na predykcję kursu w krótkim okresie. Jest to o tyle istotne, że w praktyce nie można wykluczyć sytuacji, w której szacunki kursu FEER będą wskazywały na przewartościowanie (niedowartościowanie) waluty krajowej, podczas gdy czynniki krótkookresowe zdominują powolny proces równoważenia kursu oraz jego powrotu na ścieżkę średniokresową i doprowadzą do dalszego umocnienia (osłabienia) waluty.

Po drugie, ograniczeniem modelu FEER jest oparcie wnioskowania na wielkościach nieobserwowalnych. Z jednej strony wymaga to zdefiniowania równowagi zewnętrznej powiązanej z podtrzymywalnym w średnim okresie strumieniem przepływów kapitałów inwestycyjnych, z drugiej zaś – precyzyjnej identyfikacji warunków równowagi wewnętrznej (w kraju i za granicą), która zachodzi, gdy poziom produkcji jest zgodny z produkcją potencjalną w warunkach pełnego zatrudnienia. Kontrowersje, które mogą pojawić się przy określaniu warunków równowagi zewnętrznej, nie są najważniejsze do oceny modelu FEER, gdyż poziom (lub trajektoria) podtrzymywalnego salda rachunku kapitałowego jest pochodną założeń przyjętych w obliczeniach³. Inaczej jest jednak w przypadku oszacowań produkcji potencjalnej, których wiarygodność wydaje się mała, przynajmniej dla polskiej gospodarki. Decydują o tym własności standardowych metod szacunku (przede

² Zastosowania metodologii FEER do oceny przewartościowania/niedowartościowania złotego zawierają prace: Rubaszek (2003; 2004; 2005; 2009).

³ Z tej przyczyny modele FEER często są określane jako modele DEER – *desired equilibrium exchange rate*.

wszystkim filtracja szeregów czasowych) oraz ograniczona długość szeregów czasowych w przypadku zastosowania w obliczeniach funkcji produkcji. Trudno również zignorować założenie o jednoczesnym domknięciu krajowej i zagranicznej luki popytowej. Sprawia ono, że w oszacowaniach kursu równowagi pomijane są potencjalne konsekwencje odmiennego przebiegu cykli koniunkturalnych w kraju i za granicą. Biorąc pod uwagę fakt, że badania empiryczne nie dają jednoznacznej odpowiedzi na pytanie o zbieżność cyklu koniunkturalnego w Polsce i strefie euro, łatwo wskazać dodatkową przyczynę potencjalnego braku zbieżności kursu rynkowego do kursu równowagi FEER.

Po trzecie, szacunki kursu równowagi otrzymywane na podstawie modeli FEER zależą nie tylko od założeń dotyczących podtrzymywalnego salda kapitałowego i oszacowań ścieżek równowagi produkcji, ale również od precyzji estymacji elastyczności dochodowych i cenowych eksportu oraz importu. Jednocześnie bardzo mało miejsca poświęca się dyskusji o strukturze modelu handlu zagranicznego wykorzystywanego do przeprowadzenia szacunków. Problem nie jest bynajmniej błahy. Najczęściej spotykane rozwiązanie polega na przyjęciu założenia, że krajowy i zagraniczny konsument maksymalizuje użyteczność, którą opisuje funkcja CES⁴, co przy standardowym ograniczeniu budżetowym prowadzi do skonstruowania modelu handlu zagranicznego, w którym dynamika importu i dynamika eksportu są wprost proporcjonalne do dynamiki popytu krajowego i zagranicznego. Estymowane są elastyczności cenowe, a wszelkie rozszerzenia równań eksportu i importu, mające na celu uwzględnienie obserwowanego w ostatnich latach wzrostu krajowej i zagranicznej importochłonności, interpretuje się jako korekty pozwalające odzwierciedlić postępujące procesy globalizacji (przykład w: Rubaszek 2009). Takie rozwiązanie ma jednak charakter arbitralny, gdyż można wskazać alternatywne funkcje użyteczności (np. funkcja translogarytmiczna), których wykorzystanie będzie prowadziło do powstania alternatywnych równań eksportu i importu. Dochodowe elastyczności eksportu i importu będą się różnić wówczas od jedności, a to z kolei będzie miało wpływ na oszacowania cenowych elastyczności importu i eksportu. Podsumowując – przyjęcie innych od standardowych założeń dotyczących funkcji użyteczności może prowadzić do skonstruowania równania bilansu płatniczego (5), które przy niezmiennych założeniach dotyczących średniookresowych ścieżek produkcji potencjalnej i podtrzymywalnej nierównowagi bilansu płatniczego będzie prowadziło do uzyskania alternatywnych oszacowań kursu równowagi. Oznacza to, że w rekomendowanej przez MacDonalda (2000) analizie przedziału ufności (*confidence interval*) dla oszacowań realnego kursu równowagi FEER należy brać pod uwagę nie tylko precyzję estymacji elastyczności cenowych eksportu i importu, lecz także potencjalne konsekwencje zastosowania w średniookresowych szacunkach modelu o strukturze *stricte* długookresowej.

Przyjęcie krótszego horyzontu analizy oznacza, że założenie braku związków pomiędzy determinantami krótkookresowymi ST a kursem walutowym, które jest równoważne założeniu stacjonarności ST w okresie średnim ($E(ST) = const.$, $ST_t \sim I(0)$), nie musi być spełnione. Jego uchylenie prowadzi do skrócenia horyzontu czasowego, dla którego jest definiowany kurs walutowy równowagi:

$$q_t^{BEER} = f(\overline{MT}_t, \overline{ST}_t) \quad (6)$$

⁴ Rozwiązanie polegające na opisie użyteczności za pomocą funkcji CES ma obecnie charakter standardowy w modelach DSGE oraz tzw. modelach hybrydowych, które łączą w jednym systemie modele teoretyczne (opisujące związki równowagi długookresowej) z informacją zawartą w szeregach czasowych (wykorzystywaną do kwantyfikacji parametrów krótkookresowych).

W analizach empirycznych modeli BEER punktem wyjścia jest równanie nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych (*uncovered interest rates parity*, UIP, np. Faruqee 1995; Clark, MacDonald 1999; Égert i in. 2006):

$$q_t = E_t(q_{t+k}) - k \cdot (r_t - r_t^*) + \lambda_t \quad (7)$$

gdzie:

- r, r^* – krajowa i zagraniczna realna stopa procentowa,
- λ – premia za ryzyko,
- E – operator oczekiwania,
- k – horyzont oczekiwania kursowych⁵.

Równanie UIP zawiera dwie zmienne, które nie są bezpośrednio obserwowane – oczekiwania kursowe i premię za ryzyko – i pojawia się problem doboru ich odpowiednich aproksymant.

W przypadku oczekiwania kursowych możliwe są dwa rozwiązania. Po pierwsze, można przyjąć, że w analizach obejmujących stosunkowo krótki okres oczekiwania w odniesieniu do realnego kursu walutowego są stałe i realizują się na poziomie zgodnym z parytetem siły nabywczej walut (MacDonald 2000; Chortareas, Driver 2001). Model (7) upraszcza się wówczas do postaci:

$$q_t = c - k \cdot (r_t - r_t^*) + \lambda_t \quad (8)$$

Jedynym problemem pozostaje właściwa aproksymacja premii za ryzyko.

Po drugie, możliwe jest uogólnienie założeń, zgodnie z którymi formułowane są oczekiwania kursowe. W szczególności, przyjęcie założenia, że oczekiwania są determinowane przez ceny relatywne oraz informacje o bieżących charakterystykach bilansu płatniczego, pozwala ustalić listę zmiennych fundamentalnych w ramach modelu Frenkela i Mussy (*stock-flow consistent model/approach*, Frenkel, Mussa 1986; także: MacDonald 2000; Sarno, Valente 2009):

$$E_t(q_{t+k}) = f(NFA_t, NFA_t^*, TOT_t, TOT_t^*, \dots) \quad (9)$$

gdzie:

- NFA, NFA^* – aktywa zagraniczne netto w kraju i za granicą (w relacji do PKB),
- TOT, TOT^* – krajów i zagraniczne *terms of trade* (relacja cen transakcyjnych eksportu i importu)⁶.

Podstawy specyfikacji modeli BEER są klarowne, jednak do ich empirycznych zastosowań można mieć istotne zastrzeżenia, z których najpoważniejsze jest to, że na ostateczną postać modelu BEER (a więc również uzyskiwane na jego podstawie szacunki kursu równowagi) wpływają nieostre kryteria wyboru zmiennych aproksymujących wyróżnione wyżej zmienne fundamentalne. Konsekwencją są typowe zagrożenia związane z konstrukcją i wykorzystaniem modeli o nadmier-

⁵ Odrębną grupą zmiennych uwzględnianych w rozszerzeniach modelu UIP są aproksymanty efektu Balassy-Samuelsa. Ich potencjalny związek z kursem walutowym wynika z wykorzystania w analizach empirycznych deflatorów, których zmienność jest w znacznej mierze determinowana przez fluktuacje cen w sektorze *non-tradables*.

⁶ W przypadku modelowania efektywnego kursu walutowego lista zmiennych definiujących oczekiwania redukuje się do NFA i TOT .

nej liczbie parametrów. Można wprawdzie argumentować, że zastosowanie strategii modelowania „od ogółu do szczegółu” i przeprowadzenie sekwencji testów statystycznych powinno doprowadzić do właściwego uproszczenia modelu wyjściowego i tym samym pozwolić na identyfikację najważniejszych przyczyn średnio- i krótkookresowego dysparytetu kursu walutowego. Jeśli jednak dostępne szeregi czasowe są stosunkowo krótkie, to ryzyko oparcia wniosków na „przeparametryzowanym” modelu jest znaczne. W szczególności nie można wykluczyć, że identyfikowane zależności będą miały charakter pozorny: włączenie do modelu nadmiernej liczby zmiennych objaśniających może prowadzić do sytuacji, w której oddziaływanie jednej ze zmiennych objaśniających kurs walutowy wynika wyłącznie z obecności innej zmiennej objaśniającej.

Równie ważnym problemem napotykanym przy konstrukcji modeli BEER jest wybór zmiennych reprezentujących premię za ryzyko. Wykorzystanie rynkowych miar ryzyka walutowego, takich jak spread *EMBI+* (Emerging Markets Bond Index Plus) lub ceny kontraktów Credit Default Swap jest niemożliwe ze względu na nieodstępność odpowiednio długich szeregów czasowych. Należy przy tym podkreślić, że nawet w przypadku dostępności dostatecznie długich szeregów czasowych wykorzystanie w analizie kursu walutowego rynkowych informacji o wahaniami ryzyka prowadzi do tożsamości: objaśnienie za pomocą rynkowej miary ryzyka tej części zmienności kursu walutowego, której nie można opisać wahaniami zmiennych fundamentalnych, otwiera problem modelowania samej premii za ryzyko.

Ogólnie można przyjąć, że premia za ryzyko związana z kursem walutowym jest kształtowana przez trzy grupy czynników: (1) czynniki determinujące ryzyko globalne (przykładem są skutki kryzysu na rynku *subprime*), (2) czynniki regionalne (wywołujące m.in. efekty zarażania oraz okresowe pojawianie się „efektów stadnych”) oraz (3) czynniki o charakterze wewnętrznym, których wpływ jest związany z sytuacją fiskalną, zmianami zadłużenia zagranicznego oraz potrzebami pożyczkowymi.

Rzadko spotykane w literaturze rekomendacje 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 rozszerzenia mają charakter hipotez badawczych, które podlegają testowaniu (np. MacDonald 1997; Habermeier, Mesquita 1999). 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 (Giorgianni 1997 dla lira włoskiego). Podkreślają jednocześnie, że taki wybór, będący jednym z wielu możliwych, jest podyktowany przez zgodne z oczekiwaniami wyniki estymacji uzyskiwane w analizach kursów walutowych wybranych krajów. Wskazują przy tym, że alternatywne miary premii za ryzyko nie prowadzą do poprawy „precyzji wyników”. Badania prowadzone w ramach modelu BEER dla kursu PLN/EUR dają podstawy do twierdzenia, że jedną ze zmiennych aproksymujących ryzyko walutowe może być udział rządowego zadłużenia krótkookresowego w PKB (Kelm 2008).

Nie mniej istotnym problemem, którego rozwiązanie jest niezbędne do uzyskania wiarygodnych szacunków BEER, jest ustalenie trajektorii równowagi dla zmiennych oddziałujących na kurs walutowy w średnim i krótkim horyzoncie czasowym. Bliższa analiza zmiennych reprezentujących oczekiwania kursowe prowadzi do wniosku, że uogólnienie (9) modelu UIP może być interpretowane jako postać zredukowana modelu handlu zagranicznego, w którym relacja krajowych i zagranicznych *terms of trade* (TOT , TOT^*) determinuje wynik na rachunku bieżącym bilansu płatniczego, podczas gdy aktywa finansowe netto reprezentują nierównowagę na rachunku fi-

nansowym. Takie rozumowanie prowadzi z kolei do wniosku, że w obu rozważanych modelach – FEER i BEER – możliwe jest ustalenie korespondujących ze sobą (tj. opisujących ten sam system) ścieżek równowagi średniookresowej. Inaczej jest w przypadku zmiennych oddziałujących na kurs walutowy w krótszym okresie, gdyż wszelkie próby ustalenia trajektorii do równowagi dla premii za ryzyko są obciążone dużą niepewnością.

Porównanie modeli FEER (4) i BEER (6) oraz zaprezentowana wyżej krytyka obu podejść prowadzi do wniosku, że należy je postrzegać jako komplementarne narzędzia szacunku kursów walutowych równowagi. W przypadku położenia silniejszego akcentu na predykcję kursu walutowego niezbędne jest jednak rozważenie modeli klasy BEER bezpośrednio umożliwiających identyfikację napięć na rynku walutowym w krótszym horyzoncie czasowym.

3. Model BEER kursu walutowego złotego do euro: specyfikacja

Model kursu złotego do euro w okresie styczeń 1999 – czerwiec 2009 r. oparto na specyfikacji zaproponowanej w pracy Kelma (2008). Przyjęto w niej założenie, że oczekiwania kursowe są formułowane na poziomie zgodnym z parytetem siły nabywczej walut, a o fluktuacjach realnego kursu walutowego decydują wahania ryzyka, które mogą być z kolei reprezentowane przez napięcia w sektorze fiskalnym i brak równowagi na rachunku obrotów bieżących bilansu płatniczego:

$$q_t = e_t - p_t + p_t^* = f(r_t - r_t^*, U_t^{BD}, U_t^{STD}, U_t^{CA}) \quad (10)$$

gdzie:

e – nominalny kurs złotego do euro, w złotych,

p, p^* – indeksy cen produkcji w przemyśle przetwórczym w Polsce i w strefie euro,

r, r^* – krajowa i zagraniczna realna stopa oprocentowania kredytów trzymiesięcznych na rynku międzybankowym (stawki WIBOR3M i EURIBOR3M skorygowane o inflację cen producenta w przemyśle przetwórczym),

U^{CA} – relacja krajowego deficytu na rachunku obrotów bieżących do PKB,

U^{BD} – relacja krajowego deficytu budżetu państwa do PKB,

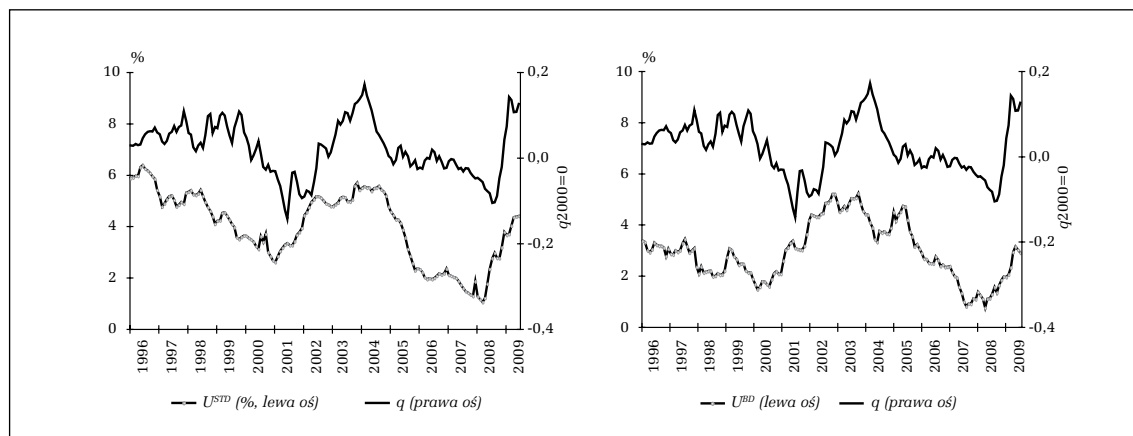
U^{STD} – relacja krajowego zadłużenia krótkookresowego sektora finansów publicznych (emisja bonów skarbowych o terminie zapadalności do jednego roku) do PKB.

Rozszerzenie modelu o udział zadłużenia krótkookresowego w PKB (U^{STD}) i udział deficytu budżetu państwa w PKB (U^{BD}) jest hipotezą badawczą, zgodnie z którą obie zmienne mogą aproksymować zmiany premii za ryzyko (Kelm, Bęza-Bojanowska 2005; por. wykres 2)⁷. W przypadku pierwszej z nich przyjęto hipotezę, że wzrost zadłużenia, wynikający ze zwiększonej emisji bonów skarbowych, świadczy o narastaniu problemów z finansowaniem bieżących potrzeb finansowych

⁷ Obydwie zmienne nie zostały wyrażone jako ilorazy zmiennej krajowej i analogicznej zmiennej charakteryzującej gospodarkę strefy euro. Oznacza to przyjęcie *implicite* założenia o stałości „zagregowanego” deficytu budżetowego i zadłużenia w strefie euro. Nie wydaje się, by takie założenie mogło istotnie wpłynąć na wyniki analizy empirycznej, gdyż dysproporcje między rozmiarami gospodarek Polski i strefy euro sprawiają, że złoty może nie być postrzegany jako pełnowartościowy substytut euro. Wówczas zmiany ryzyka w strefie euro mogą pozostawać bez związku z ryzykiem inwestycji w Polsce.

Wykres 1

Realny kurs złotego do euro (q), udział zadłużenia krótkoterminowego w PKB (U^{STD}) i udział deficytu budżetu państwa w PKB (U^{BD}) w okresie styczeń 1996 – czerwiec 2009 r.



Źródło: NBP, GUS, Kelm (2008).

państwa. Te ostatnie mogą być skutkiem ekspansji fiskalnej finansowanej kredytem krótkookresowym lub wynikać ze wzrostu ryzyka związanego z inwestycjami w krajach zaliczanych do grupy *emerging markets*, czego skutkiem jest spadek zainteresowania skarbowymi papierami wartościowymi o dłuższych terminach wykupu. Problem można również rozpatrywać z perspektywy emitenta: bezpieczniejszym sposobem finansowania wydatków jest sprzedaż papierów długoterminowych, wobec czego zwiększenie emisji bonów skarbowych będzie miało miejsce głównie wtedy, gdy przy ustalonych stopach procentowych pojawi się bariera popytu na papiery długoterminowe.

Hipotezę badawczą, decydującą o włączeniu do modelu relacji deficytu budżetu państwa do PKB, sformułowano na dwa sposoby. Zmienną U^{BD} można postrzegać jako alternatywną wobec zadłużenia krótkookresowego aproksymantę premii za ryzyko. Przemawia za tym podobna zmienność udziału deficytu budżetu państwa w PKB i realnego kursu walutowego w latach 2006–2009, a w szczególności poprzedzający deprecjację złotego wzrost U^{BD} w II kwartale 2008. Możliwe jest jednak zidentyfikowanie okresów, w których wzrostowi (spadkowi) deficytu towarzyszyła aprecjacja (deprecjacja) złotego. Potwierdzenia działania takiego mechanizmu dostarcza model Mundella-Fleminga, wiążący w krótkim okresie aprecjację waluty krajowej z ekspansją fiskalną⁸.

Mechanizmy odzwierciedlane za pomocą relacji *terms of trade* są w modelu (13) reprezentowane bezpośrednio przez relację salda obrotów bieżących bilansu płatniczego do PKB (U^{CA}). Należy jednocześnie przyjąć, że zmienna U^{CA} , odzwierciedlająca skalę nierównowagi w sektorze zagranicznym, może być jednym z czynników powodujących wzrost ryzyka walutowego.

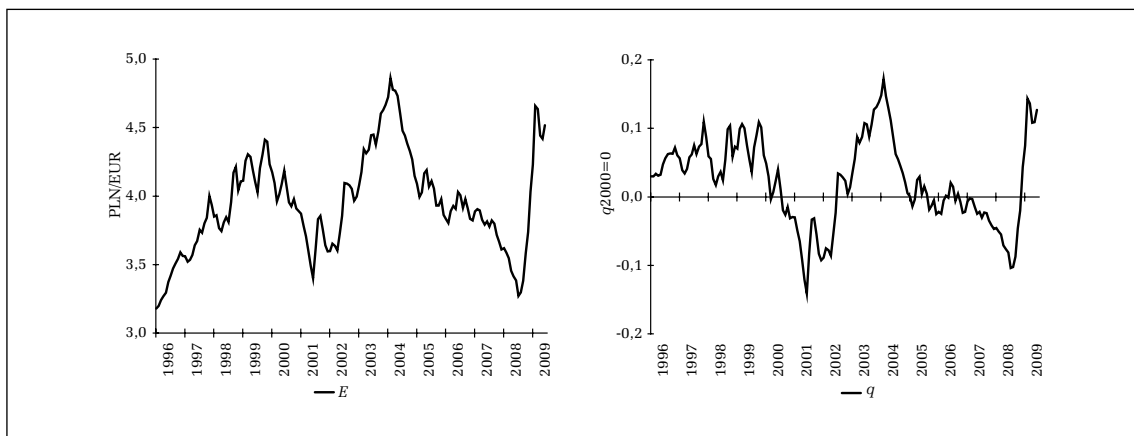
Argumenty przemawiające za wykorzystaniem modelu różniącego się od standardowego modelu BEER są następujące.

⁸ W przypadku obu zmiennych, U^{STD} i U^{BD} , uwagę zwraca ich wyraźny wzrost już w I półroczu 2008 r., czyli w okresie bezpośrednio poprzedzającym deprecjację złotego. Uwzględnienie faktu, że współczynniki korelacji między realnym kursem euro do złotego (logarytm) a zadłużeniem krótkookresowym (U^{STD}) i deficytem budżetu państwa w okresie styczeń 1996 – grudzień 2008 r. wynosiły odpowiednio 0,61 i 0,08, pozwala sformułować hipotezę, że poszukiwaną aproksymantą premii za ryzyko jest pierwsza z omawianych zmiennych.

Po pierwsze, w modelu (10) przyjęto, że wyniki zaprezentowane w opracowaniach Bęzy-Bojanowskiej (2009), Bęzy-Bojanowskiej i MacDonalda (2009), wskazujące na znaczny wpływ efektu Balassy-Samuelsona na kurs walutowy złotego do euro deflowowany indeksami PPI w przemyśle przetwórczym, mogą zależeć od wybranego okresu objętego analizą, tj. próby o częstotliwości miesięcznej marzec 1998 – grudzień 2007 r. W szczególności wniosek o trwałym trendzie aprecjacyjnym może wynikać jedynie z „anomalii aprecjacyjnej”, mającej miejsce w okresie styczeń 2007 – lipiec 2008 r. (wykres 1). W takim przypadku ocena skali wpływu efektu B-S na kurs realny będzie przeszacowana, a skutkiem mogą być „kompensujące” obciążenia ocen parametrów wiążących realny kurs złotego do euro ze zmiennymi aproksymującymi premię za ryzyko (w cytowanych opracowaniach jest to deficyt budżetowy i dług sektora rządowego). Jednocześnie obserwowana od sierpnia 2008 r. nominalna deprecjacja złotego nie musi oznaczać wyłącznie gwałtownego, wywołanego kryzysem finansowym odchylenia kursu walutowego od aprecjacyjnej ścieżki równowagi. Można ją również interpretować jako reakcję na wahania ryzyka. W tym ostatnim przypadku osłabienie złotego w drugim półroczu 2008 r. może częściowo odzwierciedlać dostosowania następujące po okresie trwałego przewartościowania złotego związanego z obniżonym poziomem ryzyka, a to z kolei może oznaczać, że szacunki kursu równowagi w pierwszych miesiącach 2009 r. będą wskazywać wyraźnie mniejsze niedowartościowanie złotego.

Wykres 2

Nominalny i realny kurs walutowy złotego do euro w okresie styczeń 1996 – czerwiec 2009 r.



Źródło: NBP, GUS.

Po drugie, w modelu (10) główna rola w objaśnianiu zmienności realnego kursu złotego do euro przypisywana jest premii za ryzyko.

Analiza danych obejmujących 2008 r. wskazuje na skorelowanie wzrostu nominalnego kursu złotego do euro i wybranych miar ryzyka, tj. spreadu EMBI+ dla krajów rozwijających się oraz cen kontraktów Credit Default Swap dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Uzasadnione wydaje się zatem wykorzystanie powyższych aproksymacji ryzyka do opisu zmienności kursu złotego. Takie rozwiązanie jest jednak celowe tylko wtedy, gdy napięcia na rynku walutowym są analizowane *ex post*. Położenie akcentu na analizę *ex ante*, która z jednej strony mogłaby prowadzić

do powstania modelu o walorach predyktywnych, z drugiej zaś umożliwiałyby ocenę przyszłych zmian ryzyka, oznacza, że wybór zmiennych reprezentujących ryzyko jest kłopotliwy. Należy bowiem zapewnić możliwość ich powiązania z innymi makrozmiennymi zależnościami przyczynowo-skutkowymi oraz ich związki z instrumentami polityki makroekonomicznej.

4. Estymacja parametrów i oszacowania kursu równowagi

Do estymacji parametrów modelu (10) wykorzystano szeregi czasowe o częstotliwości miesięcznej, obejmujące okres styczeń 1999 – czerwiec 2009 r. Źródłem danych są publikacje GUS i NBP oraz miesięczne szacunki PKB (por. Kelm 2008). Badanie empiryczne przeprowadzono w ramach modelu wektorowej korekty błędem (*vector error correction model*, VEC), wykorzystując analizę kointegracyjną Johansena (np. Juselius 2006; także Majsterek 2008):

$$\begin{aligned}\Delta \mathbf{y}_{(m)t} &= \mathbf{A}\mathbf{B}^T \mathbf{y}_{(m)t-1} + \sum_{s=1}^{S-1} \Gamma_s \Delta \mathbf{y}_{(m)t-s} + \boldsymbol{\mu} t_{(m)} + \mathbf{u}_{(m)t} = \\ &= \boldsymbol{\Pi} \mathbf{y}_{(m)t-1} + \sum_{s=1}^{S-1} \Gamma_s \Delta \mathbf{y}_{(m)t-s} + \boldsymbol{\mu} t_{(m)} + \mathbf{u}_{(m)t}\end{aligned}\quad (11)$$

gdzie:

$\mathbf{y}_{(m)}$ – wektor M zmiennych endogenicznych modelu,

$m = 1, \dots, M$,

\mathbf{B} – macierz kointegrująca zawierająca R wektorów kointegrujących,

\mathbf{A} – zawiera odpowiadające im wagi kwantyfikujące szybkość dostosowań systemu do równowagi opisywanej przez wektory kointegrujące,

$\boldsymbol{\Pi}$ – macierz mnożników całkowitych,

Γ_s – macierze dostosowań krótkookresowych,

$\boldsymbol{\mu}$ – wektor M parametrów, $t = 1, \dots, T$.

Rozszerzenie specyfikacji modelu o trend deterministyczny wynika z dwóch powodów. Po pierwsze, niemożność nałożenia restrykcji zerowej na parametr związany z trendem w równaniu opisującym kurs walutowy mogłoby wskazywać na błąd specyfikacji, polegający na nieuwzględnieniu w modelu VEC istotnej zmiennej determinującej kurs realny. W rozważanym modelu mogłoby to potwierdzać np. oddziaływanie na kurs walutowy mechanizmów opisywanych przez model Balassy-Samuelsona. Po drugie, ograniczone rozmiary modelu VEC wywołują ryzyko pominięcia determinant niektórych zmiennych endogenicznych. Należy wobec tego dopuścić sytuację, w której niektóre wektory kointegrujące nie będą opisywać związków *stricte* przyczynowo-skutkowych implikowanych przez modele teoretyczne, lecz jedynie związki o charakterze symptomatycznym. Obecność trendu deterministycznego w tych ostatnich jest uzasadniona i akceptowalna, o ile oszacowanie związanego z nim parametru jest spójne z tendencjami gospodarczymi obserwowanymi w analizowanym okresie. Należy jednocześnie zastrzec, że obecność w modelu VEC wektora kointegrującego, opisującego związki o charakterze symptomatycznym (np. produkcję jako funkcję trendu, realną stopę procentową jako wiel-

kość oscylującą wokół stałej), nie dyskwalifikuje systemu VEC, jeśli tylko dostosowania zmiennych, do których opisu model VEC został skonstruowany, nie oscylują wokół tej relacji kointegrującej.

Wyniki estymacji parametrów modelu VEC dla $\mathbf{y}_{(m)t} = [q_t, r_t - r_t^*, U_t^{BD}, U_t^{CA}, U_t^{STD}, t]^T$ można scharakteryzować następująco⁹.

1. Modelem optymalnym ze względu na własności stochastyczne (brak autokorelacji i normalny rozkład składnika losowego, najmniejsze wartości kryteriów informacyjnych Schwarz'a i Akaike'a) jest model VAR z opóźnieniem trzymiesięcznym. W modelu VAR(3) graniczne poziomy istotności w testach LM autokorelacji składnika losowego wynoszą odpowiednio 0,58; 0,07; 0,70 i 0,73 dla autokorelacji rzędu 1, 2, 4 i 6. Łączny test Doornika-Hansena nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy o normalnym rozkładzie składnika losowego (p -value = 0,68), podczas gdy graniczne poziomy istotności w testach normalności składnika losowego w równaniach: (1) realnego, kursu walutowego złotego do euro, (2) dysparytetu realnych stóp procentowych, (3) udziału deficytu bud-żetowego w PKB i (4) udziału deficytu rachunku obrotów bieżących w PKB wynoszą odpowiednio 0,99; 0,71; 0,74 i 0,29.

2. Zmienna reprezentująca premię za ryzyko jest słabo egzogeniczna niezależnie od założonej liczby wektorów kointegrujących. Oznacza to, że żadna ze zidentyfikowanych relacji kointegrujących nie definiuje warunków równowagi, do których dostosowuje się U^{STD} . Skutki takiego wniosku są trudne do przecenienia, gdyż wynika z niego, że w rozważanym modelu nie występuje możliwa do empirycznego potwierdzenia zależność przyczynowo-skutkowa prowadząca od realnego kursu walutowego do zadłużenia krótkookresowego (w relacji do PKB). Taki wynik oznacza, że analizę i szacunki kursu walutowego można prowadzić warunkowo względem zadłużenia krótkookresowego, tj. bez konieczności uwzględnienia sprzężeń zwrotnych pomiędzy q i U^{STD} .

3. Przy standardowych poziomach istotności możliwe jest wskazanie w systemie dwóch wektorów kointegrujących, co świadczy o obecności w systemie dwóch relacji równowagi.

Analiza oszacowań parametrów korekty błędem wskazuje, że krótkookresowe wahania realnego kursu walutowego złotego do euro przebiegają wzdłuż trajektorii równowagi wyznaczonej przez równanie:

$$e_t - (p_t - p_t^*) = -(r_t - r_t^*) + \underset{(3,1)}{0,032} \cdot U_t^{BD} + \underset{(5,1)}{0,053} \cdot U_t^{STD} \quad (12)$$

Zgodnie ze wzorem (12) wzrost zadłużenia krótkookresowego U^{STD} powoduje osłabienie kursu złotego względem euro (w nawiasach podano ilorazy t -studenta, szczegółowe wyniki estymacji ostatecznej postaci modelu zawiera Aneks). Z kolei powiększenie deficytu budżetu państwa w relacji do PKB prowadzi do umocnienia złotego, co znajduje interpretację w ramach modelu Mundella-Fleminga, w którym ekspansji fiskalnej towarzyszy w krótkim okresie umocnienie lokalnej waluty. Szybkość równoważenia systemu wzdłuż trajektorii wyznaczonej przez powyższe równanie jest znaczna i wynosi 14,8% w skali miesiąca.

Drugi wektor kointegrujący definiuje stacjonarny związek pomiędzy PKB, deficytem budżetu państwa i rachunkiem obrotów bieżących bilansu płatniczego:

$$U_t^{BD} + U_t^{CA} = \underset{(2,3)}{0,0178}t \quad (13)$$

⁹ W celu usunięcia obserwacji nietypowych do modelu włączono trzy zmienne zero-jedynkowe dla sierpnia 1999, lipca 2001 oraz lutego i marca 2009 r.

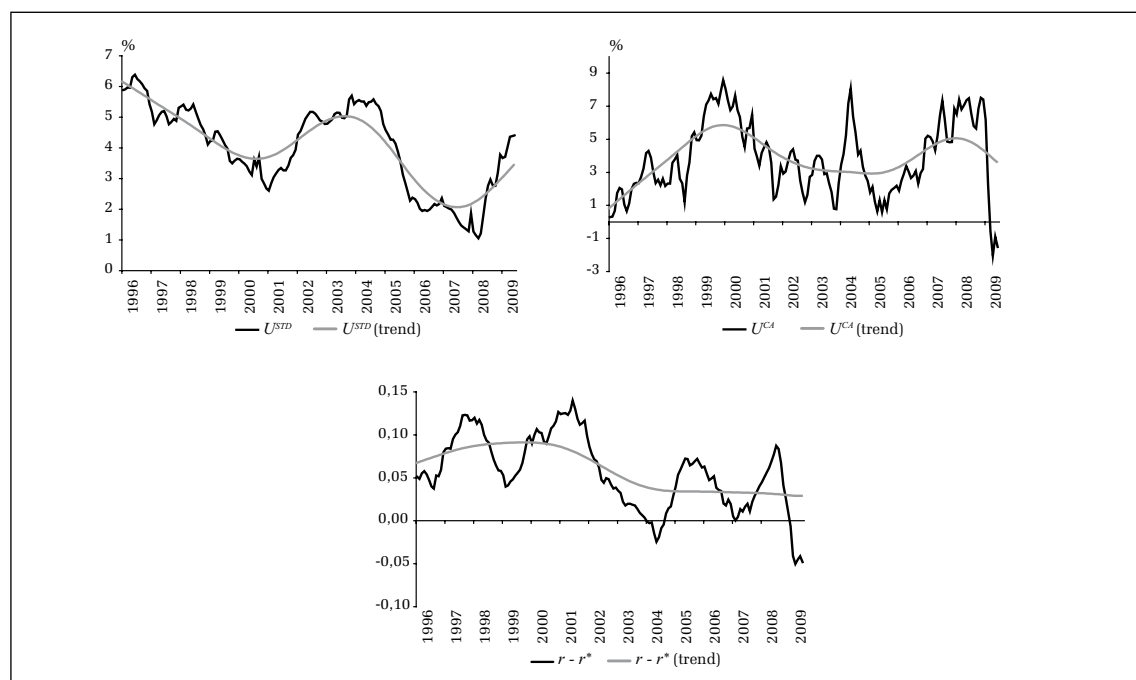
Z jednej strony interpretacja powyższego równania jest intuicyjnie zrozumiała, gdyż wyniki estymacji świadczą o malejącej w czasie nierównowadze fiskalnej i nierównowadze bilansu obrotów bieżących¹⁰. Z drugiej strony jest kłopotliwa, gdyż model VEC nie zawiera zmiennych determinujących U^{BD} i U^{CA} i nie jest możliwe rozważenie związków przyczynowo-skutkowych opisujących te zmienne. W szczególności można przyjąć, że równanie (13) jest postacią zredukowaną większego modelu, którego konstrukcja byłaby możliwa po rozszerzeniu systemu VEC o odpowiednie zmienne fundamentalne. Ze względu na brak dostosowań kursu realnego do ścieżki wyznaczonej przez wektor kointegrujący (13) jego symptomatyczny charakter nie jest przesłanką dyskwalifikującą rozważany model VEC (12)–(13).

Oszacowania kursu walutowego równowagi wyznaczono na podstawie równania (12) po uwzględnieniu związku (13), a przyjęte w nich założenie miało charakter standardowy. Ścieżki zmiennych determinujących kurs realny zastąpiono ich trajektoriami równowagi, utożsamianymi z trendami możliwymi do wyznaczenia za pomocą filtracji szeregów czasowych. W obliczeniach wykorzystano filtr Hodricka-Prescotta (wykres 3), przyjmując standardową dla danych miesięcznych wartość parametru wygładzania ($\lambda = 14\ 400$).

Wyniki obliczeń dla okresu I kwartał 2001 – II kwartał 2009 r. zawarto w tabeli 1 i zilustrowano na wykresie 4. Wnioski są następujące.

Wykres 3

Zadłużenie krótkookresowe (U^{STD}), rachunek obrotów bieżących (U^{CA}) i dysparytet realnych stóp procentowych ($r - r^*$), realizacje i trendy długookresowe w okresie styczeń 1996 – czerwiec 2009 r.



Źródło: NBP, GUS, Kelm (2008).

¹⁰ Wzrost sumy U^{BD} i U^{CA} oznacza spadek sumy deficytu budżetu centralnego i deficytu na rachunku obrotów bieżących (w relacji do PKB).

1. Okres I kwartał 2001 – II kwartał 2009 r. charakteryzują dość długie podokresy umiarkowanego niedowartościowania złotego, od 3% do 6%. Oddzielają je dwa krótsze podokresy, w których zaznaczył się dominujący wpływ czynników prowadzących do aprecjacji złotego; w obu tych podokresach maksymalna wielkość aprecjacji kształtowała się na poziomie 9–10%.

2. Bliższa analiza zmienności kursu złotego do euro i szacunków kursu równowagi w końcu rozważanego okresu daje podstawy do twierdzenia, że głęboki trend aprecjacyjny obserwowany od początku 2007 r. był skutkiem wyraźnego spadku premii za ryzyko. Przyjęcie takiej perspektywy daje podstawy do twierdzenia, że w początkowej fazie kryzysu finansowego osłabienie złotego mogło mieć charakter dostosowań do średniookresowej trajektorii kursu równowagi. Świadczy o tym niewielkie odchylenie średniego kursu w ciągu kwartału od kursu równowagi, tj. przewartościowanie złotego o około 0,2%.

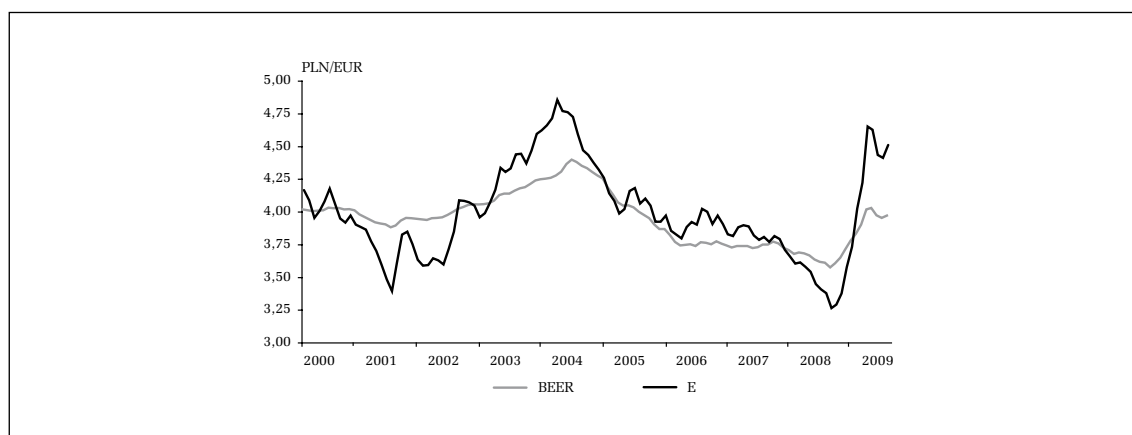
Tabela 1
Odchylenia kursu EUR/PLN od kursu walutowego równowagi BEER w latach 2001–2009 (w %)

Rok	Kwartał					I–IV
	I	II	III	IV		
2001	3,9	10,3	4,1	7,1		6,3
2002	8,0	6,3	-1,3	1,2		3,6
2003	-2,6	-5,3	-5,8	-9,1		-5,7
2004	-11,9	-7,4	-2,5	-0,2		-5,5
2005	1,1	-2,9	-2,3	-1,9		-1,5
2006	-2,4	-5,5	-5,5	-3,1		-4,1
2007	-4,3	-2,1	-1,1	1,0		-1,6
2008	2,5	5,6	8,1	-0,2		4,0
2009	-13,2	-12,5				-12,9

Uwaga: wartości dodatnie odpowiadają przewartościowaniu złotego.

Wykres 4

Nominalny kurs walutowy złotego do euro i kurs równowagi BEER w okresie styczeń 2000 – czerwiec 2009 r.



3. Szacunki kursu BEER wskazują, że jego poziom w pierwszych trzech kwartałach 2008 r. był stabilny i wynosił 3,60–3,65 PLN/EUR, a przewartościowanie złotego wynosiło odpowiednio 9, 20 i 29 groszy. Wzrost ryzyka spowodował osłabienie kursu równowagi do poziomu 3,76 PLN/EUR w ostatnim kwartale (3,82 PLN/EUR w grudniu 2008).

4. Analiza szacunków wskazuje, że w I półroczu 2009 r. pojawiły się symptomy stabilizacji kursu równowagi BEER. Kurs równowagi wynosił 3,96–3,97 PLN/EUR, co odpowiada niedowartościowaniu złotego na poziomie, odpowiednio, 53 i 49 groszy (13,2% i 12,5% kursu BEER). Szacunki miesięczne wskazują na wzrost kursu równowagi z 3,82 PLN/EUR w grudniu 2008 do 3,89 PLN/EUR w styczniu 2009 r., a następnie stabilizację na poziomie 3,95–4,00 PLN/EUR w okresie od lutego do czerwca 2009. W styczniu 2009 r. niedowartościowanie złotego wynosiło ponad 30 groszy, w dwóch następnych miesiącach ponad 60 groszy, a następnie ustabilizowało się na poziomie 45–55 groszy.

5. Odchylenie kursu złotego do euro od poziomu parytetowego w pierwszych miesiącach 2009 r. wyznaczono przy założeniu, że nie nastąpiło wyraźne pogorszenie długookresowego salda obrotów bieżących, a poziom premii za ryzyko nie zmienił się istotnie. Oznacza to, że uwzględnienie w szacunkach premii za ryzyko będzie pociągało za sobą stosunkowo dużą zmienność kursu równowagi. Prowadzi to do wniosku, że ustalenie wiarygodnego kursu konwersji jest możliwe jedynie w warunkach stabilności rynków finansowych i polityki makroekonomicznej nakierowanej na stabilizację ryzyka walutowego.

5. Zakończenie

Porównanie metod szacowania kursu walutowego wskazuje, że w przypadku prowadzenia badań w odniesieniu do długiego i średniego okresu bardziej przydatne są modele FEER, wiążące odchylenia kursu walutowego od ścieżki zgodnej z modelem PPP z podtrzymywalnym w średnim okresie niezbilansowaniem krajowych oszczędności i inwestycji. Możliwe jest bowiem powiązanie wahań kursu ze zmianami fundamentów gospodarczych, a w szczególności skupienie się na związkach realnego kursu walutowego z cyklami koniunkturalnymi. Gdy skraca się horyzont analizy empirycznej i szacunków kursu równowagi, rośnie znaczenie analizy wpływu na realny kurs walutowy zmiennych, których oddziaływanie ma charakter przejściowy i których wpływ może być identyfikowany i kwantyfikowany wyłącznie za pomocą metod ekonometrycznych. Konsekwencje są oczywiste: szacunki kursu walutowego równowagi FEER i BEER muszą się różnić ze względu na oddziaływanie czynników o charakterze krótkookresowym.

Ustalenie kursu walutowego konwersji jest zatem obarczone dużym ryzykiem. Można je zmniejszać za pomocą selekcji zmiennych decydujących o głębokich zmianach kursu rynkowego oraz kwantyfikacji skali ich oddziaływania na kurs walutowy, a następnie przez ograniczanie wahań tych zmiennych (np. w wyniku redukcji ryzyka kursowego wywołanego przez niestabilny system fiskalny). Można też przeprowadzić szczegółową analizę ich zmienności i wyznaczyć kurs parytetowy w okresie względnej stabilności rynków finansowych.

W opracowaniu przedstawiono wyniki oszacowania kursu równowagi złotego do euro uzyskanego na podstawie modelu BEER. Jako jeden z głównych czynników zwiększających niebezpieczeństwo ustalenia niewłaściwego kursu parytetowego zidentyfikowano krótkookresowe zadłu-

żenie sektora rządowego. Wyniki estymacji rekursywnej wskazują na stabilność takiej zależności, co z kolei uzasadnia uznanie ryzyka kursowego za jeden z najważniejszych czynników decydujących o potencjalnych zagrożeniach związanych z wyborem kursu centralnego. Z takiej perspektywy uzasadnione staje się nakreślenie bezpiecznego planu przystąpienia do mechanizmu ERM II. Powinien on polegać na wyborze kursu parytetowego w okresie, gdy ryzyko kursowe jest najbardziej stabilne.

Bibliografia

- Abauf N., Jorion P. (1990), Purchasing Power Parity in the Long Run, *Journal of Finance*, 45, 157–174.
- Bęza-Bojanowska J. (2009), Behavioral and Permanent Zloty/Euro Equilibrium Rate, *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, 1, 35–55.
- Bęza-Bojanowska J., MacDonald R. (2009), *The Behavioural Zloty/Euro Equilibrium Exchange Rate*, Working Paper, 55, National Bank of Poland, Warsaw.
- Chortareas G., Driver R. (2001) *PPP and the Real Exchange Rate – Real Interest Differential Puzzle Revisited: Evidence from Non-Stationary Panel Data*, Working Paper, 138, Bank of England, London.
- Clark P., MacDonald R. (1999), Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEER's and FEER's, w: R. MacDonald, J. Stein (red.), *Equilibrium Exchange Rates*, Kluwer Academic Publishers, Norwell (Massachusetts).
- Diebold F., Husted S., Rush M. (1991), Real Exchange Rates under the Gold Standard, *Journal of Political Economy*, 99, 1252–1271.
- Driver R., Westaway P. (2004), *Concepts of Equilibrium Exchange Rates*, Working Paper, 248, Bank of England, London.
- Driver R., Wren-Lewis S. (1999), FEERs: A Sensitivity Analysis, w: R. MacDonald, J. Stein (red.), *Equilibrium Exchange Rates*, Kluwer Academic Publishers, Norwell (Massachusetts).
- Edison H. (1987), Purchasing Power Parity in the Long Run: A Test of the Dollar/Pound Exchange Rate (1890-78), *Journal of Money, Credit, and Banking*, 19, 376–387.
- Égert B., Halpern L., MacDonald R. (2006), Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies: Taking Stock of the Issues, *Journal of Economic Surveys*, 20, 257–324.
- Faruqee H. (1995), *Long Run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock-Flow Perspective*, IMF Staff Papers, 42, 80–107.
- Frenkel J., Mussa M. (1986), Asset Markets, Exchange Rates, and the Balance of Payments, w: E. Grossman, K. Rogoff (red.), *Handbook of International Economics*, North-Holland, Amsterdam.
- Giorgianni L. (1997), *Foreign Exchange Risk Premium: Does Fiscal Policy Matter? Evidence from Italian Data*, Working Paper, 39, IMF, Washington.
- Habermeier K., Mesquita M. (1999), *Long-Run Exchange Rate Dynamics: A Panel Data Study*, Working Paper, 50, IMF, Washington.
- Imbs J., Mumtaz H., Ravn, M., Rey H. (2005a), PPP Strikes Back: Aggregation and the Real Exchange Rate, *Quarterly Journal of Economics*, CXX, s. 1–43.

- Imbs J., Mumtaz H., Ravn M., Rey H. (2005b), 'Aggregation Bias' Does Explain the PPP Puzzle, Working Paper, 11607, NBER, Cambridge (Massachusetts).
- Juselius K. (2006), *The Cointegrated VAR Model*, Oxford University Press, New York.
- Kelm R. (2008), Prognozowanie składników PKB w przekroju miesięcznym, w: M. Plich (red.) *Rachunki narodowe. Wybrane problemy i przykłady zastosowań*, GUS, Warszawa.
- Kelm R., Bęza-Bojanowska J. (2005), Polityka monetarna i fiskalna a odchylenia realnego kursu złoty/euro od kursu równowagi 1995:01-2004:06, *Bank i Kredyt*, 10, 4–19.
- Lothian J., Taylor M. (1996), Real Exchange Rate Behaviour: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries, *Journal of Political Economy*, 104, 488–509.
- MacDonald R. (1997), *What Determines Real Exchange Rates? The Long an Short of It*, Working Paper, 21, IMF, Washington.
- MacDonald R. (2000), *Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview*, Discussion Paper, 3/00, Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank, Frankfurt am Main.
- MacDonald R., Stein J., red. (1999), *Equilibrium Exchange Rates*, Kluwer Academic Publishers, Norwell (Massachusetts).
- Maeso-Fernandez F., Osbat C., Schnatz B. (2004), *Towards the Estimation of Equilibrium Exchange Rates for CEE Acceding Countries: Methodological Issues and a Panel Cointegration Perspective*, Working Paper, 353, ECB, Frankfurt am Main.
- Majsterek M. (2008) *Wielorównaniowa analiza kointegracyjna w ekonomii*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Rubaszek M. (2003), Model równowagi bilansu płatniczego. Zastosowanie wobec kursu złotego, *Bank i Kredyt*, 5, 4–16.
- Rubaszek M. (2004), *Modelowanie optymalnego poziomu realnego efektywnego kursu złotego: Zastosowanie koncepcji fundamentalnego kursu równowagi*, Materiały i Studia, nr 175, NBP, Warszawa.
- Rubaszek M. (2005), *Fundamental Equilibrium Exchange Rate for the Polish Zloty*, Working Paper, 35, National Bank of Poland, Warsaw.
- Rubaszek M. (2009), Economic convergence and the fundamental equilibrium exchange rate in Poland, *Bank i Kredyt*, 40 (1), 7–22.
- Sarno L., Valente G. (2009), Exchange Rates and Fundamentals: Footloose or Evolving Relationship?, *Journal of the European Economic Association*, 7, 786–830.
- Taylor M. (2000), *A Century of Purchasing Power Parity*, Working Paper, 8012, NBER, Cambridge (Massachusetts).
- Taylor M., Sarno L. (1998), The Behavior of Real Exchange Rates during the Post-Bretton Woods Period, *Journal of International Economics*, 46, 281–312.
- Williamson J., red. (1994), *Fundamental Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington.

Aneks

Tabela A1
Wyniki estymacji

	B^T					
	<i>q</i>	<i>r - r*</i>	<i>U^{CA}</i>	<i>U^{BD}</i>	<i>U^{STD}</i>	<i>t</i>
$\beta_1(q)$	1,0000 (-)	1,0000 (-)	0,0000 (-)	0,0323 (3,1)	0,0528 (5,1)	0,0000 (-)
$\beta_2(U^{CA})$	0,0000 (-)	0,0000 (-)	1,0000 (-)	1,0000 (-)	0,0000 (-)	0,0178 (2,3)
	A^T					
	<i>q</i>	$\Delta(r - r^*)$	ΔU^{CA}	ΔU^{BD}	ΔU^{STD}	
α_1	-0,1477 (4,1)	0,0092 (0,6)	0,1736 (0,1)	1,0988 (2,2)	-	
α_2	0,0022 (1,9)	-0,0009 (1,8)	-0,1793 (3,6)	0,0082 (0,5)	-	
	II					
	<i>q</i>	<i>r - r*</i>	<i>U^{CA}</i>	<i>U^{BD}</i>	<i>U^{STD}</i>	<i>t</i>
Δq	-0,1477 (4,1)	-0,1477 (4,1)	-0,0022 (1,9)	-0,0070 (3,6)	-0,0078 (4,1)	-0,00004 (1,9)
$\Delta(r - r^*)$	0,0092 (0,6)	-0,0092 (0,6)	0,0009 (1,8)	-0,0011 (1,5)	-0,0005 (0,6)	-0,00002 (1,9)
ΔU^{CA}	0,1736 (0,1)	0,1736 (0,1)	-0,1793 (3,6)	-0,1850 (2,2)	-0,0092 (0,1)	-0,00319 (3,6)
ΔU^{BD}	1,0988 (2,3)	-1,0988 (2,3)	0,0082 (0,5)	-0,0274 (1,0)	-0,0581 (2,2)	0,00015 (0,5)

Uwaga: w nawiasach podano wartości ilorazów *t*-studenta.

Tabela A2
Diagnostyki

Test restrykcji przeidentyfikujących (<i>over-identifying restrictions</i>)
$\chi^2_5 = 2,7234 (0,74254)$
Test autokorelacji LM składnika losowego
LM(1): $\chi^2_{16} = 13,7855 (0,61469)$
LM(2): $\chi^2_{16} = 23,3944 (0,10359)$
LM(4): $\chi^2_{16} = 10,3454 (0,84798)$
LM(6): $\chi^2_{16} = 11,3918 (0,78468)$
Łączny test normalności składnika losowego
$\chi^2_8 = 5,0171 (0,75574)$
Test efektu ARCH
LM(1): $\chi^2_{100} = 70,6756 (0,98844)$
LM(2): $\chi^2_{200} = 185,1784 (0,76629)$

Uwaga: w nawiasach podano graniczne poziomy istotności.

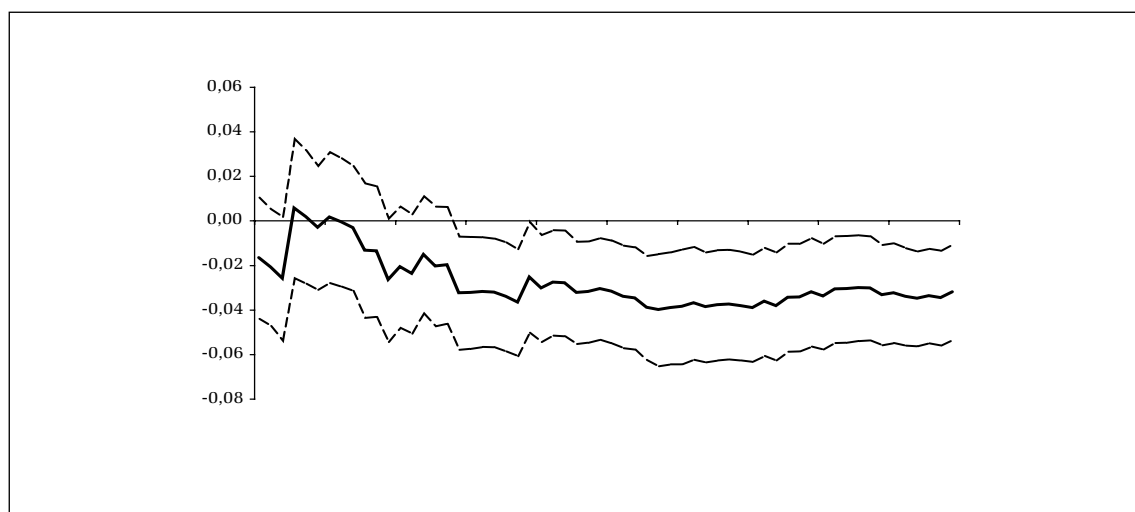
Tabela A3
Analiza reszt – statystyki jednowymiarowe

	Skośność	Kurtoza	Test normalności składnika losowego	Test efektu ARCH	Współczynnik determinacji
Δq	0,2994	2,8357	2,2550 (0,3238)	2,1430 (0,5433)	0,5109
$\Delta(r - r^*)$	-0,2609	2,8249	1,6841 (0,4308)	1,7575 (0,6242)	0,5098
ΔU^{CA}	0,0490	3,1283	0,6923 (0,7074)	4,5024 (0,2121)	0,5347
ΔU^{BD}	-0,1490	3,2322	1,3555 (0,5078)	3,7955 (0,2844)	0,2504

Uwaga: w nawiasach podano graniczne poziomy istotności.

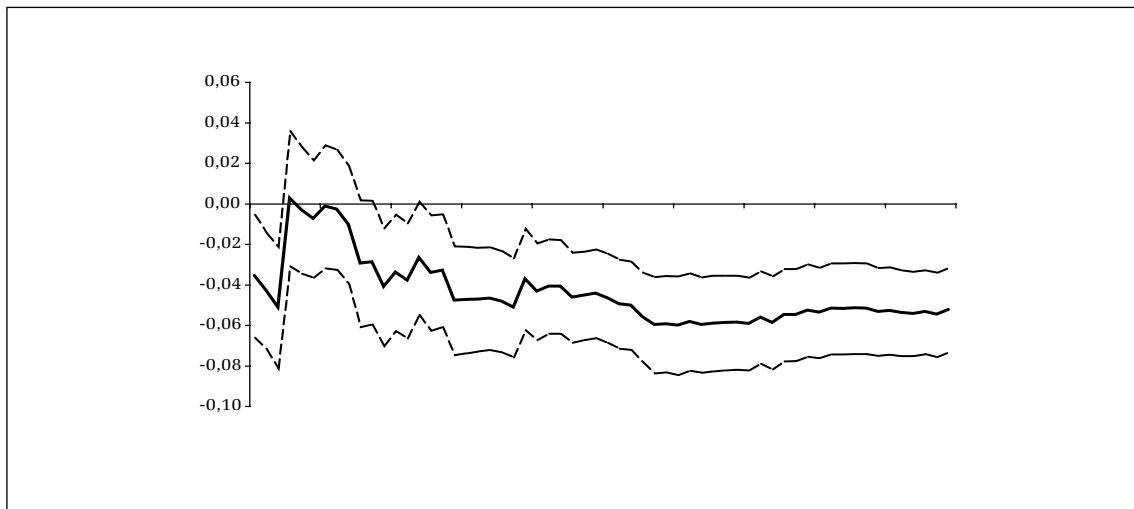
Wykres A1

Model kursu walutowego (12)-(13); estymacja rekursywna parametru $\beta(U^{BD})$ w okresie lipiec 2004 r. – wrzesień 2009 r.



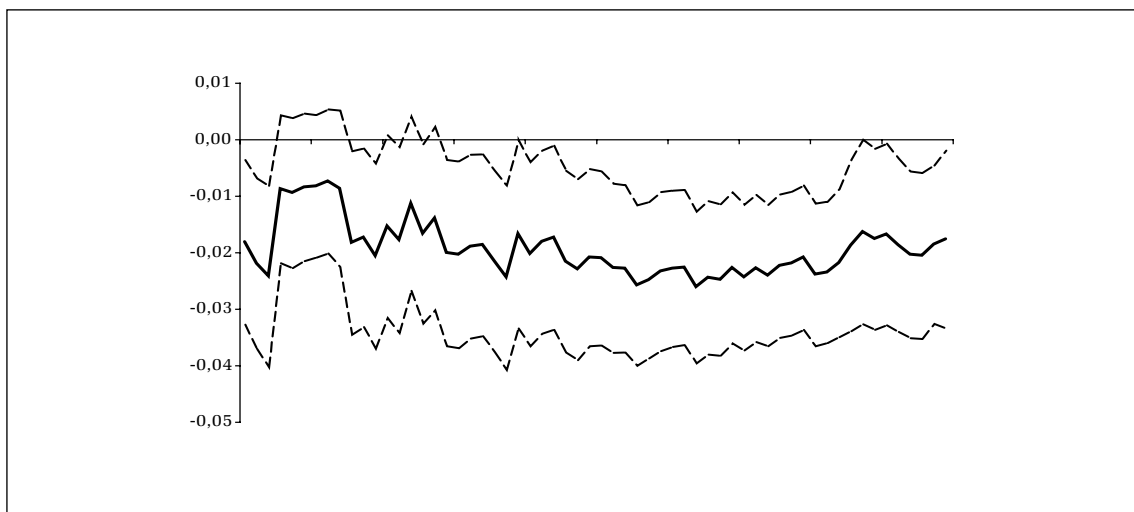
Wykres A2

Model kursu walutowego (12)–(13); estymacja rekursywna parametru $\beta(U^{STD})$ w okresie lipiec 2004 r. – wrzesień 2009 r.



Wykres A3

Model kursu walutowego (12)–(13); estymacja rekursywna parametru $\beta(t)$ w okresie lipiec 2004 r. – wrzesień 2009 r.



Podziękowania

Autor pragnie podziękować anonimowym recenzentom, których uwagi pozwoliły uniknąć niejednoznaczności i kontrowersyjnych stwierdzeń obecnych w poprzednich wersjach tekstu.

Tezy i wnioski zawarte w opracowaniu wyrażają poglądy autora i nie powinny być utożsamiane ze stanowiskiem Narodowego Banku Polskiego.

Model of the Polish zloty/euro behavioural equilibrium exchange rate in the period January 1996 – June 2009

Abstract

Poland's forthcoming ERM II membership makes it crucial for the macroeconomic policy to identify economic variables determining PLN/EUR exchange rate as well as to quantify parameters measuring the intensity of their influence. In recent years the equilibrium exchange rate modeling and estimation methods have drawn plenty of attention and they are expanding continuously. Nevertheless, the high dynamics of economic processes triggered by Poland's EU membership and by profound consequences of the recent financial crisis can make the equilibrium exchange rate estimates based on standard approaches significantly biased.

The paper discusses two most important methods of the equilibrium exchange rate estimation (fundamental and behavioural equilibrium exchange rate models). It identifies limitations and sources of estimate errors associated with employing both methods.

The empirical part of the paper presents the BEER model of the PLN/EUR exchange rate in the period 1999–2009. To capture the exchange rate deviations from the path determined by the uncovered interest parity hypothesis, the standard BEER specification is allowed for the risk premium proxy represented by the short-term government debt. Finally, the preliminary estimates of the equilibrium PLN/EUR exchange rate are presented. They indicate a moderate undervaluation of the zloty in the first half of 2009.

Keywords: behavioural equilibrium exchange rate model, vector error correction model, ERM II

