

*Sławomir I. Bukowski**

*Joanna E. Bukowska***

**KRYZYS GOSPODARCZY A KSZTAŁTOWANIE SIĘ
KURSU ZŁOTEGO WOBEC EURO
I DOLARA AMERYKAŃSKIEGO W LATACH 2008–2012**

WPROWADZENIE

Recesja w latach 2008–2010 oraz kryzys finansowy i ich skutki wywarły istotny wpływ na kształtowanie się kursów walutowych w krótkim i długim okresie. Na kursy walutowe oddziaływało szereg czynników, a w tym zmiany stóp wzrostu PKB, wzrost deficytów budżetowych i długu publicznego oraz związany z tym kryzys fiskalny w wielu krajach, w tym w obszarze euro, zmiany stóp procentowych oraz stóp inflacji, czynniki psychologiczne, w tym zachowania stadne inwestorów na rynkach finansowych oraz spekulacja. Kryzys fiskalny w obszarze euro wywarł istotny wpływ na deprecjację euro wobec dolara. To zaś, w istotny sposób determinowało również kształtowanie się kursu złotego do euro oraz do dolara amerykańskiego.

W prezentowanej pracy, autorzy postawili sobie za cel dokonanie analizy kształtowania się kursu złotego wobec euro i wobec dolara w okresie recesji i kryzysu finansowego na świecie.

TEORIE KURSU WALUTOWEGO

Kształtowanie się kursu walutowego w okresie krótkim, wyjaśnia między innymi teoria parytetu stóp procentowych, efekt Fischera, teoria racjonalnych oczekiwań. Natomiast zmiany kursu walutowego w długim okresie wyjaśnia parytet siły nabywczej.

* Dr hab., prof. nadzw., Katedra Biznesu i Finansów Międzynarodowych, Wydział Ekonomiczny, Politechnika Radomska.

** Mgr, Katedra Polityki Ekonomicznej i Bankowości, Wydział Ekonomiczny, Politechnika Radomska.

Związek pomiędzy stopami procentowymi a kursem walutowym wyjaśnia teoria parytetu stóp procentowych. Według tej teorii, realna stopa procentowa w skali międzynarodowej nie ulega zmianie, oznacza to, że wysokość dochodu uzyskanego z jednostki pieniądza jest identyczny, bez względu na kraj czy walutę w jakiej pieniądz jest inwestowany. Zgodnie z teorią, parytet stóp procentowych ustala odpowiednią relację między poziomem stóp procentowych w kraju i za granicą, a kursem kasowym i terminowym. Istotę tej teorii można przedstawić w postaci wzoru poniżej:

$$\frac{F_o - E_o}{E_o} = \frac{R_k - R_z}{1 + R_z},$$

gdzie

F_o – kurs terminowy waluty zagranicznej,

E_o – kurs kasowy waluty zagranicznej wyrażony w walucie krajowej,

R_k – stopa procentowa na krajowym rynku kapitałowym,

R_z – stopa procentowa na międzynarodowym rynku kapitałowym.

Wysokie stopy procentowe w danym kraju, muszą być wyrównane w przyszłości poprzez deprecjację waluty tego kraju, czyli dyskonta kursu kasowego. Natomiast niskie stopy procentowe w danym kraju, muszą być wyrównane w przyszłości poprzez aprecjację waluty tego kraju, czyli premię kursu kasowego¹.

Zgodnie z efektem Fishera, przy założeniu, że realne stopy procentowe w skali międzynarodowej są równe w wyniku działania mechanizmu arbitrażu procentowego, nominalne stopy procentowe w różnych krajach odzwierciedlają zróżnicowane stopy inflacji w tych krajach. „Wzrost w danym kraju nominalnej stopy procentowej wywołany wzrostem oczekiwanej inflacji powoduje deprecjację waluty krajowej, natomiast wzrost nominalnej stopy procentowej powiązany ze spadkiem oczekiwanej inflacji powoduje aprecjację waluty krajowej”². Równanie I. Fishera wyraża następujące równanie:

$$\frac{R_k - R_z}{1 + R_z} = \frac{P_k - P_z}{1 + P_z},$$

gdzie

P_k – oczekiwana stopa inflacji krajowej,

¹ J. Misala, *Wymiana międzynarodowa i gospodarka światowa. Teoria i mechanizmy funkcjonowania*, Wydawnictwo SGH, Warszawa 2005, s. 236

² I. Fisher, cyt. za P. R. Krugman, M. Obstfeld, *Międzynarodowe stosunki gospodarcze*, t. II, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2001, s. 100.

P_z – oczekiwana stopa inflacji zagranicznej.

Rozszerzeniem tej teorii jest tzw. międzynarodowy efekt Fishera. Teoria ta, wyjaśnia związki między parytetem ogólnej siły nabywczej a efektem Fishera. Wzrost stopy inflacji w danym kraju w stosunku do stopy inflacji za granicą, prowadzi do obniżenia wartości kursu walutowego tego kraju i wzrostu kursu walut zagranicznych. Towarzyszyć temu będzie wzrost krajowej stopy procentowej w stosunku do stopy procentowej za granicą. Analogiczna odwrotna sytuacja nastąpi w wyniku spadku stopy inflacji. Międzynarodowy efekt Fishera można zapisać w postaci następującego wzoru:

$$\frac{E_t - E_o}{s_o} = \frac{R_k - R_z}{1 + R_z},$$

gdzie

E_t – przewidywany kurs kasowy waluty zagranicznej wyrażony w walucie krajowej.

Istota Międzynarodowego efektu Fishera sprowadza się do stwierdzenia, że w kraju o relatywnie wyższej stopie procentowej należy spodziewać się deprecjacji waluty krajowej. Natomiast w kraju o niższej stopie procentowej należy spodziewać się aprecjacji waluty krajowej.

Podstawowym warunkiem spełnienia racjonalnych oczekiwań uczestników rynku co do kształtowania kursu walutowego, jest swobodny arbitraż na rynkach poszczególnych krajów³.

Zgodnie z teorią racjonalnych oczekiwań, „kształtujące się różnice między kursem kasowym i terminowym na rynku walutowym determinują w sposób niezamierzony oczekiwania uczestników rynku dotyczące zmian przyszłego kursu kasowego waluty zagranicznej”⁴. Uczestnicy rynku przy podejmowaniu odpowiednich decyzji, wykorzystywać w jak największym stopniu, dostępne informacje. Istotę teorii oczekiwań można wyrazić w postaci następującego równania:

$$\frac{F_o - E_o}{E_o} = \frac{E_t - E_o}{E_o}.$$

W okresie długim, tendencje w kształtowaniu się kursu walutowego można wyjaśnić między innymi w oparciu o teorię parytetu siły nabywczej.

Teoria parytetu siły nabywczej opiera się na tzw. Prawie Jednej Ceny, która stwierdza, że ceny identycznych dóbr w dwóch różnych krajach, wyrażonych

³ E. Najlepszy, *Zarządzanie finansami międzynarodowymi*, PWE, Warszawa 2000, s. 95.

⁴ P. Misztal, *Zabezpieczenie przed ryzykiem zmian kursu walutowego*, Wydawnictwo Difin, Warszawa 2004, s. 32.

w jednej walucie, są takie same. Zgodnie z parytetem siły nabywczej, kurs walutowy między dwoma krajami jest równy relacji poziomów cen w tych krajach, mówiąc inaczej poziomy cen w tych krajach są takie same, jeżeli zostaną wyrażone w tej samej walucie. Oznacza to, że jednostka waluty krajowej powinna mieć tę samą siłę nabywczą w skali międzynarodowej. Przedstawioną powyżej wersję absolutną parytetu siły nabywczej można przedstawić w postaci następującego wzoru:

$$E_{z/k} = \frac{T_k}{T_z},$$

gdzie

$E_{z/k}$ – kurs walutowy, jako cena waluty zagranicznej wyrażona w walucie krajowej,

T_k – poziom cen w kraju,

T_z – poziom cen za granicą.

Dodatkowo teorię parytetu siły nabywczej można przedstawić w wersji względnej, w której poziom cen ujmowany jest dynamicznie. Oznacza to, że zmiany kursu walutowego w danym okresie są pochodną zmian poziomu cen krajowych i cen zagranicznych. Można to przedstawić w postaci następującego wzoru:

$$\frac{E_t}{E_o} = \frac{(1 + P_k)^t}{(1 + P_z)^t}.$$

Po przekształceniu wzoru do postaci:

$$\frac{E_t - E_o}{E_o} = \frac{P_k - P_z}{1 + P_z}.$$

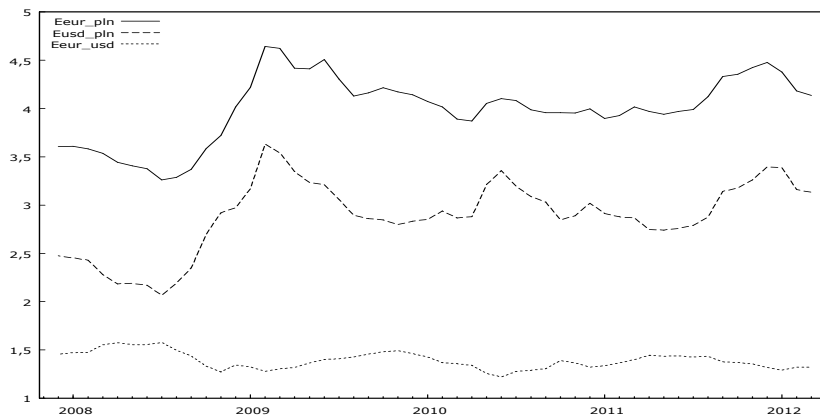
Otrzymujemy równanie z którego wynika, że przewidywane względne zmiany kursu bieżącego waluty zagranicznej powinny być równe różnicy między stopami oczekiwanej inflacji w kraju i za granicą.

TENDENCJE W KSZTAŁTOWANIU SIĘ KURSU EUR/PLN ORAZ USD/PLN A KURS EUR/USD

W latach 2008–2012 wystąpiła stopniowa deprecjacja euro wobec dolara amerykańskiego. W tym samym czasie miała miejsce również deprecjacja złotego do euro i do dolara (zob. rysunki 1, 2 i 3). W drugiej Polowie 2008 r. nastąpiła skokowa deprecjacja kursu złotego do dolara i do euro

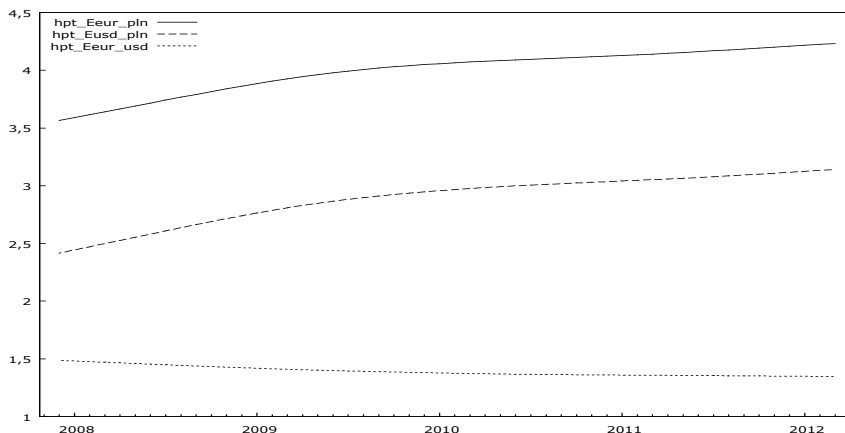
w wyniku ataku spekulacyjnego w drugiej połowie 2008 r. (widać to wyraźnie na rysunku 1).

Kurs złotego do obu walut nie powrócił w okresie do marca 2012 r. do poziomów z okresu przed atakiem spekulacyjnym i zachowała się tendencja do deprecjacji, na co wskazuje treść rysunków 2 i 3.



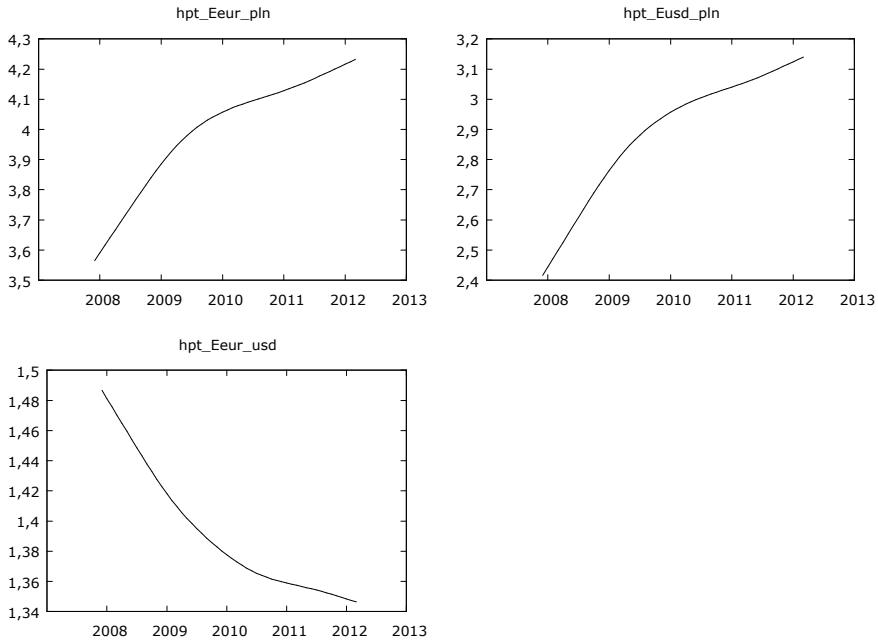
Rysunek 1. Kursy EUR/PLN, USD/PLN I EUR/USD w latach 2008–2012

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych zawartych w: www.nbp.pl, www.ecb.int, www.federalreserve.gov.



Rysunek 2. Kursy EUR/PLN, USD/PLN I EUR/USD wygładzone przy pomocy filtra Hodricka-Prescotta przy $\lambda=14400$ w latach 2008–2012

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych zawartych w: www.nbp.pl, www.ecb.int, www.federalreserve.gov.



Rysunek 3. Kursy EUR/PLN, USD/PLN I EUR/USD wygładzone przy pomocy filtru Hodricka-Prescotta przy $\lambda=14400$ w latach 2008–2012

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych zawartych w: www.nbp.pl, www.ecb.int, www.federalreserve.gov.

Tabela 1.

Współczynniki korelacji liniowej dla obserwacji z próby 2007:12-2012:03
Wartość krytyczna
(przy dwustronnym 5% obszarze krytycznym) = 0,2732 dla $n = 52$

| l_Eur_pln | l_Eusd_pln | l_Eur_usd | |
|-----------|------------|-----------|------------|
| 1,0000 | 0,9270 | -0,5819 | l_Eur_pln |
| | 1,0000 | -0,8443 | l_Eusd_pln |
| | | 1,0000 | l_Eur_usd |

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych zawartych w: www.nbp.pl, www.ecb.int, www.federalreserve.gov.

Kurs złotego do euro i kurs złotego do dolara był ujemnie skorelowany z kursem euro do dolara (zob. tabela 1).

Zatem, aprecjacja euro w stosunku do dolara wywoływała deprecjację złotego do euro i do dolara i odwrotnie deprecjacja euro do dolara wywoływała aprecjację złotego do euro i dolara.

MODELE I DANE

W celu analizy związku między zmianami kursu EUR/PLN, USD/PLN a zmianami kursu EUR/USD zbudowano dwa modele jednorównaniowe, estymowane przy pomocy KMNK. W modelach wykorzystano dane miesięczne zawarte w następujących bazach: www.nbp.pl, www.ecb.int, www.federalreserve.gov.

W modelach przyjęto następujące oznaczenia:

$\ln E_{eur_pln,t}$ – logarytm naturalny kursu walutowego EUR/PLN przy opóźnieniu o 1 miesiąc,

$\ln E_{eur_usd,t-1}$ – logarytm naturalny kursu EUR/USD,

$\ln E_{eur_usd,t-1}$ – logarytm naturalny kursu EUR/USD z opóźnieniem o 1 miesiąc,

$const_t$ – stała,

u_t – czynnik losowy.

Model 1:

$$\ln E_{eur_pln,t} = const_t + \ln E_{eur_pln,t-1} + \ln E_{eur_usd,t} + u_t$$

Model 2:

$$\ln E_{usd_pln,t} = const_t + \ln E_{usd_pln,t-1} + \ln E_{eur_usd,t} + \ln E_{eur_usd,t-1} + u_t$$

Estymacji modeli dokonano klasyczną metodą najmniejszych kwadratów przy pomocy programu GRET.

WYNIKI ESTYMACJI MODELI

Wyniki opisanych powyżej modeli przedstawiono w tabeli 2 i 3, zaś pod tabelami wyniki niezbędnych testów.

Tabela 2.

Model 1: Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 2008:01-2012:03 (N=51)
Zmienna zależna: l_Eur_pln

| | Współczynnik | Błąd stand. | t-Studenta | wartość p | |
|------------------------|--------------|-------------|------------------------|-----------|-----|
| const | 0,278701 | 0,0803178 | 3,4700 | 0,00111 | *** |
| l_Eur_usd | -0,23296 | 0,0691856 | -3,3672 | 0,00150 | *** |
| l_Eur_pln_1 | 0,855437 | 0,048479 | 17,6455 | <0,00001 | *** |
| Średn.aryt.zm.zależnej | 1,383606 | | Odch.stand.zm.zależnej | 0,088176 | |
| Suma kwadratów reszt | 0,034736 | | Błąd standardowy reszt | 0,026901 | |
| Wsp. Determ. R-kwadrat | 0,910647 | | Skorygowany R-kwadrat | 0,906924 | |
| F(2, 48) | 244,5984 | | Wartość p dla testu F | 6,71e-26 | |
| Logarytm wiarygodności | 113,5752 | | Kryt. Inform. Akaike'a | -221,1504 | |
| Kryt. Bayes. Schwarz | -215,3549 | | Kryt. Hannana-Quinna | -218,9358 | |
| Autokorel.reszt – rho1 | 0,424310 | | Statystyka Durbina h | 3,193844 | |

*** zmienna statystycznie istotna przy poziomie istotności 0,01,

** zmienna statystycznie istotna przy poziomie istotności 0,05,

* zmienna statystycznie istotna przy poziomie istotności 0,1.

Test na nieliniowość (kwadraty) –

Hipoteza zerowa: zależność jest liniowa

Statystyka testu: LM = 2,82531

z wartością $p = P(\text{Chi-kwadrat}(2) > 2,82531) = 0,243497$

Test White'a na heteroskedastyczność reszt (zmiennosc wariacji resztowej) –

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 5,44992

z wartością $p = P(\text{Chi-kwadrat}(5) > 5,44992) = 0,363469$

Test LM na autokorelację rzędu 12 –

Hipoteza zerowa: brak autokorelacji składnika losowego

Statystyka testu: LMF = 1,21075

z wartością $p = P(F(12,36) > 1,21075) = 0,313407$

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 4,87727

z wartością $p = 0,0872799$

Test ARCH dla rzędu opóźnienia 12 –

Hipoteza zerowa: efekt ARCH nie występuje

Statystyka testu: $LM = 11,1462$

z wartością $p = P(\text{Chi-kwadrat}(12) > 11,1462) = 0,516432$

Test na nieliniowość (logarytmy) –

Hipoteza zerowa: zależność jest liniowa

Statystyka testu: $LM = 2,36476$

z wartością $p = P(\text{Chi-kwadrat}(2) > 2,36476) = 0,306548$

Test RESET na specyfikację (tylko kwadrat zmiennej) –

Hipoteza zerowa: specyfikacja poprawna

Statystyka testu: $F(1, 47) = 2,07583$

z wartością $p = P(F(1, 47) > 2,07583) = 0,156278$

Rozszerzony test Dickeya-Fullera dla procesu uhat

dla opóźnienia rzędu 3 procesu (1-L)uhat

liczebność próby 48

Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy $a = 1$; proces $I(1)$

model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$

Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: -0,031

opóźnione różnice: $F(3, 44) = 7,043 [0,0006]$

estymowana wartość $(a-1)$ wynosi: -0,198339

Statystyka testu: $\tau_{nc}(2) = -3,42759$, wartość krytyczna $\tau = -1,95$ przy $p = 0,05$

asymptotyczna wartość $p = 0,007732$

pierwiastek jednostkowy nie występuje – szeregi czasowe są skointegrowane

W przypadku obu modeli uzyskano koincydencję, zgodność znaków parametrów i znaków współczynników korelacji (por. tabele 1, 2 i 3). Testy o integracji dla obu modeli wskazują na skointegrowanie szeregów czasowych.

Analiza wyników estymacji modeli wskazuje, że zmienność kursu EUR/USD miała silniejszy wpływ na kształtowanie się kursu EUR/PLN niż w przypadku USD/PLN.

Tabela 3.

Model 2: Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 2008:01-2012:03 (N=51)
Zmienna zależna: l_Eusd_pln

| | Współczynnik | Błąd stand. | t-Studenta | wartość p | |
|------------------------|--------------|-------------|------------------------|-----------|-----|
| const | 0,23583 | 0,0890488 | 2,6483 | 0,01098 | ** |
| l_Eur_usd | -1,36064 | 0,132037 | -10,3050 | <0,00001 | *** |
| l_Eur_usd_1 | 1,03914 | 0,170498 | 6,0947 | <0,00001 | *** |
| l_Eusd_pln_1 | 0,878338 | 0,052712 | 16,6630 | <0,00001 | *** |
| Średn.aryt.zm.zależnej | 1,055331 | | Odch.stand.zm.zależnej | 0,133878 | |
| Suma kwadratów reszt | 0,034018 | | Błąd standardowy reszt | 0,026903 | |
| Wsp. Determ. R-kwadrat | 0,962041 | | Skorygowany R-kwadrat | 0,959618 | |
| F(3, 47) | 397,0548 | | Wartość p dla testu F | 2,24e-33 | |
| Logarytm wiarygodności | 114,1077 | | Kryt. Inform. Akaike'a | -220,2154 | |
| Kryt. Bayes. Schwarz | -212,4881 | | Kryt. Hannana-Quinna | -217,2626 | |
| Autokorel.reszt – rho1 | 0,393065 | | Statystyka Durbina h | 2,995226 | |

*** zmienna statystycznie istotna przy poziomie istotności 0,01,

** zmienna statystycznie istotna przy poziomie istotności 0,05,

* zmienna statystycznie istotna przy poziomie istotności 0,1.

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 6,03213

z wartością p = 0,0489937

Test White'a na heteroskedastyczność reszt (zmiennosc wariacji resztowej) –

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 7,74179

z wartością p = P(Chi-kwadrat(8) > 7,74179) = 0,459091

Test LM na autokorelację rzędu 12 –

Hipoteza zerowa: brak autokorelacji składnika losowego

Statystyka testu: LMF = 0,984978

z wartością p = P(F(12,35) > 0,984978) = 0,481597

Test ARCH dla rzędu opóźnienia 12 –

Hipoteza zerowa: efekt ARCH nie występuje

Statystyka testu: LM = 13,8493

z wartością $p = P(\text{Chi-kwadrat}(12) > 13,8493) = 0,310432$

Test RESET na specyfikację (tylko kwadrat zmiennej) –

Hipoteza zerowa: specyfikacja poprawna

Statystyka testu: $F(1, 46) = 4,08242$

z wartością $p = P(F(1, 46) > 4,08242) = 0,0491759$

Rozszerzony test Dickeya-Fullera dla procesu uhat

dla opóźnienia rzędu 3 procesu $(1-L)uhat$

liczebność próby 48

Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy $a = 1$; proces $I(1)$

model: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$

Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: $-0,028$

opóźnione różnice: $F(3, 44) = 7,154 [0,0005]$

estymowana wartość $(a-1)$ wynosi: $-0,198152$

Statystyka testu: $\tau_{nc}(2) = -3,4242$, wartość krytyczna $\tau = -1,95$ przy $p = 0,05$

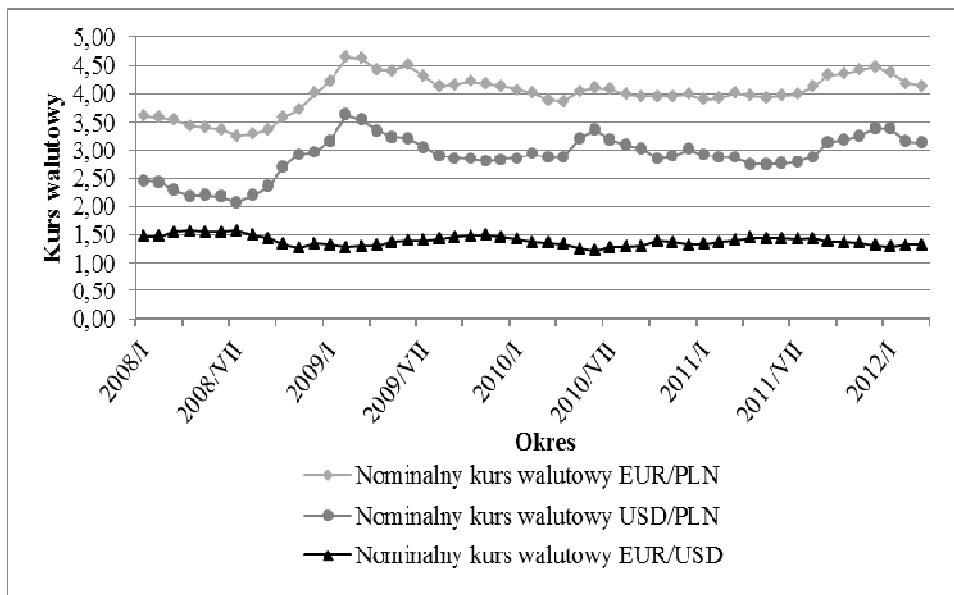
asymptotyczna wartość $p = 0,007816$

pierwiastek jednostkowy nie występuje – szeregi czasowe są skointegrowane

KSZTAŁTOWANIE SIĘ KURSU WALUTOWEGO EUR/PLN I USD/PLN A STOPY PROCENTOWE I INFLACJA W LATACH 2008–2012

W latach 2008–2012 nominalny kurs walutowy EUR/PLN i USD/PLN był silnie skorelowany. Jak wynika z analizy wykresu w I połowie 2008 roku występowała aprecjacja złotego względem euro i dolara amerykańskiego. W okresie od sierpnia 2008 roku do lutego 2009 roku kurs złotego podlegał silnej deprecjacji. Następnie do lipca 2011 roku miała miejsce aprecjacja nominalnego kursu złotego względem euro i dolara amerykańskiego. W II połowie 2011 roku złoty uległ deprecjacji, by następnie aprecjonować w I kwartale 2012 roku.

Nieco inaczej kształtował się nominalny kurs EUR/USD. Występowała stopniowa nominalna deprecjacja euro względem dolara amerykańskiego, jednak w badanym okresie nie podlegał znacznym fluktuacjom i kształtował się w przedziale od 1,22 do 1,58 EUR/USD.



Rysunek 4. Nominalne kursy walutowe EUR/PLN, USD/PLN, EUR/USD w latach 2008–2012

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych www.nbp.pl, www.ecb.int, www.federalreserve.gov.

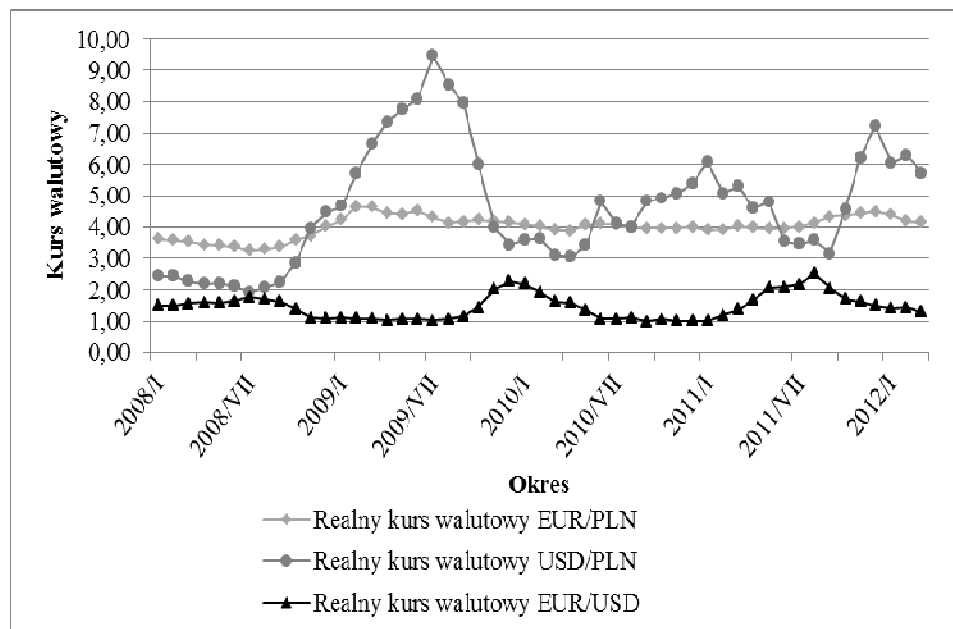
W okresie 2008–2012 występowała znaczna różnica w kształtowaniu się realnych kursów walutowych EUR/PLN, USD/PLN i EUR/USD.

W I połowie 2008 roku wystąpiła realna aprecjacja złotego względem euro, następnie do lutego 2009 roku deprecjacja, w okresie do lipca 2011 deprecjacja i następnie deprecjacja do początku 2012. W I kwartale 2012 roku wystąpiła ponownie realna aprecjacja.

W przypadku realnego kursu walutowego USD/PLN w I połowie 2008 roku miała miejsce realna aprecjacja złotego względem dolara amerykańskiego, następnie do I połowy 2008 roku silna deprecjacja, do końca 2009 roku silna aprecjacja, w okresie 2010–2011 realna deprecjacja, do III kwartału 2011 roku aprecjacja, w IV kwartale 2011 roku realna deprecjacja i ponowna aprecjacja w I kwartale 2012.

Realny kurs walutowy EUR/USD kształtował się następująco: w pierwszej połowie 2008 roku miała miejsce realna aprecjacja euro wobec dolara, od lipca 2008 do września 2009 roku – deprecjacja, w ostatnim kwartale 2009 roku realna aprecjacja, w okresie 2010–2011 realna deprecjacja, od stycznia do

września 2011 roku realna aprecjacja i od września 2011 roku realna deprecjacja.



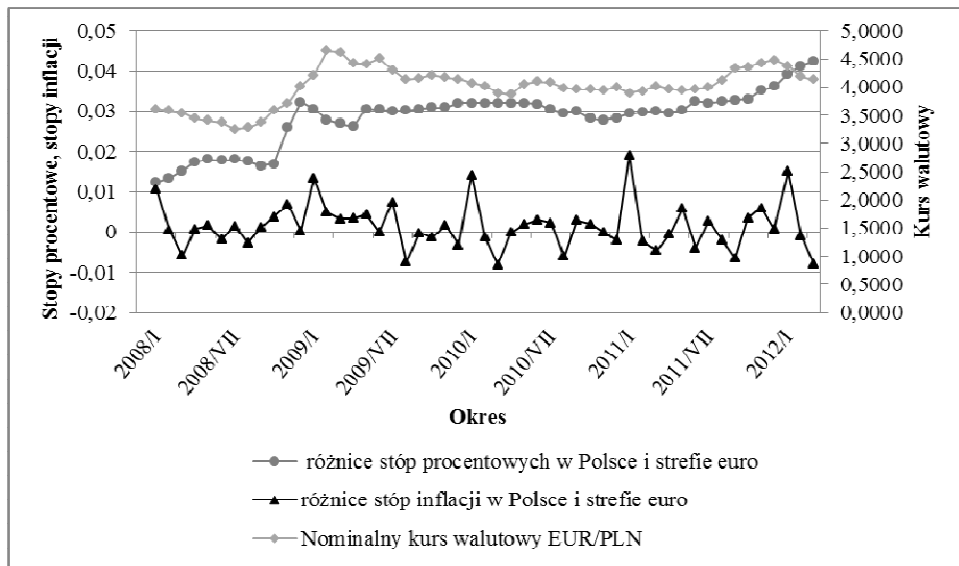
Rysunek 5. Realne kursy walutowe EUR/PLN, USD/PLN, EUR/USD w latach 2008–2012

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych www.nbp.pl, www.ecb.int, www.federalreserve.gov.

W badanym okresie na kształtowanie się kursu złotego względem euro widoczny wpływ miała różnica stóp procentowych, jak również stóp inflacji w Polsce i strefie euro.

W okresie 2008–2012 stopa procentowa WIBOR kształtowała się na wyższym poziomie niż stopa procentowa EURIBOR. Dodatkowo, w okresie tym wzrost różnicy stopy procentowej w Polsce w stosunku do stopy procentowej w strefie euro, zbiega się z deprecjacją złotego względem euro, natomiast spadek z aprecjacją kursu złotego.

Na kształtowanie się kursu EUR/PLN wpływ miała również różnica stóp inflacji w Polsce i strefie euro. Stopa inflacji w Polsce kształtowała się na wyższym poziomie niż stopa inflacji w strefie euro, co wiązało się z deprecjacją złotego względem euro.



Rysunek 6. Nominalny kurs walutowy EUR/PLN, różnice 1-miesięcznych stóp procentowych WIBOR i EURIBOR, różnice stóp inflacji w Polsce i strefie euro w latach 2008–2012

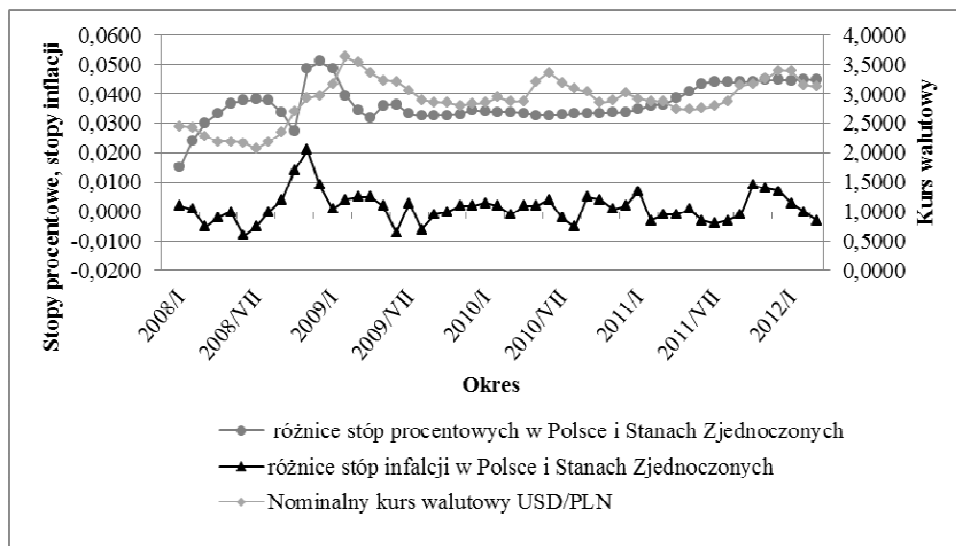
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych www.nbp.pl, www.ecb.int, www.federalreserve.gov.

W latach 2008–2012 stopa procentowa WIBOR (1-miesięczne depozyty) była wyższa niż stopa procentowa w Stanach Zjednoczonych (1-miesięczne depozyty). Dodatkowo, w badanym okresie nastąpił wzrost różnicy stopy procentowej w Polsce względem stopy procentowej w Stanach Zjednoczonych.

Z kolei stopa inflacji w Polsce w latach 2008–2012 kształtowała się na wyższym poziomie niż stopa inflacji w Stanach Zjednoczonych.

Zarówno kształtowanie się stóp procentowych, jak i stóp inflacji w Polsce i Stanach Zjednoczonych, miało wpływ na deprecjację złotego względem dolara amerykańskiego.

W okresie 2008–2012 występowała wyraźnie deprecjacja kursu euro względem dolara amerykańskiego, co związane było z kształtowaniem się stóp procentowych i stóp inflacji w strefie euro i Stanach Zjednoczonych.

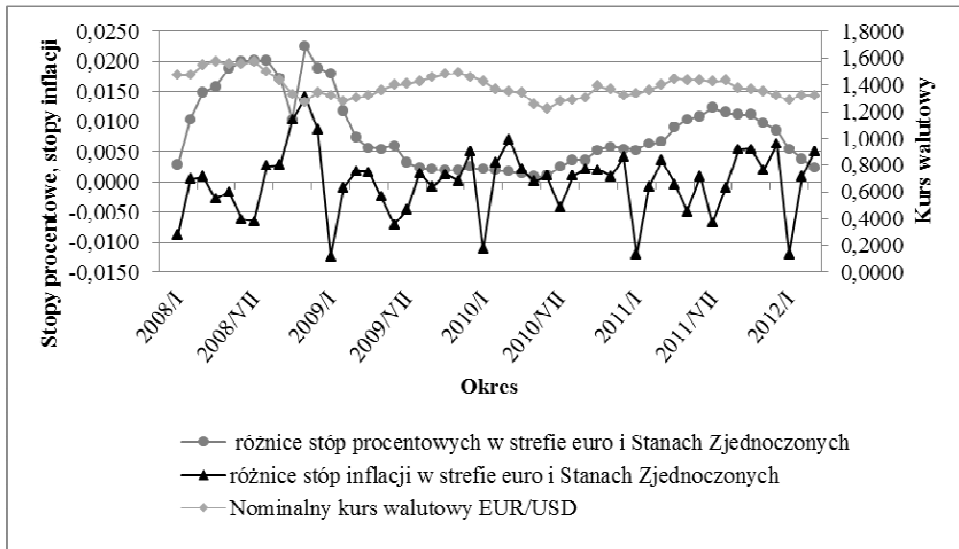


Rysunek 7. Nominalny kurs walutowy USD/PLN, różnice 1-miesięcznych stóp procentowych WIBOR i 1 mies. stóp proc. w Stanach Zjednoczonych, różnice stóp inflacji w Polsce i Stanach Zjednoczonych w latach 2008–2012

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych www.nbp.pl, www.ecb.int, www.federalreserve.gov.

W latach 2008–2012 stopa procentowa EURIBOR (1-miesięczne depozyty) kształtowała się na wyższym poziomie niż stopa procentowa w Stanach Zjednoczonych. W 2008 roku nastąpił wzrost stopy procentowej EURIBOR (1-miesięczne depozyty) w stosunku do stopy procentowej w Stanach Zjednoczonych. Od września 2008 roku do lipca 2010 roku miał miejsce spadek różnicy stóp procentowych w strefie euro i Stanach Zjednoczonych. Od kwietnia 2010 roku do lipca 2011 roku nastąpił wzrost stopy EURIBOR (1-miesięczne depozyty) w stosunku do stopy procentowej w Stanach Zjednoczonych (1-miesięczne depozyty), co związane było ze wzrostem różnicy stóp procentowych w strefie euro i Stanach Zjednoczonych. Od lipca 2011 roku nastąpił spadek różnicy stóp procentowych w strefie euro i Stanach Zjednoczonych.

W badanym okresie na kształtowanie się kursu EUR/USD miały również wpływ stopy inflacji w strefie euro i Stanach Zjednoczonych. Stopy inflacji w strefie euro kształtowały się na wyższym poziomie niż stopy procentowe w Stanach Zjednoczonych.



Rysunek 8. Nominalny kurs walutowy EUR/USD, różnice 1-miesięcznych stóp procentowych EURIBOR i 1 mies. stóp peroc. w Stanach Zjednoczonych, różnice stóp inflacji w strefie euro i Stanach Zjednoczonych w latach 2008 –2012

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych www.nbp.pl, www.ecb.int, www.federalreserve.gov.

WNIOSKI

Zaprezentowane w pracy wyniki analizy pozwalają na sformułowanie następujących wniosków:

- istotnym czynnikiem, który zapoczątkował deprecjację złotego wobec euro i dolara amerykańskiego był atak spekulacyjny na złotego w drugiej połowie 2008 r.,
- tendencja do deprecjacji złotego utrzymywała się w całym okresie 2008–2012,
- na zmienność kursu złotego, a również na utrzymywanie się tendencji do deprecjacji złotego wobec euro i dolara amerykańskiego oddziaływała w sposób statystycznie istotny zmienności kursu EUR/USD, przy czym zmienność kursu EUR/USD miała silniejszy wpływ na kształtowanie się kursu EUR/PLN niż w przypadku USD/PLN,
- istotnym czynnikiem wpływającym na utrzymywanie się tendencji do deprecjacji złotego wobec euro i dolara w analizowanym okresie były

wyższe stopy inflacji w Polsce niż w obszarze euro i w Stanach Zjednoczonych.

Sławomir I. Bukowski, Joanna E. Bukowska

**ECONOMIC CRISIS AND CHANGES OF POLISH ZLOTY RATE
OF EXCHANGE AGAINST EUR AND USD IN THE PERIOD OF 2008–2012**

Abstract

The results of Polish zloty rate of exchange forming against the EUR and USD in the period of economic recession and financial crises factors influence. The speculation attack against Polish zloty in the second part of 2008, depreciation of EUR against USD, higher rate of inflation in Poland in comparison t the euro area and USA were the main factors, which influence depreciation of Polish zloty against EUR and USD in the period of 2008–2012.