

Analiza kointegracji kursu PLN/EUR na podstawie modelu równowagi CHEER

Piotr Wdowiński*

Nadesłany: 28 listopada 2010. Zaakceptowany: 11 lutego 2010.

Streszczenie

Oczekiwane członkostwo Polski w systemie ERM II oraz przystąpienie do strefy euro oznaczają stopniowe usztywnianie kursu złotego, aż do całkowitego wprowadzenia wspólnej waluty. Silne umacnianie się złotego względem euro w ostatnich latach, szczególnie po przystąpieniu Polski do Unii Europejskiej, spowodowało wzrost zainteresowania ekonomistów modelami kursów walutowych równowagi. Celem badań przedstawionych w artykule jest poszukiwanie zależności długookresowych dla kursu PLN/EUR. W artykule przedstawiono analizę równowagi nominalnego kursu PLN/EUR na podstawie modelu CHEER, stanowiącego połączenie teorii parytetu siły nabywczej (PPP) i „nieubezpieczonego” parytetu stóp procentowych (UIP). Wykorzystując dane kwartalne w okresie IV kwartał 1999 – III kwartał 2008 r., dla badanego kursu przeprowadzono weryfikację empiryczną, opierając się na analizie kointegracji. Wyniki empiryczne pokazują, że od 2007 r. odchylenia analizowanego kursu od ścieżki równowagi nie przekraczają 3%.

Słowa kluczowe: kurs walutowy równowagi, parytet siły nabywczej, parytet stóp procentowych, prognozowanie kursu złotego względem euro

JEL: C32, E31, E43, E17, F31

* Uniwersytet Łódzki, Katedra Ekonometrii; Urząd Komisji Nadzoru Finansowego w Warszawie;
e-mail: piotrw@uni.lodz.pl.

1. Wstęp¹

Modelowanie kursów walutowych – ich dynamiki i związków długookresowych – ma podstawowe znaczenie dla zrozumienia mechanizmów wymiany międzynarodowej. Obowiązujący w Polsce system kursów zmiennych oraz spodziewane członkostwo Polski w systemie ERM II i następnie przystąpienie do strefy euro powodują, że analiza długookresowej tendencji kursu złotego nabiera szczególnego znaczenia.

Silne umacnianie się złotego względem euro w ostatnich latach, szczególnie po przystąpieniu Polski do Unii Europejskiej (UE), spowodowało wzrost zainteresowania ekonomistów modelami kursów walutowych równowagi (Chmielewski 2003; Kelm 2004; Milo, Wrześniński 2004; Rubaszek 2004; Kelm, Bęza-Bojanowska 2005; Milo, Rutkowska 2005; 2006; Wdowiński 2005; Bęza-Bojanowska 2009; Bęza-Bojanowska, MacDonald 2009; Rubaszek, Serwa, Marcinkowska-Lewandowska 2009; Przystupa 2009; Kęłowski, Welfe 2010). Tocząca się dyskusja nabrała szczególnego znaczenia w związku z planowanym przystąpieniem Polski do systemu ERM II i w konsekwencji do strefy euro oraz w obliczu światowego kryzysu finansowego, spowodowanego załamaniem się rynku kredytów hipotecyjnych w USA.

Należy zwrócić uwagę na dwa podstawowe zagadnienia związane z kształtowaniem się zmiennych kursów walutowych. Po pierwsze, kursy cechują się dużą zmiennością, szczególnie wyrażoną w pomiarze dziennym. Po drugie, kursy często odchylają się od stanu równowagi i te odchylenia mogą być długotrwałe. Jednym z pierwszych ekonomistów, który to zauważył, był Williamson (1983a; 1983b). Autor ten szeroko opisał różne podejścia do modelowania kursów walutowych równowagi.

Z teorii parytetu siły nabywczej (PPP) wynika, że proporcjonalność pomiędzy cenami krajowymi i zagranicznymi a nominalnym kursem walutowym zachodzi w długim okresie, jeśli zmiany cen mają podłoże monetarne. Warto zauważyć, że realny kurs walutowy zmienia się również w wyniku zakłóceń zmiennych sfery realnej gospodarki (efekt Balassy-Samuelsona) oraz w wyniku zmian stóp procentowych („nieubezpieczony” parytet stóp procentowych UIP). Wobec powyższego trudno jest postrzegać zmiany kursu walutowego wyłącznie przez pryzmat klasycznej teorii parytetu PPP lub UIP.

W literaturze przedmiotu znajduje się wiele przykładów modeli uwzględniających modyfikacje klasycznych teorii kursów walutowych, w tym PPP i UIP. Modele te obejmują zmienne sfery realnej (Balassa 1964; Samuelson 1964; Obstfeld 1995; Rogoff 1996; MacDonald 2000; Halpern, Wyplosz 2001), w tym z zastosowaniem metod analizy kointegracji (Karfakis 1991; MacDonald, Taylor 1994; MacDonald, Nagayasu 2000; Groen 2002). W pracy Wdowińskiego (2005) pokazano szerszy kontekst modelu parytetów PPP-UIP, który uwzględniał również jednostkowe koszty pracy i wydajność pracy.

W artykule zostanie przedstawiony model nominalnego kursu walutowego złotego względem euro (kursu euro) w warunkach równowagi w sensie PPP-UIP wraz z empiryczną weryfikacją dla danych kwartalnych na podstawie analizy kointegracji z zastosowaniem metody Johansena dla przypadku I(1).

¹ Artykuł wyraża osobiste poglądy autora. Nie stanowią one oficjalnego stanowiska instytucji, w których jest zatrudniony.

2. Model

Prezentowany model równowagi kursu walutowego został zaproponowany i empirycznie zweryfikowany w następujących pracach: Juselius (1991; 1995); Johansen, Juselius (1992); MacDonald i Marsh (1997; 1999); Juselius i MacDonald (2004; 2007); por. również Wdowiński (2005) oraz Kębłowski, Welfe (2010) w odniesieniu do kursu euro. Model jest znany pod nazwą CHEER (*capital enhanced equilibrium exchange rate*). Połączono w nim teorie parytetu PPP i UIP. Jest modelem hybrydowym, w którym absolutny parytet PPP został rozszerzony o przepływy kapitałowe związane ze stopami procentowymi.

Niech dany będzie absolutny parytet PPP w formie „silnej”, który łączy nominalny kurs walutowy z relacją cen krajowych i zagranicznych²:

$$\bar{s} = p - p^* \quad (1)$$

gdzie:

- $\bar{s}$ – nominalny kurs walutowy równowagi w sensie PPP (krajowa cena jednostki waluty obcej),
- p – krajowy indeks cen,
- p^* – zagraniczny indeks cen.

Wyrażenie $q \equiv \bar{s} - p + p^*$ określa się mianem realnego kursu walutowego.

Wiadomo również, że na krótkookresową dynamikę kursu walutowego mają wpływ kategorie rynku finansowego. Niech dany będzie „nieubezpieczony” parytet stóp procentowych UIP:

$$E(\dot{s}) = i - i^* \quad (2)$$

gdzie:

- $E(\dot{s})$ – oczekiwane tempo zmian nominalnego bieżącego kursu walutowego,
- i, i^* – nominalne długookresowe stopy procentowe w kraju i za granicą,
- $s = ds/dt$,
- E – operator oczekiwania.

Dalej przyjmuje się, że uczestnicy rynku kształtują oczekiwania względem nominalnego kursu walutowego regresywnie, tj. oczekują, że do deprecjacji (aprecjacji) dochodzi, gdy kurs bieżący s jest niższy (wyższy) od kursu równowagi. Mamy zatem (Pentecost 1993):

$$E(\dot{s}) = -\theta(s - \bar{s}) \text{ i } \theta > 0 \quad (3)$$

Dornbusch (1976) pokazał, że odpowiedni dobór parametru θ sprowadza oczekiwania regresywne do formuły przewidywania doskonałego. Z formuł (2) i (3) po uporządkowaniu wyrazów wynika, że (Bhandari 1983):

$$s = \bar{s} - \frac{1}{\theta}(i - i^*) \quad (4)$$

² Małymi literami, z wyjątkiem stóp procentowych, oznaczono logarytmy naturalne odpowiednich zmiennych.

Jeśli $\theta \rightarrow \infty$, to $s \rightarrow \bar{s}$ i kurs bieżący osiąga równowagę. Parametr θ można zatem traktować jako poziom mobilności kapitału, przy czym doskonała mobilność oznacza $\theta \rightarrow \infty$.

Zakładając, że kurs walutowy równowagi $\bar{s}$ został zdefiniowany w (1), otrzymamy następującą postać równania dla nominalnego kursu walutowego:

$$s = p - p^* - \frac{1}{\theta} (i - i^*) \quad (5)$$

W równaniu (5) połączono czynniki pochodzące z realnej i nominalnej sfery gospodarki. Wynika z niego dodatnia zależność pomiędzy krajowym poziomem cen a kursem walutowym i ujemna zależność pomiędzy krajową stopą procentową a kursem walutowym. Wzrost tej stopy powyżej stopy zagranicznej powoduje spadek kursu bieżącego poniżej kursu równowagi i powstanie oczekiwań deprecjacji walutowej w przyszłości. W tym kontekście model (5) jest tożsamy z modelem Dornbuscha (1976); szerzej na ten temat por. Wdowiński (2010).

Zgodnie z warunkiem (5) podejście CHEER specyfikuje odchylenia kursu nominalnego od absolutnego parytetu PPP, związane z różnicą między stopami procentowymi. W tym modelu kurs walutowy jest wynikiem interakcji zmiennych zaliczanych do rachunków obrotów bieżących i kapitałowych. Przypomina zatem podejście bilansu płatniczego, lecz nie specyfikuje innych, ważnych czynników fundamentalnych o charakterze realnym. Przyjmując ten model, można postawić hipotezę, że trwałe odchylenia kursów nominalnych od parytetu PPP wymagają wyspecyfikowania dodatkowych czynników, do których w tym przypadku należą stopy procentowe. W opracowaniu Kębłowskiego i Welfego (2010) podano szerszy kontekst ogólnej postaci modelu CHEER, dla którego wyspecyfikowano wpływ zarówno krótko-, jak i długookresowych stóp procentowych.

3. Weryfikacja empiryczna

Celem badań przedstawionych w artykule jest poszukiwanie zależności długookresowych dla kursu euro. Analiza długookresowa wymaga zastosowania odpowiednich metod estymacji parametrów modeli. W konsekwencji zastosowano analizę kointegracji, która stanowi wartościowy zbiór narzędzi do przeprowadzania wyżej wymienionych badań. Metody analizy kointegracji są powszechnie stosowane w analizie zjawisk społeczno-ekonomicznych (Welfe 1995; Majsterek 2008).

Zastosowanie analizy kointegracji w odniesieniu do kursów walutowych, w tym kursu euro, jest powszechne w literaturze. Ma to związek z rosnącym zainteresowaniem ekonomistów modelami kursów walutowych oraz potrzebą prowadzenia badań nad kursami walutowymi równowagi. Spośród opracowań poświęconych zastosowaniom kointegracji do modelowania kursów walutowych złotego można wskazać opracowania Brzeszczyńskiego i Kelma (2002); Wdowińskiego i Zglińskiej-Pietrzak (2006); Wdowińskiego (2007); Bęzy-Bojanowskiej (2009); Bęzy-Bojanowskiej i MacDonalda (2009); Kębłowskiego i Welfego (2010).

Popularność pojęcia kointegracji wiąże się z pracą Engle'a i Grangera (1987). Model VAR (Sims 1980) stanowi podstawę nowoczesnego podejścia do analizy kointegracji, której współczesny rozwój wiąże się z pracami Johansena i Juselius (Johansen 1988; Johansen, Juselius 1990; Johansen 1995; Juselius 2006).

Przedstawioną w artykule analizę kointegracji dla kursu euro przeprowadzono, przyjmując standardowe założenia dotyczące postępowania w metodzie Johansena dla przypadku I(1). Rząd opóźnienia k modelu VAR ustalono jako wypadkową przyjętych kryteriów, do których zalicza się: statystykę sekwencyjnego testu LR, statystykę FPE (*final prediction error*), kryterium informacyjne Akaike'a (AIC), kryterium informacyjne Schwarza (SIC) oraz kryterium informacyjne Hannana-Quinna (HQ) (Lütkepohl 2005) (por. tabele 5 i 6 w aneksie).

W ocenie jakości statystycznej modelu VAR zastosowano następujące testy wielowymiarowe: normalności reszt, LM na autokorelację reszt (Lütkepohl 2005), wielowymiarową wersję testu Portmanteau Boxa-Pierce'a i Ljunga-Boxa na autokorelację reszt (Ljung, Box 1978), White'a na heteroskedastyczność reszt (Kelejian 1982; Doornik 1995). Wnioskowanie o rzędzie kointegracji przeprowadzono za pomocą testu śladu z poprawką Reinsela i Ahna (1992) oraz Bartletta (por. Johansen 2002; Kęłowski 2009). Wartości krytyczne dla poziomu istotności 5% przyjęto za pracami: Osterwald-Lenum (1992) oraz MacKinnon, Haug i Michelis (1999). Szacunki zostały wykonane w pakietach: Econometric Views 6.0 oraz Structural VAR 0.45.

W celu empirycznej weryfikacji modelu CHEER przyjęto wektor $\mathbf{z}'_t = [s_t, p_t, p_t^*, i_t, i_t^*]$, gdzie:

s – nominalny kurs walutowy PLN/EUR (średnia kwartalna, logarytm naturalny, „plneur”),

p – jednopodstawowy indeks cen produkcji w Polsce (logarytm naturalny, wyrównany sezonowo, „ppi_pl_sa”),

p^* – jednopodstawowy indeks cen produkcji w strefie euro (logarytm naturalny, wyrównany sezonowo, „ppiemu_sa”),

i – długookresowa stopa procentowa w Polsce (rentowność 10-letnich obligacji skarbowych, „gby10ypl”),

i^* – długookresowa stopa procentowa w strefie euro (rentowność 10-letnich obligacji skarbowych, „gby10yemu”).

Analizą objęto próbę danych kwartalnych w okresie IV kwartał 1999 – III kwartał 2008 r., prognozy zaś wyznaczono do II kwartału 2009 r.

Przed przystąpieniem do analizy kointegracji zmienne systemu poddano testowaniu na obecność pierwiastków jednostkowych. Na wykresie 1 przedstawiono kształtowanie się zmiennych wektora $\mathbf{z}_t$, zarówno poziomów, jak i przyrostów, natomiast w tabelach 1–4 pokazano wyniki testowania obecności pierwiastków jednostkowych na podstawie testów Dickeya-Fullera i KPSS.

Wnioskując na podstawie granicznych poziomów istotności w teście ADF, zawartych w tabelach 1 i 2, oraz wartości statystyk testowych w teście KPSS (tabele 3 i 4), można przyjąć, że wszystkie zmienne są zintegrowane w stopniu pierwszym, I(1). Należy zwrócić uwagę na niejednoznaczne wskazania testów dotyczące stacjonarności indeksu cen w strefie euro. Ostatecznie przyjęto, że poziom tego indeksu jest niestacjonarny I(1), przyrost zaś stacjonarny I(0), biorąc pod uwagę, że ów przyrost może być stacjonarny wokół trendu.

Wyniki testowania rzędu opóźnienia k modelu VAR podano w tabeli 5. Przyjęto $k = 2$ (36 obserwacji, próba: IV kwartał 1999 – III kwartał 2008 r.).

W tabeli 6 znajdują się wyniki wielowymiarowych testów specyfikacji modelu VAR(2). Należy przyjąć, że reszty nie podlegają procesowi autokorelacji; pewne wątpliwości budzi graniczny poziom istotności w teście normalności rozkładu reszt.

W tabelach 7 i 8 zawarto wyniki testowania rzędu kointegracji r z zastosowaniem wartości krytycznych: MacKinnon, Haug, Michelis (1999) oraz Osterwald-Lenum (1992). Uwzględniono wy-

raz wolny w przestrzeni kointegracji ze względu na wyrażenie zmiennych w różnych jednostkach i wyraz wolny w modelu wektorowej korekty błędem VECM, biorąc pod uwagę potencjalne występowanie trendu liniowego w zmiennych. Przyjęto rząd kointegracji $r = 1$, warunkowany strukturą deterministyczną, stosując się do wyników testu śladu i uwzględniając poprawki małopróbkowe.

Dla modelu VECM(1) testowano różne hipotezy o charakterze ekonomicznym (H1 do H8) w odniesieniu do długookresowych ocen wektora kointegracji oraz parametrów dostosowań krótkookresowych. Wyniki przedstawiono w tabeli 9.

Zauważmy, że należy odrzucić hipotezy o homogenicznym wpływie indeksów cen na kurs walutowy. Tym samym w analizowanej próbie nie zaszły warunki do występowania absolutnego parytetu PPP w formie „silnej”, nawet po zastosowaniu korekty ze względu na stopy procentowe.

Ostatecznie przyjęto hipotezę H8, która zakłada, że zmiany nominalnego kursu walutowego były homogeniczne względem zmian krajowego indeksu cen oraz że parametry przy stopach procentowych powinny być przeciwne co do znaku. Ponadto wobec braku istotności statystycznej ocen parametrów dostosowań krótkookresowych do relacji kointegrującej przy zmiennych Δp , Δp^* i Δi nałożono na te parametry warunki zerowe. Wskazywałoby to na występowanie warunków słabej egzogeniczności w odniesieniu do wspomnianych zmiennych. W konsekwencji otrzymano statystykę $\chi^2(5) = 2,44(0,79)$, wskazującą, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy H8. Po nałożeniu restrykcji zawartych w ostatnim wierszu tabeli 9 otrzymano następujący związek kointegracji:

$$s_t = 8,15 + p_t - 2,45 p_t^* - 0,03 (i_t - i_t^*) \quad (6)$$

(18,83) (10,02)

W nawiasach pod ocenami parametrów podano wartości statystyk t -Studenta.

Równanie (6) zawiera wszystkie zmienne postulowane przez model PPP-UIP. Ponadto uwzględniając restrykcje, otrzymano różne oceny elastyczności dla indeksów p i p^* . Należy zwrócić uwagę na ujemny wpływ dysparytetu długookresowych stóp procentowych na kurs euro.

Na podstawie równania (6), przyjmując rzeczywiste wartości indeksów cen i stóp procentowych, wyznaczono kurs równowagi $\hat{s}_t$. Wykres 2 przedstawia rzeczywisty nominalny kurs euro (PLNEUR), kurs równowagi (PLNEUR_BAR) oraz odchylenia $u_t = s_t - \hat{s}_t$.

Można zauważyć, że w analizowanym okresie (IV kwartał 1999 – III kwartał 2008 r.) wyrażona nadwartościowość złotego względem euro wystąpiła głównie w okresie przed akcesją do UE, lecz również zaznaczyła się po przystąpieniu do UE i trwała do końca 2006 r. Od 2007 r. odchylenia analizowanego kursu od ścieżki równowagi są niewielkie i nie przekraczają 3%.

Biorąc pod uwagę relację (6), związaną z jednym wektorem kointegracji w analizowanym systemie, zbudowano w celach prognostycznych *ex post* uproszczony model korekty błędem dla nominalnego kursu walutowego euro, niebędący modelem warunkowym VECM. Model ma postać:

$$\Delta s_t = 1,62 \Delta p_t - 2,48 \Delta p_t^* + 0,02 \Delta i_t - 0,04 \Delta i_t^* - 0,38 u_{t-1} - 0,07 d_t + \eta_t \quad (7)$$

(4,18) (5,57) (3,29) (2,37) (6,29) (3,59)

$$JB = 1,84(0,40), BG(1) = 0,00(0,99), BG(4) = 1,69(0,79), ARCH(1) = 0,19(0,66) \\ ARCH(4) = 1,20(0,88), WHITE = 6,39(0,38), n = 36, próba: 1999Q4 - 2008Q3$$

gdzie:

Δ – operator różnicowania,

d_t – interwencyjna zmienna 0-1, przyjmująca 1 w II kwartale 2001 r. i 0 w pozostałych okresach,

η_t – gaussowski składnik losowy,

JB – statystyka Jarque’a-Bery’ego w teście normalności rozkładu składnika losowego,

$BG(p)$ – statystyka Breuscha-Godfrey’a w teście LM na autokorelację składnika losowego rzędu p ,

$ARCH(q)$ – statystyka testu na warunkową heteroskedastyczność składnika losowego rzędu q ,

$WHITE$ – statystyka w teście na heteroskedastyczność składnika losowego,

n – liczba obserwacji.

Na podstawie podanych wartości statystyk testowych należy wnioskować, że jakość statystyczna modelu jest wysoka. Opierając się na równaniu (7), wyznaczono prognozy dynamiczne *ex post* nominalnego kursu euro, obejmujące okres IV kwartał 1999 – II kwartał 2009 r., tj. całą dostępną próbę, dla której można było wyznaczyć relację długookresową (6) z uwzględnieniem związku jednoczesnego pomiędzy zmiennymi. W ten sposób wyznaczono prognozy historyczne również poza próbą, która była podstawą oszacowania parametrów związków (6) i (7). Należy zauważyć, że prognozy dla podpróby IV kwartał 2008 – II kwartał 2009 r. dotyczą okresu, w którym narastał światowy kryzys finansowy. Prognozy, bez cech nietypowości, przedstawia wykres 3, kurs nominalny (PLNEUR) oraz prognozy (PLNEUR_F) są wyrażone w złotych.

Błędy prognoz podano w tabeli 11. Wynika z niej, że błędy w próbie (*in-sample*) były znacznie niższe niż poza próbą (*out-of-sample*), co może oznaczać utratę stabilności przez model poza próbą. Jednocześnie należy zauważyć, że model poprawnie odwzorował zmianę tendencji w kierunku znacznej deprecjacji złotego względem euro, spowodowanej narastaniem kryzysu światowego, oraz późniejsze wyhamowanie tej deprecjacji w związku ze stabilizowaniem się gospodarki Polski.

4. Zakończenie

W artykule przedstawiono analizę nominalnego kursu złotego względem euro na podstawie modelu równowagi CHEER, stanowiącego połączenie teorii parytetu siły nabywczej PPP i „nieubezpieczonego” parytetu stóp procentowych UIP. Z analizy wynika kilka istotnych spostrzeżeń. Po pierwsze, w analizowanym okresie IV kwartał 1999 r. – III kwartał 2008 r. nie powstały warunki do wystąpienia absolutnego parytetu siły nabywczej w formie „silnej” dla kursu euro, a jedynie parytetu w formie „słabej” względem indeksu cen produkcji. Po drugie, wpływ indeksu cen produkcji w strefie euro na kurs euro był wyraźnie silniejszy niż w przypadku podobnego indeksu w Polsce. Po trzecie, długookresowe stopy procentowe miały wpływ na nominalny kurs walutowy, przy czym kurs realny był malejącą funkcją tych stóp.

Z przesłanek ekonomicznych odnośnie do krótkookresowej sztywności cen towarów i usług czy występowania zjawiska Balassy-Samuelsona wynika, że w analizie parytetu PPP jako deflator cen powinno się przyjąć indeks PPI. Indeks ten obejmuje więcej towarów będących przedmiotem wymiany zagranicznej niż indeks cen konsumpcji CPI i ma bezpośredni związek z nominalnym kursem walutowym.

Z przeprowadzonych badań kursu euro na podstawie modelu CHEER należy wnioskować, że w analizie kursu realnego w warunkach równowagi PPP-UIP model powinno się wzbogacić o przepływy kapitałowe, aproksymowane za pomocą różnicy między długookresowymi stopami procentowymi. Powszechnie uznaje się realny kurs walutowy za miernik poziomu konkurencyjności gospodarki z punktu widzenia celu zrównoważonego handlu zagranicznego oraz innych celów gospodarczych. We wnioskowaniu o nadwartościowości lub podwartościowości waluty krajowej warto zatem uwzględnić również indeks cen produkcji (PPI).

Uzyskane wartości ocen parametrów w relacji kointegrującej, w szczególności elastyczność nominalnego kursu walutowego względem cen produkcji w strefie euro wskazują, że otrzymany związek należy traktować jako bardzo ogólną aproksymację rzeczywistej zależności. Zwiększenie długości okresu do celów analizy empirycznej powinno wpłynąć na poprawę walorów ekonomiczno-prognostycznych przedstawionego modelu. Wyniki pokazały, że połączenie teorii parytetów PPP i UIP stanowi alternatywny sposób objaśnienia kursu euro, w tym również jego dynamiki.

Przedstawione podejście wykazało, że modele kursów walutowych, w tym kursu złotego względem euro, to modele hybrydowe, uwzględniające różne kategorie rynku towarowego i finansowego, w których następują złożone procesy dostosowań krótkookresowych do relacji długookresowej.

W dalszych badaniach należałoby zwrócić uwagę na odporność sformułowanych wniosków na zjawiska nietypowe, do których powinno się zaliczyć kryzys finansowy.

Bibliografia

- Balassa B. (1964), The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal, *Journal of Political Economy*, 72, 584–596.
- Bęza-Bojanowska J. (2009), Behavioral and Permanent Złoty/Euro Equilibrium Rate, *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, 1, 35–55.
- Bęza-Bojanowska J., MacDonald R. (2009), *The Behavioural Złoty/Euro Equilibrium Exchange Rate*, National Bank of Poland, Working Paper, 55, Warsaw.
- Bhandari J.S. (1983), An Alternative Theory of Exchange Rate Dynamics, *Quarterly Journal of Economics*, 98 (2), 337–348.
- Brzeszczyński J., Kelm R. (2002), *Ekonometryczne modele rynków finansowych*, WIG-Press, Warszawa.
- Chmielewski T. (2003), *Od kursu płynnego do unii monetarnej. Znaczenie efektu Balassy-Samuelsona dla polskiej polityki pieniężnej*, Materiały i Studia, 163, NBP, Warszawa.
- Doornik J.A. (1995), *Testing General Restrictions on the Cointegrating Space*, manuscript.
- Dornbusch R. (1976), Expectations and Exchange Rate Dynamics, *Journal of Political Economy*, 84 (6), 1161–1176.

- Engle R.F., Granger C.W.J. (1987), Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55 (2), 251–276.
- Groen J.J.J. (2002), Cointegration and the Monetary Exchange Rate Model Revisited, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64 (4), 361–380.
- Halpern L., Wyplosz C. (2001), Economic Transformation and Real Exchange Rates in the 2000s: The Balassa-Samuelson Connection, w: United Nations Economic Commission for Europe, *Economic Survey of Europe*, Chap. 6, Geneva.
- Johansen S. (1988), Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231–254.
- Johansen S. (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press.
- Johansen S. (2002), A small sample correction for the test of cointegrating rank in the vector autoregressive model, *Econometrica*, 70, 1929–1961.
- Johansen S., Juselius K. (1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – With Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2), 169–210.
- Johansen S., Juselius K. (1992), Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for the UK, *Journal of Econometrics*, 53, 211–244.
- Juselius K. (1991), Long-run Relations in a Well Defined Statistical Model for the Data Generating Process: Cointegration Analysis of the PPP and UIP Relations Between Denmark and Germany, w: J. Gruber (red.), *Econometric Decision Models: New Methods of Modeling and Applications*, Springer-Verlag, New York.
- Juselius K. (1995), Do Purchasing Power Parity and Uncovered Interest Rate Hold in the Long Run, *Journal of Econometrics*, 69, 211–240.
- Juselius K. (2006), *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, Oxford University Press.
- Juselius K., MacDonald R. (2004), The International Parities Between Japan and the USA, *Japan and the World Economy*, 16, 17–34.
- Juselius K., MacDonald R. (2007), International Parity Relationships and a Nonstationary Real Exchange Rate. Germany versus the US in the Post Bretton Woods Period, w: V. Morales (red.), *Recent Issues in International Macroeconomics*, Nova Publications, New York.
- Karfakis C.J. (1991), A Model of Exchange Rate Policy: Evidence for the US Dollar-Greek Drachma Rate 1975–87, *Applied Economics*, 23, 815–820.
- Kelejian H.H. (1982), An Extension of a Standard Test for Heteroskedasticity to a Systems Framework, *Journal of Econometrics*, 20, 325–333.
- Kębłowski P. (2009), *Małopróbkowe wnioskowanie o rzędzie kointegracji*, rozprawa doktorska, Uniwersytet Łódzki.
- Kębłowski P., Welfe A. (2010), Estimation of the equilibrium exchange rate: The CHEER approach, *Journal of International Money and Finance*, 29, 1385–1397.
- Kelm R. (2004), Empiryczny model polityki kursowej w Polsce w latach 1995–2002, w: W. Milo, P. Wdowiński (red.), *Rynki finansowe: prognozy a decyzje*, Acta Universitatis Lodzensis. Folia Oeconomica, 177, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.

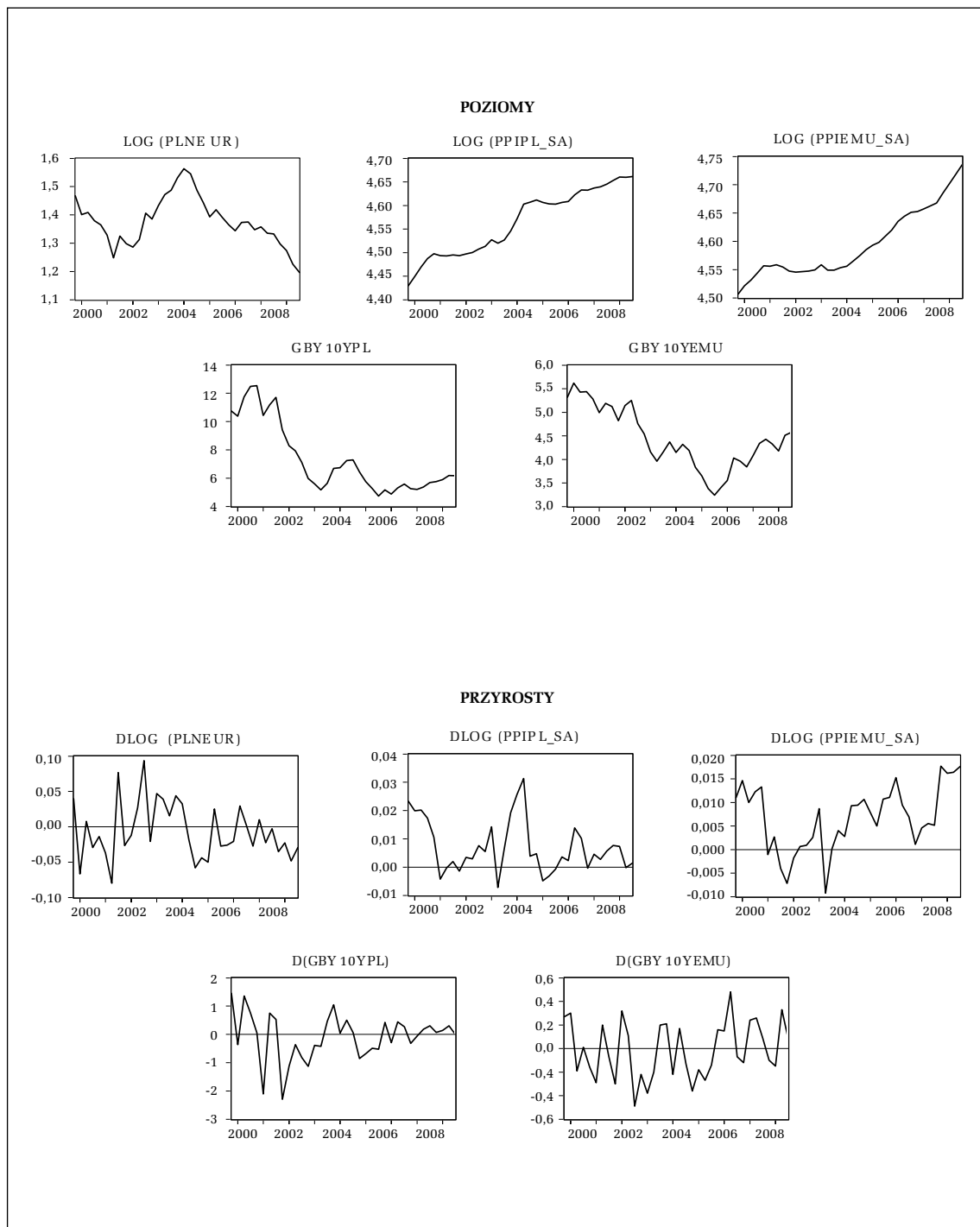
- Kelm R., Bęza-Bojanowska J. (2005), Polityka monetarna i fiskalna a odchylenia realnego kursu złoty/euro od kursu równowagi w okresie styczeń 1995 r. – czerwiec 2004 r., *Bank i Kredyt*, 10, 4–19.
- Ljung G., Box G.E.P. (1978), On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models, *Biometrika*, 66, 67–72.
- Lütkepohl H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg.
- 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., Marsh I.W. (1997), On Casselian PPP, Cointegration and Exchange Rate Forecasting, *Review of Economics and Statistics*, 70, 655–664.
- MacDonald R., Marsh I.W. (1999), *Exchange Rate Modelling*, Kluwer, Boston, M.A.
- MacDonald R., Nagayasu J. (2000), *The Long-Run Relationship Between Real Exchange Rates and Real Interest Rate Differentials: A Panel Study*, IMF Working Paper Series, 99/37, Palgrave Macmillan, Washington D.C.
- MacDonald R., Taylor M.P. (1994), Reexamining the Monetary Approach to the Exchange Rate: the Dollar-Franc, 1976–90, *Applied Financial Economics*, 4, 423–429.
- MacKinnon J.G., Haug A.A., Michelis L. (1999), Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration, *Journal of Applied Econometrics*, 14, 563–577.
- Majsterek M. (2008), *Wielowymiarowa analiza kointegracyjna w ekonomii*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Milo W., Rutkowska M. (2005), Notes on Forecasting Nominal Equilibrium Exchange Rates of PLN Against USD, w: W. Milo, P. Wdowiński (red.), *Issues in Modeling, Forecasting and Decision-Making in Financial Markets*, Acta Universitatis Lodziansis. Folia Oeconomica, 192, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, 145–156.
- Milo W., Rutkowska M. (2006), Notes on Forecasting Real Equilibrium Exchange Rates of PLN Against USD, w: W. Milo, P. Wdowiński (red.), *Financial Markets: Principles of Modeling, Forecasting and Decision-Making*, FindEcon Monograph Series: Advances in Financial Market Analysis, 1, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Milo W., Wrzesiński D. (2004), Analiza realnego kursu walutowego, w: W. Milo, P. Wdowiński (red.), *Rynki finansowe: prognozy a decyzje*, Acta Universitatis Lodziansis. Folia Oeconomica, 177, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Obstfeld M. (1995), International Currency Experience: New Lessons and Lessons Relearned, *Brookings Papers on Economic Activity*, 26 (1), 119–220.
- Osterwald-Lenum M. (1992), A Note With Fractiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics: Four Cases, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461–472.
- Pentecost E.J. (1993), *Exchange Rate Dynamics: A Modern Analysis of Exchange Rate Theory and Evidence*, E. Elgar, Aldershot, Hants.
- Przystupa J. (2009), *Analiza realnego kursu długookresowej równowagi złotego przy wchodzeniu do ERM-2 i strefy euro*, Studia i Materiały, 89, Instytut Badań Rynku, Konsumpcji i Koniunktur, Warszawa.

- Reinsel G.C., Ahn S.K. (1992), Vector Autoregressive Models with Unit Roots and Reduced Rank Structure: Estimation, Likelihood Ratio Test, and Forecasting, *Journal of Time Series Analysis*, 13, 353–375.
- Rogoff K. (1996), The Purchasing Power Parity Puzzle, *Journal of Economic Literature*, 34 (2), 647–668.
- Rubaszek M. (2004), *Modelowanie optymalnego poziomu realnego efektywnego kursu złotego: zastosowanie koncepcji fundamentalnego kursu równowagi*, Materiały i Studia, 175, NBP, Warszawa.
- Rubaszek M., Serwa D., Marcinkowska-Lewandowska W. (2009), *Analiza kursu walutowego*, C.H. Beck, Warszawa.
- Samuelson P.A. (1964), Theoretical Notes on Trade Problems, *Review of Economics and Statistics*, 46 (2), 145–154.
- Sims C.A. (1980), Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 48 (1), 1–48.
- Wdowiński P. (2005), Teorie parytetu siły nabywczej PPP i parytetu stóp procentowych UIP w modelu kursu walutowego, w: W. Milo, P. Wdowiński (red.), *Wybrane zagadnienia ilościowych analiz ekonomiczno-finansowych*, Acta Universitatis Lodzianensis. Folia Oeconomica, 193, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Wdowiński P. (2007), Modelowanie i prognozowanie kursu walutowego złoty/euro, w: P. Miłobędzki, M. Szreder (red.), *Modelowanie i prognozowanie gospodarki narodowej*, Prace i Materiały, 5, Uniwersytet Gdański.
- Wdowiński P. (2010), *Modele kursów walutowych*, rozprawa habilitacyjna, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Wdowiński P., Zglińska-Pietrzak A. (2006), Modeling and Forecasting Exchange Rates: A Monetary Approach, w: W. Milo, P. Wdowiński (red.), *Financial Markets: Principles of Modeling, Forecasting and Decision-Making*, FindEcon Monograph Series: Advances in Financial Market Analysis, 1, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Welfe A. (1995), *Ekonometria*, PWE, Warszawa.
- Williamson J. (1983a), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington, D.C.
- Williamson J. (1983b), *The Exchange Rate System*, Institute for International Economics, Washington, D.C.

Aneks

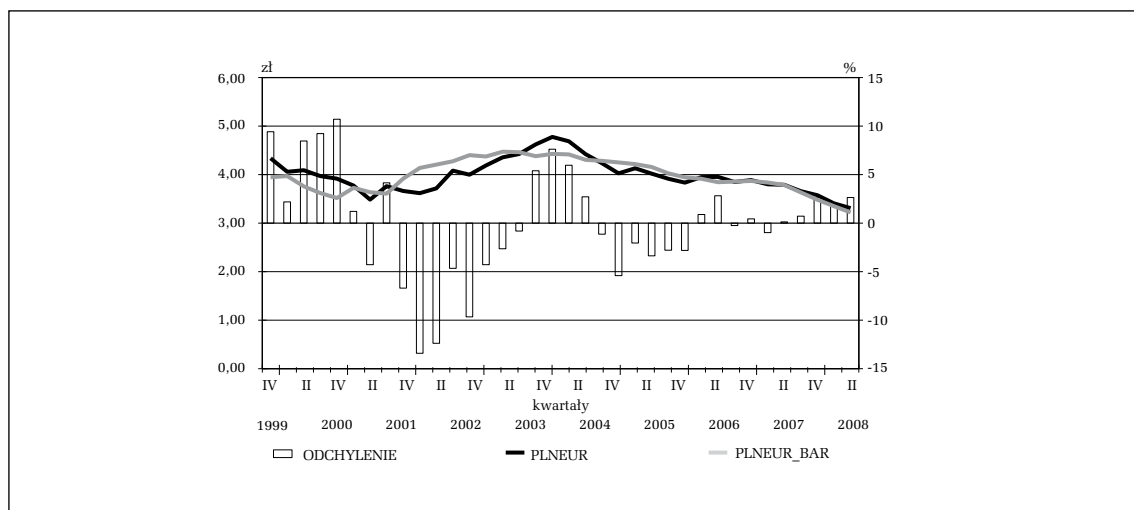
Wykres 1

Wykresy zmiennych modelu



Wykres 2

Kurs rzeczywisty i kurs równowagi (lewa oś) oraz odchylenie kursu rzeczywistego od kursu równowagi (prawa oś)



Wykres 3

Prognozy dynamiczne *ex post* na podstawie modelu ECM

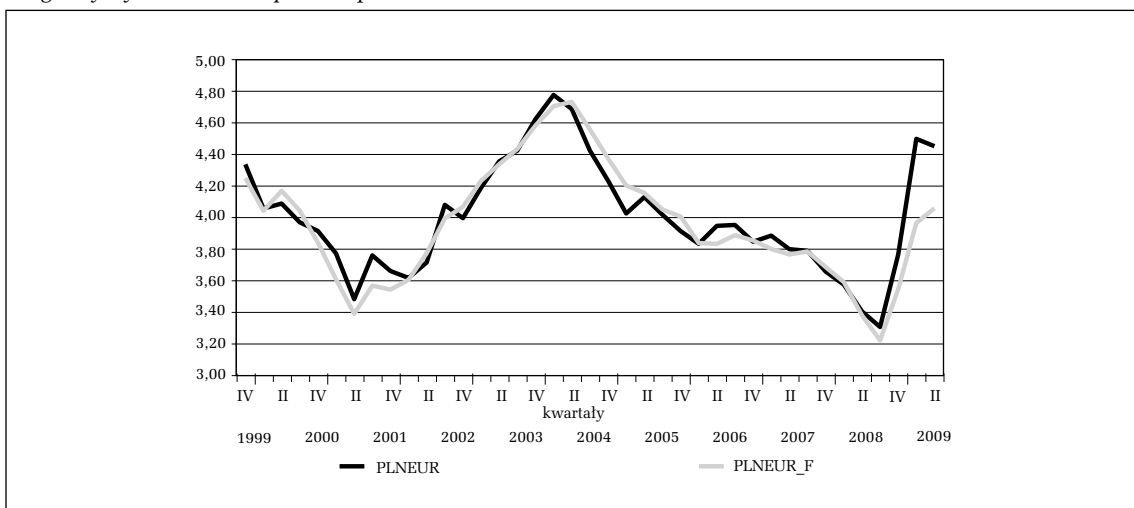


Tabela 1

Wyniki testu Dickeya-Fullera – poziomy zmiennych

Zmienna	Test ADF			
	Akaike		Schwarz	
	stała			
	stat.	p-val	stat.	p-val
gby10yemu	-1,69	0,43	-1,29	0,62
gby10ypl	-2,72	0,08	-1,88	0,34
log(plneur)	-0,60	0,86	-0,60	0,86
log(ppiemu_sa)	1,86	1,00	1,07	1,00
log(ppipl_sa)	-1,58	0,48	-1,58	0,48

Tabela 2

Wyniki testu Dickeya-Fullera – przyrosty zmiennych

Zmienna	Test ADF							
	Akaike				Schwarz			
	bez stałej		stała		bez stałej		stała	
	stat.	p-val	stat.	p-val	stat.	p-val	stat.	p-val
d(gby10yemu)	-5,49	0,00	-5,41	0,00	-5,49	0,00	-5,41	0,00
d(gby10ypl)	-4,93	0,00	-3,25	0,03	-4,93	0,00	-2,58	0,11
dlog(plneur)	-5,54	0,00	-5,60	0,00	-5,54	0,00	-5,60	0,00
dlog(ppiemu_sa)	-1,50	0,12	-2,80	0,07	-1,50	0,12	-2,52	0,12
dlog(ppipl_sa)	-2,54	0,01	-3,14	0,03	-2,54	0,01	-3,14	0,03

Tabela 3

Wyniki testu KPSS – poziomy zmiennych

Zmienna	Test KPSS	
	Andrews	Newey-West
	stała i trend	
	statystyka	
gby10yemu	0,19	0,18
gby10ypl	0,16	0,16
log(plneur)	0,21	0,15
log(ppiemu_sa)	0,70	0,20
log(ppipl_sa)	0,12	0,08
Poziom istotności	Wartości krytyczne	
1%	0,216	0,216
5%	0,146	0,146
10%	0,119	0,119

Tabela 4

Wyniki testu KPSS – przyrosty zmiennych

Zmienna	Test KPSS	
	Andrews	Newey-West
	stała	
	statystyka	
d(gby10yemu)	0,18	0,19
d(gby10ypl)	0,12	0,11
dlog(plneur)	0,24	0,19
dlog(ppiemu_sa)	0,27	0,29
dlog(ppipl_sa)	0,18	0,18
Poziom istotności	Wartości krytyczne	
1%	0,739	0,739
5%	0,463	0,463
10%	0,347	0,347

Tabela 5

Kryteria wyboru rzędu opóźnienia w modelu VAR

Opóźnienie	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
1	357,02	2,2E-14	-17,29	-15,95	-16,83
2	56,06	9,6E-15	-18,19	-15,75	-17,35
3	33,59	8,9E-15	-18,53	-14,98	-17,31

Tabela 6

Wielowymiarowe testy specyfikacji dla modelu VAR(2)

Wyszczególnienie	Statystyka (p-val)
Autokorelacja pierwszego rzędu	$\chi^2(25) = 29,65$ (0,24)
Autokorelacja czwartego rzędu	$\chi^2(25) = 37,95$ (0,05)
Normalność rozkładu reszt	$\chi^2(10) = 19,03$ (0,04)
Heteroskedastyczność reszt (White)	$\chi^2(300) = 323,59$ (0,17)

Tabela 7

Test śladu na rząd kointegracji

Liczba wektorów	Hipoteza H1			
	λ	stat*	stat**	5%
0	0,73	73,95	71,03	69,82
1	0,59	40,34	36,20	47,86
2	0,39	17,21	14,59	29,80
3	0,16	4,40	4,00	15,49
4	0,00	0,01	0,02	3,84

* Poprawka Reinsela-Ahna.

** Poprawka Bartletta.

Uwaga: wartości krytyczne: MacKinnon, Haug, Michelis (1999).

Tabela 8

Test śladu na rząd kointegracji

Liczba wektorów	Hipoteza H1			
	λ	stat*	stat**	5%
0	0,73	73,95	71,03	68,52
1	0,59	40,34	36,20	47,21
2	0,39	17,21	14,59	29,68
3	0,16	4,40	4,00	15,41
4	0,00	0,01	0,02	3,76

* Poprawka Reinsela-Ahna.

** Poprawka Bartletta.

Uwaga: wartości krytyczne: Osterwald-Lenum (1992).

Tabela 9

Warunki ograniczające (restrykcje) dla parametrów długookresowych i parametrów dostosowań krótkookresowych

Hipotezy	Parametry relacji długookresowej					Parametry dostosowań krótkookresowych					Statystyka (p-val)
	s	p	p^*	i	i^*	Δs	Δp	Δp^*	Δi	Δi^*	
	b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	
H1	1	-1	1	0	0	*	*	*	*	*	$\chi^2(4) = 35,17 (0,00)$
H2	1	$b_2 = -b_3$		0	0	*	*	*	*	*	$\chi^2(3) = 32,26 (0,00)$
H3	1	-1	1	*	*	*	*	*	*	*	$\chi^2(2) = 25,66 (0,00)$
H4	1	$b_2 = -b_3$		$b_4 = -b_5$		*	*	*	*	*	$\chi^2(2) = 17,57 (0,00)$
H5	1	-1	1	$b_4 = -b_5$		*	*	*	*	*	$\chi^2(3) = 33,09 (0,00)$
H6	1	*	*	$b_4 = -b_5$		*	*	*	*	*	$\chi^2(1) = 0,33 (0,57)$
H7	1	-1	*	$b_4 = -b_5$		*	*	*	*	*	$\chi^2(2) = 1,94 (0,38)$
H8	1	-1	*	$b_4 = -b_5$		*	0	0	0	*	$\chi^2(5) = 2,44 (0,79)$

Uwaga: * oznacza, że na dany parametr nie nałożono warunku ograniczającego.

Tabela 10

Statystyki opisowe odchyleń od stanu równowagi w okresie IV kwartał 1999 – III kwartał 2008 r. (w %)

Wyszczególnienie	Odchylenie u
średnia	0,04
mediana	0,28
maks.	10,71
min.	-13,41
odch. stand.	5,71
skośność	-0,27
kurtoza	3,01
JB	0,44
p-val	0,80

Tabela 11

Błędy prognoz historycznych dla modelu ECM

Wyszczególnienie	MAE	RMSE	MAPE
Błąd w próbie	0,07	0,08	1,70%
Błąd poza próbą	0,38	0,40	8,82%

MAE – średni błąd absolutny, RMSE – pierwiastek z błędu średniokwadratowego, MAPE – średni absolutny błąd procentowy.

Podziękowania

Autor pragnie złożyć podziękowania anonimowym Recenzentom „Banku i Kredytu” za cenne uwagi oraz wskazówki, które pozwoliły nadać artykułowi ostateczny kształt.

A cointegration analysis of equilibrium zloty/euro exchange rate under CHEER approach

Abstract

The expected Poland's membership in the ERM2 and accession to the euro area means a gradual fixing of the zloty exchange rate until the complete introduction of the single currency. Strong appreciation of the zloty against the euro in recent years, especially after Poland's accession to the European Union, resulted in increased interest of economists in models of exchange rate equilibrium. The aim of the research presented in the article is to seek for long-term equilibrium of the zloty/euro exchange rate. An analysis of CHEER equilibrium model is given, combining the idea of purchasing power parity (PPP) and “uncovered” interest rate parity (UIP). An empirical verification, using quarterly data over 1999Q4–2008Q3, is given within a cointegration framework of Johansen. Empirical results show that since 2007, the deviations of nominal zloty/euro exchange rate from the equilibrium path do not exceed 3%.

Keywords: equilibrium exchange rate, purchasing power parity, interest rate parity, zloty/euro exchange rate forecasting

