

Jacek Bednarz

Katolicki Uniwersytet Lubelski Jana Pawła II, Lublin

ANALIZA KURSÓW WALUT PAŃSTW GRUPY WYSZEHRADZKIEJ

Streszczenie: Przedmiotem przedkładanego opracowania jest próba wykazania, czy na środkowoeuropejskim rynku walutowym mamy do czynienia ze zjawiskiem sentymentu walutowego. Z jednej strony bliskość geograficzna oraz ożywiona współpraca gospodarcza wydają się wystarczającymi przesłankami, które mogłyby uzasadniać takie przekonanie. Z drugiej jednak strony otwarcie na współpracę w ramach Unii Europejskiej oraz oddziaływanie wspólnej jednostki monetarnej powodują, że waluty państw środkowoeuropejskich wydają się „zakotwiczone” w euro, co tym samym uniemożliwia obserwowanie sentymentu walutowego. Przeprowadzona analiza ekonometryczna wykazuje słuszność drugiej przesłanki.

Słowa kluczowe: rynek walutowy, waluty środkowoeuropejskie, sentyment walutowy.

1. Wstęp

Polskę łączy strategiczne partnerstwo z państwami współtworzącymi tzw. grupę wyszehradzką, powstałą w lutym 1991 r. W skład grupy wchodzi oprócz Polski Węgry, Czechy oraz Słowacja (po rozpadzie Czechosłowacji z dniem 1 stycznia 1993 r.). Głównym celem państw tworzących grupę wyszehradzką była ich współpraca z Unią Europejską i NATO w kwestii transformacji systemowej oraz przystąpienia do tych organizacji. Starania te zakończyły się powodzeniem.

Pomimo indywidualnych uwarunkowań wszystkie państwa dążą do rozszerzenia współpracy – również w wymiarze gospodarczym. Jednym z widocznych elementów podkreślających odmienną sytuację gospodarczą są zależności, jakim podlegały i nadal podlegają waluty poszczególnych państw. Nie bez znaczenia wszakże pozostaje wpływ procesów o charakterze globalnym i strukturalnym.

Na krótko przed przystąpieniem Polski, Czech, Słowacji i Węgier do Unii Europejskiej do obrotu gospodarczego została wprowadzona europejska jednostka monetarna (euro), co w istotny sposób oddziałuje na strukturę światowego rynku walutowego. Euro jako waluta stało się po dolarze amerykańskim drugą walutą, w której banki centralne wielu państwa świata utrzymują swoje rezerwy walutowe. W perspektywie globalizacji rynków finansowych kursy poszczególnych walut, w tym także złotego, forinta, czeskiej i słowackiej korony, postrzega się głównie

wobec ich kursów względem dolara i euro. Tym samym strefa euro zaczęła konkurować ze strefą dolara amerykańskiego na polu możliwego związania ze sobą innych walut. W perspektywie regionalnej euro i dolar są uważane za waluty oddziałujące stabilizująco na waluty innych krajów, zwłaszcza tych słabszych ekonomicznie. Jak zauważa R. Mundell [2000, s. 286], większość krajów słabszych ekonomicznie skorzystałaby na „zakotwiczeniu” swojej waluty w jednej ze stabilnych walut światowych, pod warunkiem że waluta stabilizująca reprezentowałaby znaczący obszar ekonomiczny. Utrzymywanie stabilnego kursu własnej waluty w drodze „zakotwiczenia” jej kursu za pomocą waluty stabilizującej stanowi jedną z możliwości realizowania polityki monetarnej przez kraje, których celem jest stabilizacja warunków makroekonomicznych [Moshirian 2004, s. 307].

Zgodnie z poglądem R. Mundella polityka kontrolowanego „zakotwiczenia” względem jednej z sąsiednich, silnych walut mogłaby przyczynić się do zwiększenia stabilności makroekonomicznej gospodarki. Dodatkowo takie rozwiązanie w krótkim okresie mogłoby stymulować procesy wewnętrzne zachodzące w gospodarce realnej. W sposób zasadniczy wpływałoby na zmianę i stabilizację struktury spożycia pomiędzy dobrami importowanymi wytwarzanymi na miejscu i importowanymi [Devereux 2004, s. 361].

Oczywistą przesłanką jest perspektywa wykorzystania euro jako waluty stabilizującej. Argumentem wspierającym takie podejście byłoby to, że wszystkie państwa tworzące grupę wyszehradzką, wstępując z dniem 1 maja 2004 r. w struktury Unii Europejskiej, zobowiązały się traktatowo do przyjęcia euro i tym samym zastąpienia swoich walut narodowych wspólną europejską jednostką monetarną. Jak dotąd, z wymienionych krajów tylko Słowacja wywiązała się z tego zobowiązania.

Celem podejmowanych badań jest ustalenie możliwych współzależności walutowych służących „zakotwiczeniu” forinta, złotego oraz czeskiej i słowackiej korony we wspólnej walucie, a także – na podstawie opisu procesów zachodzących na środkowoeuropejskim rynku walutowym, podjęcie próby udokumentowania ewentualnego sentymentu walutowego rozumianego jako wzajemne oddziaływanie kursów badanych walut krajów środkowoeuropejskich.

2. Dane empiryczne i metodyka badań

Przedmiotem przeprowadzanej analizy było powiązanie kursów forinta, złotego, korony czeskiej i korony słowackiej do euro i do dolara. Czas przepływu sygnałów na rynku finansowym jest bardzo krótki. Wymaga to posługiwania się szeregami czasowymi o dużej częstotliwości. Stąd podstawą analizy były dzienne notowania kursów poszczególnych walut. Badania obejmowały okres od 1 stycznia 2004 r. do 30 czerwca 2008 r. Należy zauważyć, że w przyjętym okresie badawczym przedmiotem transakcji na rynku walutowym była jeszcze słowacka korona. Ostatnie sześć miesięcy 2008 r. nie zostało uwzględnionych w badaniach, ponieważ na mocy Rozporządzenia Rady (WE) nr 694/2008 z dnia 8 lipca 2008 r. w dniu 1 stycznia 2009 r.

euro stało się oficjalnym środkiem płatniczym na Słowacji, zastępując koronę słowacką.

Kursy analizowanych walut oraz kurs EUR/USD (zamknięcia dzienne) pochodziły z bazy danych udostępnianej przez firmę Thomson Reuters. Nieliczne pojedyncze braki danych uzupełnione zostały metodą średnich z sąsiednich okresów, aby można było uzyskać szereg czasowy obejmujący pełne tygodnie składające się z pięciu bankowych dni roboczych. Szeregi czasowe otrzymane w ten sposób liczyły każdorazowo po 1173 obserwacje. Analizowane szeregi czasowe kursów walutowych są niestacjonarne, zintegrowane stopnia pierwszego¹. Wyniki rozszerzonego testu Dickeya–Fullera² (ADF) badającego stopień zintegrowania tych szeregów przedstawione zostały w tab. 1.

Tabela 1. Wyniki testu ADF dla szeregów czasowych analizowanych kursów

Kurs	Poziomy zmiennych		Pierwsze różnice	
	τ	p	τ	p
EUR/SKK	0,1102	0,9665	-34,6367	0,0000
USD/SKK	0,4942	0,9865	-33,4946	0,0000
EUR/CZK	-0,3345	0,9172	-34,2524	0,0000
USD/CZK	0,3533	0,9809	-34,4316	0,0000
EUR/HUF	-2,1981	0,2072	-32,1354	0,0000
USD/HUF	-0,5042	0,8879	-32,8050	0,0000
EUR/PLN	-1,2412	0,6584	-34,8319	0,0000
USD/PLN	-0,0580	0,9519	-31,9308	0,0000
EUR/USD	0,4350	0,9844	-34,2381	0,0000

Źródło: obliczenia własne.

Sposób prowadzenia analizy jest określony przez charakter danych. W przypadku badania współzależności pomiędzy niestacjonarnymi szeregami czasowymi konieczne jest zastosowanie metodyki typowej dla niestacjonarnych szeregów czasowych pozwalającej uniknąć niebezpieczeństw wynikających z tzw. pozornej regresji (*spurious regression*)³. Metodyka taka obejmuje badanie kointegracji szeregów cza-

¹ Szereg czasowy jest stacjonarny (dokładniej stacjonarny w szerszym sensie), gdy jego średnią i wariancją są stałe w czasie, a wartość kowariancji jest zależna jedynie od odstępu między obserwacjami, nie jest zaś zależna od momentu czasowego [Charemza, Deadman 1997, s. 104 i n.]. Szereg czasowy jest zintegrowany stopnia pierwszego, gdy jest niestacjonarny, a stacjonarny (w szerszym sensie) jest szereg czasowy pierwszych różnic [Charemza, Deadman 1997, s. 112 i n.].

² Opis testu ADF znajduje się w pracach M. Osińskiej [2006, rozdz. 2.7] oraz G.S. Maddali [2006, rozdz. 14.4].

³ Opis metodologii badania współzależności niestacjonarnych szeregów czasowych można znaleźć w pracy G.S. Maddali [2006, rozdz. 14] oraz znacznie bardziej szczegółowy w pracach W.W. Charemzy i D.F. Deadmana [1997].

sowych oraz gdy stwierdzamy, iż nie są one skointegrowane, badanie współzależności pomiędzy pierwszymi różnicami zmiennych. Pierwszy element analizy służy uchwyceniu zależności długookresowej, drugi zaś służy badaniu dynamiki krótkookresowej.

Dwie zmienne (x_t, y_t) są skointegrowane, gdy są one zintegrowane w stopniu d , a ich liniowa kombinacja $-\beta_1 x_t + \beta_2 y_t$ jest zintegrowana rzędu $d - b$ ($d \geq b \geq 0$). Wektor $[\beta_1 \beta_2]$ jest nazywany wektorem kointegracyjnym. W praktyce najczęściej występuje taka sytuacja, że szeregi czasowe obserwacji na zmiennych są zintegrowane stopnia pierwszego, a ich liniowa kombinacja jest stacjonarna. Składowe wektora kointegracyjnego opisują wówczas długookresowe związki pomiędzy zmiennymi.

W przypadku gdy liczba zmiennych jest większa od dwu, może występować do $m - 1$ (gdzie m jest liczbą zmiennych) liniowo niezależnych wektorów kointegracyjnych. Nie ma wówczas możliwości zastosowania prostego testu kointegracji Engle'a–Grangera [Engle, Granger 1987] opartego na badaniu rzędu integracji zmiennych i stacjonarności reszt równania $y_t = \beta_0 + \beta_2 x_t + \varepsilon_t$, gdyż procedura ta wymaga określenia, która zmienna jest zmienną objaśnianą, a która objaśniającą, co w przypadku wielu możliwych wektorów kointegracyjnych jest w zasadzie niemożliwe⁴. Należy wówczas zastosować procedurę Johansena opartą na metodologii VAR (*Vector Autoregression*)⁵.

Model VAR ma postać:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 \mathbf{d} + \sum_{i=1}^r \mathbf{A}_i \mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{e}_t, \quad (1)$$

gdzie: \mathbf{x}_t – wektor obserwacji na bieżących wartościach zmiennych ($t = 1, 2, \dots, n$, gdzie n jest liczbą obserwacji),

\mathbf{d} – wektor egzogenicznych składników równań, którego składowymi są odpowiednio: stała równania oraz bieżące i opóźnione wartości pierwszych różnic zmiennych egzogenicznych,

\mathbf{A}_0 – macierz parametrów przy zmiennych wektora \mathbf{d} ,

\mathbf{A}_i – macierz parametrów przy opóźnionych zmiennych wektora \mathbf{x}_t ,

r – rząd opóźnienia,

\mathbf{e}_t – zawiera wektory reszt równań modelu ($t = 1, 2, \dots, n$).

Wykorzystanie modelu VAR w procedurze Johansena polega na sprowadzeniu go do modelu VECM (*Vector Error Correction Model*) o postaci⁶:

⁴ Więcej na temat ograniczeń testu kointegracji Engle'a–Grangera por. [Kusideł 2000, s. 47].

⁵ Opis procedury testu Johansena można znaleźć w pracy [Kusideł 2000, s. 49-51] oraz w pracy [Welf 2003, s. 360 i n.].

⁶ Sposób otrzymywania modelu VEC jest szczegółowo opisany w pracy [Kusideł 2000, s. 48-50]. Procedura estymacji parametrów tego modelu została szczegółowo opisana przez M. Majsterka [1998].

$$\Delta \mathbf{x}_t = \Psi_0 \mathbf{d}_t + \Pi \mathbf{x}_{t-1} + \sum_{i=1}^{r-1} \Pi_i \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (2)$$

gdzie: Ψ_0 – macierz parametrów przy zmiennych wektora \mathbf{d}_p ,

$$= \sum_{i=1}^m \mathbf{A}_i - \mathbf{I}; \quad i = \sum_{j=i+1}^m \mathbf{A}_j, \quad t - \text{reszty modelu,}$$

$\Delta \mathbf{x}_{t-i}$ – wektor obserwacji na opóźnionych o i okresów wartościach pierwszych różnic zmiennych objaśnianych.

Do badania kointegracji w procedurze Johansena używa się rzędu macierzy Π , który jest równy liczbie niezależnych wektorów kointegracyjnych. Gdy rząd macierzy Π jest równy 0, wówczas model (2) jest modelem VAR dla przyrostów zmiennych, w którym nie występuje zależność długookresowa. Jeśli macierz Π jest pełnego rzędu, to szeregi zmiennych są stacjonarne i model (2) jest modelem VAR dla poziomów zmiennych. W trzecim przypadku, gdy rząd macierzy Π jest większy od 0 i mniejszy od m , liczba wektorów kointegracyjnych jest równa temu rządowi.

Polega on na wyznaczeniu dwu charakterystyk estymatora macierzy Π – λ_{trace} i λ_{max} :

$$\lambda_{\text{trace}}(R) = -n \sum_{i=R+1}^m \ln(1 - \lambda_i), \quad (3)$$

$$\lambda_{\text{max}}(R) = -n \ln(1 - \lambda_{R+1}), \quad (4)$$

gdzie: λ_i – oszacowane wartości własne,
 n – liczba obserwacji.

Pierwsza statystyka służy do testowania hipotezy zerowej, iż liczba różnych wektorów kointegracyjnych jest mniejsza lub równa R , wobec hipotezy alternatywnej mówiącej, że liczba wektorów kointegracyjnych jest większa od R . Druga statystyka służy do testowania hipotezy zerowej, że liczba wektorów kointegracyjnych jest równa R , wobec hipotezy alternatywnej, że jest ich $R + 1$. Test ten jest testem iteracyjnym. Wartości własne estymatora macierzy Π szeregowane są malejąco (jest to test prawostronny). W pierwszym kroku hipoteza zerowa zakłada, że $R = 0$. Jeśli jest ona odrzucona, wówczas w kolejnym zakłada się, że $R = 1$, itd., aż do momentu gdy hipoteza zerowa nie będzie mogła być odrzucona bądź $R = m - 1$, co określa rząd macierzy i liczbę wektorów kointegracyjnych.

Zależności przyczynowe pomiędzy zmiennymi objaśniającymi i zmienną bądź zmiennymi objaśniającymi badane są za pomocą testu przyczynowości Grangera, w oparciu o wyniki estymacji modelu (1) lub modelu (2). Idea tego testu polega na sprawdzeniu, czy wprowadzenie danej zmiennej do modelu wraz ze wszystkimi opóźnieniami zmniejszy istotnie wariancję resztową. Test przyczynowości Grangera

badania występowania tzw. przyczynowości w sensie Grangera. Zmienna x jest przyczyną y w sensie Grangera, jeśli bieżące wartości y są lepiej objaśniane przy użyciu opóźnionych i bieżących wartości x niż bez ich wykorzystania. Szczegółowo ten problem omawiany jest w pracy [Charemza, Deadman 1997, rozdz. 6.3].

Najczęściej wykorzystywanym wariantem testu Grangera jest wariant Walda [Osińska 2006, s. 212]. Statystyką tego testu jest wyrażenie

$$T = \frac{N[S^2(\eta_t) - S^2(\epsilon_t)]}{S^2(\epsilon_t)}, \quad (5)$$

gdzie: N – liczebność próby,

$S^2(\eta_t)$ – wariancja resztowa modelu, w którym zmienna, której przyczynowość jest badana, nie występuje,

$S^2(\epsilon_t)$ – wariancja resztowa modelu, w którym zmienna, której przyczynowość jest badana, występuje.

Statystyka T jest asymptotycznie zbieżna do rozkładu χ^2_q , gdzie q jest rzędem opóźnienia zmiennej, której przyczynowość jest badana.

W analizie przeprowadzonej w niniejszym opracowaniu do badania długookresowych związków w badanym systemie kursów wykorzystany został zarówno test Engle'a–Grangera, jak i test Johansena. Tam, gdzie nie zostało stwierdzone skointegrowanie kursów, przeprowadzone zostanie badanie zależności krótkookresowych za pomocą modelu VAR dla pierwszych różnic zmiennych oraz przeprowadzona została analiza przyczynowości.

3. Wyniki badań

Kointegracja analizowanego systemu kursów (EUR/HUF, USD/HUF, EUR/PLN, USD/PLN, EUR/CZK, USD/CZK, EUR/SKK, USD/SKK i EUR/USD) badana była w pierwszej kolejności dla całego systemu kursów, a następnie dla kursów wszyst-

Tabela 2. Wyniki testu Johansena badającego rząd skointegrowania dla systemu kursów

Zestaw kursów	Rząd macierzy	Wartość własna	λ_{trace}	p	λ_{max}	p
Całość	0	0,043037	143,52	0,6451	50,237	0,1629
SKK – CZK	0	0,013170	34,747	0,7747	15,180	0,8816
SKK – HUF	0	0,008234	23,755	0,9433	9,467	0,9846
SKK – PLN	0	0,017222	30,585	0,6909	20,384	0,3260
CZK – HUF	0	0,010260	24,561	0,9258	11,809	0,9292
CZK – PLN	0	0,017551	34,862	0,4602	20,221	0,3372
HUF – PLN	0	0,012584	27,013	0,8515	14,475	0,7850

Źródło: obliczenia własne.

kich par państw. W tabeli 2 zamieszczone zostały wyniki testu kointegracji Johanse-
na dla poszczególnych zestawów kursów.

Wyniki zawarte w tab. 1 wskazują, że w badanym systemie kursów nie wykształ-
ciły się zależności długookresowe. W żadnym przypadku nie można było odrzucić
hipotezy, iż rząd macierzy Π modelu (2) zastosowanego do badania kointegracji
jest większy niż zero. Wskazuje to, zgodnie z metodyką przedstawioną powyżej,
iż model (2) zastosowany w badaniu jest w każdym przypadku modelem VAR dla
przyrostów zmiennych, w którym nie występuje zależność długookresowa.

Do badania zależności krótkookresowych zastosowana została zmodyfikowana
postać modelu (1):

$$\Delta \mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 \mathbf{d} + \sum_{i=1}^2 \mathbf{A}_i \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{e}_t, \quad (6)$$

gdzie: \mathbf{d} – wektor, którego składowymi są stała oraz bieżące i opóźnione
wartości kursu EUR/PLN,

$\Delta \mathbf{x}_t, \Delta \mathbf{x}_{t-i}$ – wektory obserwacji na odpowiedni bieżących i opóźnionych
o i okresów wartościach pierwszych różnic pozostałych kursów
wchodzących w skład badanego systemu ($t = 1, 2, \dots, 1144$).

Tabela 3. Podstawowe charakterystyki równań opisujących kształtowanie się pierwszych różnic
badanych kursów

Parametr opisowy		Równanie opisujące kurs							
		do euro				do dolara			
		HUF	PLN	CZK	SKK	HUF	PLN	CZK	SKK
Współczynnik determinacji (R^2)		0,033	0,033	0,046	0,048	0,630	0,570	0,761	0,766
Współczynnik autokorelacji reszt		-0,002	0,003	-0,002	-0,001	-0,001	0,004	0,001	0,001
Statystyka testu Durбина–Watsona		2,001	1,992	2,003	2,001	2,000	1,990	1,996	1,998
Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań	EUR/PLN	0,515							
	EUR/CZK	0,224	0,341						
	EUR/SKK	0,428	0,491	0,383					
	USD/HUF	0,977	0,496	0,227	0,419				
	USD/PLN	0,492	0,960	0,331	0,479	0,523			
	USD/CZK	0,194	0,266	0,926	0,349	0,266	0,357		
	USD/SKK	0,380	0,422	0,358	0,926	0,447	0,508	0,463	

Źródło: obliczenia własne.

W modelu (6) kurs EUR/USD potraktowany został jako zmienna egzogeniczna. Rząd opóźnienia równy 2 został zgodnie wskazany przez kryteria informacyjne

Akaike'a (AIC) i Hannana–Quinna (HQC) oraz Schwarza (BIC)⁷. Podstawowe charakterystyki równań tego modelu zawiera tab. 3.

Dane zawarte w tab. 3 wskazują na dobrą specyfikację równań. Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań opisujących wszystkie kursy jest niski. Wartości współczynników autokorelacji reszt poszczególnych równań można określić jako dosyć wysokie, a w niektórych przypadkach nawet bardzo wysokie.

Wyniki zawarte w tab. 3 wskazują na bardzo wyraźne zróżnicowanie dopasowania poszczególnych równań. Równania opisujące kursy badanych walut w stosunku do euro w bardzo małym stopniu wyjaśniają ich zmienność (współczynniki determinacji są bardzo niskie, w żadnym przypadku nie przekraczają nawet wartości 0,05). Z kolei równania opisujące kursy badanych walut do dolara wyjaśniają te zależności dosyć dobrze. Współczynniki determinacji są w każdym przypadku większe od 0,5.

W tabeli 4 zamieszczone zostały wyniki testu przyczynowości Grangera dla kursów badanych walut do euro, w tab. 5 zaś dla kursów badanych walut do dolara. Wartości statystyki testu istotnie różne od zera zaznaczone zostały pogrubieniem.

Tabela 4. Wyniki testu przyczynowości Grangera dla kursów badanych walut do euro

Zmienna objaśniająca	Zmienna objaśniana (kurs)							
	EUR/HUF		EUR/PLN		EUR/CZK		EUR/SKK	
	<i>T</i>	<i>P</i>	<i>T</i>	<i>p</i>	<i>T</i>	<i>p</i>	<i>T</i>	<i>p</i>
EUR/HUF			0,7294	0,6944	3,5338	0,1709	5,2235	0,0734
EUR/PLN	0,4827	0,7856			1,8525	0,3960	5,7650	0,0560
EUR/CZK	1,8859	0,3895	1,0590	0,5889			1,1012	0,5766
EUR/SKK	4,6810	0,0963	0,1192	0,9421	5,7867	0,0554		
USD/HUF	4,5238	0,1041	0,8135	0,6658	2,8694	0,2382	5,2487	0,0725
USD/PLN	0,4041	0,8170	6,2207	0,0446	2,0600	0,3570	6,1946	0,0452
USD/CZK	1,5323	0,4648	1,0309	0,5972	4,6538	0,0976	0,7374	0,6916
USD/SKK	4,5912	0,1007	0,1964	0,9065	5,3950	0,0674	7,3560	0,0253
EUR/USD	15,7156	0,0004	2,8123	0,2451	14,3283	0,0008	21,7726	0,0000

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki zawarte w tab. 4 potwierdzają wnioski sformułowane na podstawie tab. 3. Kursy badanych walut do euro nie są poddane w większym stopniu działaniu ani kursu EUR/USD, ani działaniu zmiennych endogenicznych. Co prawda, tylko dla kursu EUR/PLN żaden z badanych kursów nie jest przyczyną, jednakże w pozostałych przypadkach oddziaływania wartości statystyki testu Grangera, chociaż istotne, są jednak bardzo niskie. Wartość statystyki testu przyczynowości Grangera

⁷ Opis metodologii budowy i wykorzystania kryteriów informacyjnych podaje Osińska [2006, s. 54].

w wariancie Walda można potraktować jako znormalizowaną wartość zmienności dodatkowo wyjaśnionej przez wprowadzenie do modelu danej zmiennej we wszystkich opóźnieniach, co wynika ze wzoru (5), stąd możliwość wykorzystania tej wartości do mierzenia siły oddziaływania.

Tabela 5. Wyniki testu przyczynowości Grangera dla kursów badanych walut do dolara

Zmienna objaśniająca	Zmienna objaśniana (kurs)							
	USD/HUF		USD/PLN		USD/CZK		USD/SKK	
	<i>T</i>	<i>p</i>	<i>T</i>	<i>p</i>	<i>T</i>	<i>p</i>	<i>T</i>	<i>p</i>
EUR/HUF	3,7172	0,1559	0,1582	0,9240	5,2904	0,0710	3,2955	0,1925
EUR/PLN	0,7974	0,6712	4,7601	0,0925	2,4451	0,2945	8,3593	0,0153
EUR/CZK	1,9114	0,3845	2,0061	0,3668	4,9156	0,0856	1,1929	0,5508
EUR/SKK	4,8781	0,0872	0,0719	0,9647	3,4607	0,1772	4,0912	0,1293
USD/HUF			0,1798	0,9140	4,1512	0,1255	3,2286	0,1990
USD/PLN	0,7036	0,7034			2,4222	0,2979	8,9125	0,0116
USD/CZK	1,5303	0,4653	1,7976	0,4071			0,8271	0,6613
USD/SKK	4,9250	0,0852	0,0863	0,9578	3,3801	0,1845		
EUR/USD	1911,3630	0,0000	1470,5777	0,0000	3564,5004	0,0000	3671,2304	0,0000

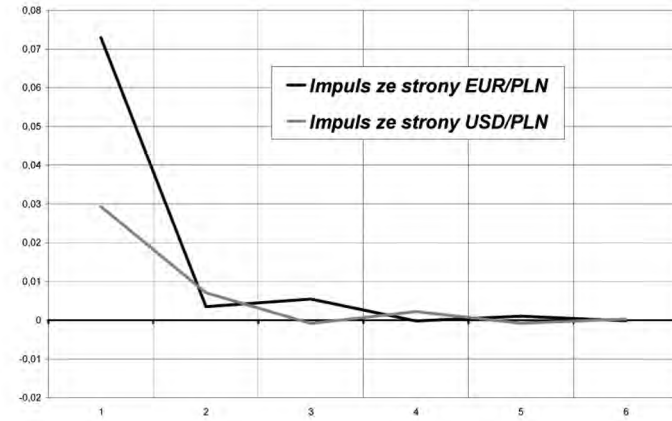
Źródło: obliczenia własne.

Kursy badanych walut do dolara, jak wynika z danych zawartych w tab. 5, są determinowane wyłącznie przez kurs EUR/USD, z wyjątkiem kursu USD/SKK, gdzie występuje również oddziaływanie kursów EUR/PLN i USD/PLN. W każdym przypadku wartości statystyki testu przyczynowości są istotnie różne od zera i są wysokie.

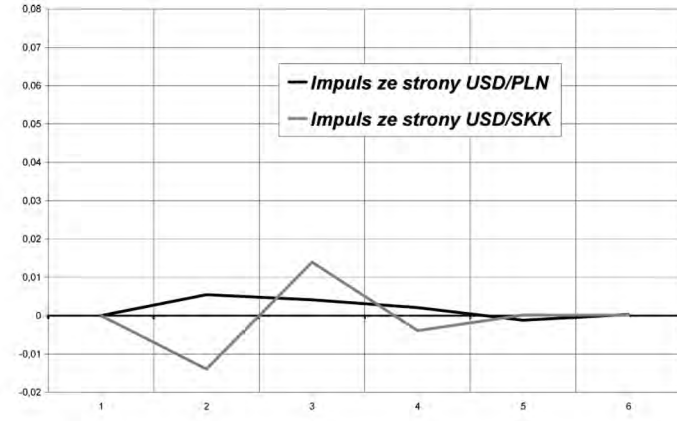
Pewnym wyjątkiem od tej ogólnej zasady była korona słowacka. W przypadku tej waluty pojawił się wpływ polskiego rynku walutowego oraz oddziaływanie kursu dolarowego tej waluty na kurs euro. Na rysunku 1 przedstawione zostały wykresy (*IRF – Impulse Response Function*)⁸. Przedstawiony na rys. 1 wykres funkcji reakcji na impuls skonstruowany jest w ten sposób, że na osi rzędnych wykresu odłożona jest wielkość reakcji kursu kursów USD/SKK i EUR/SKK wyrażona w procentach tego kursu w dniu 1 stycznia 2004, a na osi odciętych wyrażony w dniach horyzont czasowy oddziaływania impulsu ze strony poszczególnych ze strony kursów mających na nie istotny wpływ.

Analiza rys. 1 wskazuje, że oddziaływanie to było niewielkie, znacznie słabsze w przypadku kursu EUR/SKK. Horyzont czasowy tego oddziaływania był bardzo krótki.

⁸ Opis konstrukcji i interpretacji funkcji odpowiedzi na impuls można znaleźć w pracy [Kusideł 2000, s. 36 i n.].



USD/SKK



EUR/SKK

Rys. 1. Funkcja odpowiedzi na impuls kursów USD/SKK i EUR/SKK ze strony kursów mających na nie istotny wpływ

Źródło: opracowanie własne.

4. Podsumowanie

Na podstawie przeprowadzonej analizy ekonometrycznej można wyprowadzić wnioski, iż w okresie badawczym kursy walut grupy wyszehradzkiej do dolara były w zasadzie zależne wyłącznie od kursu EUR/USD. Kursy poszczególnych walut państw grupy wyszehradzkiej względem euro kształtowały się autonomicznie, niezależnie od badanego systemu kursów, również niezależnie od kursu EUR/USD.

Ponadto kursy walut państw grupy wyszehradzkiej w zasadzie nie oddziaływały na siebie. Pewnym wyjątkiem są kursy korony słowackiej. Oddziaływanie na kurs EUR/SKK oraz USD/SKK ze strony polskiego rynku walutowego jest tak małe i jego wpływ wygasa tak szybko, że może być pominięte.

Wynik przeprowadzonych badań nie upoważnia do ugruntowanego w obserwacjach empirycznych formułowania poglądu, jakobyśmy mieli do czynienia ze zjawiskiem sentymentu wśród uczestników środkowoeuropejskiego rynku walutowego.

Literatura

- Charemza W.W., Deadman D.F., *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997.
- Devereux M., *Should the exchange rate be a shock absorber?*, „Journal of International Economics” 2004, vol. 62.
- Engle R.F., Granger C.W.J., *Co-integration and error correction*, „Econometrica” 1987, vol. 55.
- Kusideł E., *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania*, Wydawnictwo ABSOLWENT, Łódź 2000.
- Maddala G.S., *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006.
- Majsterek M., *Zastosowanie procedury Johansena do analizy sprzężenia zwrotnego w gospodarce polskiej*, „Przegląd Statystyczny” 1998, t. XLV.
- Moshirian F., *Elements of global financial stability*, „Journal of Multinational Financial Management” 2004, vol. 14.
- Mundell R., *Currency areas, volatility and intervention*, „Journal of Policy Modeling” 2000, vol. 22.
- Osińska M., *Ekonometria finansowa*, PWE, Warszawa 2006.

ANALYSIS OF THE FOREIGN EXCHANGE RATES: THE CASE OF THE WYSEHRAD GROUP COUNTRIES

Summary: The purpose of the paper is to elaborate and to analyse a possible source of explanation for a sentiment on the foreign exchange market. Since the currencies of Hungary, Poland, Slovakia and the Czech Republic are believed to be “anchored” with euro, no sign of a sentiment should be observed. The econometric analysis proves this latter assumption.