

Jacek Bednarz  
Katedra Rynków i Instytucji Finansowych KUL  
e-mail: bednarz@kul.lublin.pl  
Stanisław Gędek  
Katedra Ekonomiki i Organizacji Agrobiznesu AR Lublin  
e-mail: gedek@op.pl

## **ANALIZA WSPÓLZALEŻNOŚCI KURSÓW NA POLSKIM RYNKU WALUTOWYM**

**Streszczenie:** Wprowadzenie nowej jednostki monetarnej euro na znacznym obszarze Unii Europejskiej może powodować, że kursy walut tych krajów europejskich, których waluty narodowe nie zostały zastąpione przez euro, mogą być uzależnione kursu EUR/USD. Analiza przeprowadzona w niniejszej pracy, przy pomocy modelu VAR, wykazała, iż taka sytuacja w znacznym stopniu dotyczy złotego.

**Słowa kluczowe:** kursy walutowe, euro, dolar amerykański, złoty, model VAR.

### **WPROWADZENIE**

Wprowadzenie w roku 1999 euro jako nowej europejskiej jednostki monetarnej w znacznym stopniu zmieniło strukturę rynku walutowego zarówno w aspekcie globalnym, jak również regionalnym. Powstał rynek eurodolara. Polska, przystępując do Unii Europejskiej w 2004 roku, deklaruje zamiar przystąpienia w przyszłości również do Europejskiej Unii Monetarnej i tym samym zastąpienia swojej waluty przez euro. Oznaczałoby to, że do tego czasu kurs złotego (PLN) podlegałby procesowi konwergencji względem euro (EUR). Należy domniemywać, że jednocześnie kursy tych walut wobec dolara (USD) podążałyby za zmianami wyznaczanymi przez rynek eurodolara.

Celem niniejszego opracowania jest próba zbadania, w jakim zakresie kurs złotego (PLN) reaguje na zmiany na rynku EUR/USD oraz jakie są zależności pomiędzy kursami złotego do dolara i euro.

### **MODELOWANIE KURSÓW WALUTOWYCH**

W literaturze przedmiotu aż do połowy lat 80-tych ubiegłego stulecia rozpowszechniony był pogląd, w myśl którego zmiany kursów walutowych następują w wyniku zmiany wartości fundamentalnych zmiennych makroekonomicznych [Dornbusch 1976]. Zgodnie z modelem racjonalnych oczekiwań makroekonomicznych, w obserwowanych w poszczególnych gospodarkach wzrostach (spadkach) inflacji, poziomu produkcji oraz popytu

konsumpcyjnego, poziomu stóp procentowych i bezrobocia, upatrywano bezpośrednich przyczyn dostosowania kursów ich walut. Model ten zakłada równocześnie, że związek między tymi zmiennymi ma charakter stabilny, pomimo możliwej heterogeniczności oczekiwań poszczególnych uczestników rynku. Pomimo wielokrotnie podejmowanych prób empirycznej weryfikacji modelu racjonalnych oczekiwań makroekonomicznych nie udało się jednoznacznie potwierdzić jego słuszności w odniesieniu do kształtowania się kursów walutowych.

W prowadzonej dyskusji naukowej kolejne głosy kwestionowały stabilność i zakotwiczenie relacji pomiędzy kursami walutowymi a wartościami, uznawanych za fundamentalne, zmiennych makroekonomicznych. Wykazano, że obserwowane w czasie dyskretnym gwałtowne zmiany wartości fundamentalnych zmiennych skutkują zwiększoną chwiejnością kursu walutowego w krótkim okresie [Flood i Rose 1995]. Kolejną obserwacją poddającą w wątpliwość racjonalność oczekiwań zmian kursów walutowych przyniosły badania rozkładu stóp zwrotu. Wykazano, że niezależnie od globalnego czy regionalnego charakteru badanych walut – ich obserwowane rozkłady stóp zwrotu nie mają cech rozkładu normalnego. Uwzględnienie dodatkowo niekiedy znacznych kosztów transakcyjnych ponoszonych przy zamianie walutowej nakazuje zakwestionować hipotezę silnej efektywności informacyjnej rynku walutowego w krótkim horyzoncie czasowym [Kilian i Taylor 2003]. Powyższe ustalenia stanowią bezpośredni przyczynek do badań nad lepszymi jakościowo modelami prognozowania kursów walutowych. W niektórych opracowaniach można spotkać opinie uzasadniające stosowanie analizy technicznej (technik wykresu) przy prognozowaniu kursów walutowych [James 2003]. De Grauwe i Grimaldi konkludują, że wykorzystywanie analizy technicznej (techniki wykresu) w operacjach prowadzonych na rynkach walutowych może być bardziej skuteczne niż kierowanie się zmianami wartości zmiennych fundamentalnych. Cechą charakterystyczną zwolenników analizy technicznej (czartystów) jest „tworzenie zasłony dymnej” wokół wielkości fundamentalnych, co prowadzi do osłabienia efektywności fundamentalistów. Im więcej czartystów na rynku, tym więcej powstaje „szumu informacyjnego” w warunkach rynku. Czynnikiem powstrzymującym czartystów przed opanowaniem rynku i pozbawieniem go związków z fundamentalną sytuacją makroekonomiczną jest ryzyko rosnące w krótkim okresie wraz z chwiejnością kursów [De Grauwe i Grimaldi 2006].

## POWSTANIE RYNKU EURODOLARA I PERSPEKTYWY ODDZIAŁYWANIA EURO NA KURSY WALUT KRAJÓW ŚRODKOWOEUROPEJSKICH

Wprowadzenie do obiegu w 1999 roku *euro* jako nowej europejskiej jednostki monetarnej w znacznym stopniu zmieniło strukturę rynku walutowego

zarówno w aspekcie globalnym, jak również regionalnym. Jak zauważa Mundell, powstanie jednolitej europejskiej jednostki monetarnej, może z punktu widzenia gospodarki amerykańskiej doprowadzić do konkurencji ze strefą wpływów dolara na polu skuteczności prowadzonej polityki monetarnej oraz na polu związania ze sobą i podporządkowania kursów innych walut [Mundell 2000].

Niezależnie od konkurencji globalnej, na gruncie sformułowanej przez Mundella teorii optymalnego obszaru walutowego, wspólna waluta europejska może być poniekąd utożsamiana z „dobrem o charakterze publicznym” jako niezbędny element stabilizujący sytuację ekonomiczną w regionalnej perspektywie ponadnarodowej [Moshirian 2004]. Przykładem takiego oddziaływania jest powiązanie, a niekiedy również związanie walut reprezentujących mniejsze i słabsze ekonomicznie gospodarki z walutą silniejszą oddziałującą stabilizująco.<sup>1</sup> Zgodnie z teorią optymalnych obszarów walutowych siły stabilizujące daną walutę działają odwrotnie proporcjonalnie do wielkości kraju stabilizowanego. Mussa przewiduje, iż kursy walut większości państw członkowskich Unii Europejskiej, niezależnie od tego czy zastąpiły już swoje waluty narodowe, będą podlegały procesowi konwergencji względem euro.<sup>2</sup> Procesom konwergencji względem euro mogą podlegać również waluty państw środkowoeuropejskich. Utworzenie strefy euro pozwala na „zakotwiczenie” ich walut w walucie europejskiej, a przez to zapewnienie stabilności monetarnej w takim stopniu, jakiego samodzielnie nie byłyby w stanie osiągnąć [Ravenna 2005]. Zachowanie kursu walutowego wykazuje wtedy cechy procesu idiosynkratycznego.

Nacisk na konsolidację kursów walutowych i powiązanie ich przebiegu z kursem waluty dominującej w danym regionie prowadzi do powstania nieformalnej unii monetarnej na danym obszarze. Waluty mniejszych krajów mogą znaleźć się w takiej nieformalnej unii monetarnej, jeżeli kursy ich walut upodabniają się do kursu waluty dominującej [von Furstenberg 2001].

## WYNIKI BADAŃ EMPIRYCZNYCH

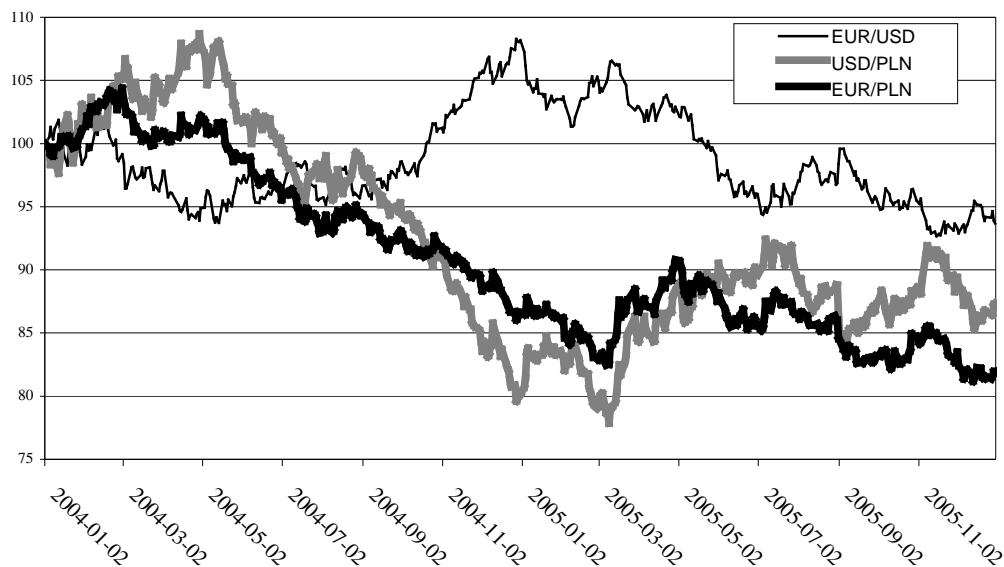
Jednym z najbardziej bardziej nurtujących pytań z punktu widzenia prowadzenia codziennych operacji walutowych jest pytanie o możliwość stawiania trafnej prognozy co do kształtowania się kursów walutowych. Prognozowanie przyszłych wartości (kursów) instrumentów finansowych wyłącznie w oparciu o ich wartości historyczne wymaga, wobec nieustannego napływu nowych informacji rynkowych, skoncentrowania się na analizie procesów kształtowania się cen instrumentów finansowych oraz siły ich wzajemnego oddziaływania [Campbell i in. 1997].

---

<sup>1</sup> Przykładem takiego działania było tolerowane przez Bundesbank w latach 90-tych jednostronne związanie walut niektórych krajów bałkańskich z niemiecką marką.

<sup>2</sup> Jednocześnie Mussa wskazuje na procesy dywergencji względem euro, jakim podlega brytyjski funt [Mussa 2002].

Do analizy współzależności kursów na polskim rynku walutowym posłużyły dzienne notowania NBP kursów EUR/PLN, USD/PLN oraz kursu EUR/USD za okres 01.01.2004-31.12.2005, obejmujący 516 obserwacji. Pojedyncze luki wynikające z braku notowań w danym dniu (np. brak notowań kursów PLN w dniu 11 listopada) uzupełnione zostały metodą średnich z sąsiednich okresów. Na rysunku 1 przedstawiony został przebieg tych kursów przeskalowany tak, aby wartość początkowa każdego z nich była w pierwszym dniu notowań równa 100. Zabieg ten pozwala na lepsze porównanie przebiegu tych kursów.



Rysunek 1. Przebieg przeskalowanych kursów EUR/PLN, USD/PLN oraz kursu EUR/USD w okresie 01.01.2004 - 31.12.2005

W tabeli 1 zamieszczone zostały wyniki testu ADF. Wskazują one na to, że szeregi czasowe analizowanych kursów walut są niestacjonarne, zintegrowane rzędu pierwszego.

Tabela 1. Wyniki testu ADF dla szeregów czasowych kursów walutowych.

Kurs	Wartości		Pierwsze różnice	
	t	p	t	p
EUR/USD	-1,4071	0,5805	-11,8685	0,0000
EUR/PLN	-0,6781	0,8504	-12,3390	0,0000
USD/PLN	-1,0297	0,7448	-12,7648	0,0000

Źródło: Opracowanie własne

Narzędziem analizy współzależności kursów był model VAR (por. dla przykładu: Charemza i Deadman 1997; Kusideł, 2000; Mills 1993) o postaci:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 \mathbf{d}_t + \sum_{i=1}^4 \mathbf{A}_i \mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{e}_t, \quad (4.1)$$

gdzie:

$\mathbf{x}_t = [ZE\_d_t \quad ZD\_d_t]^T$  jest wektorem obserwacji na bieżących wartościach pierwszych różnic kursów odpowiednio: EUR/PLN i USD/PLN,

$\mathbf{d}_t = [d_0 \quad ED\_d_t \quad ED\_d_{t-1} \quad ED\_d_{t-2} \quad ED\_d_{t-3} \quad ED\_d_{t-4}]^T$  jest wektorem egzogenicznych składników równań, którego składowymi są odpowiednio: stała równania oraz bieżące i opóźnione wartości pierwszych różnic kursu EUR/USD,

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

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

$\mathbf{e}_t = [\mathbf{e}_{1t} \quad \mathbf{e}_{2t}]^T$  zawiera wektory reszt równań modelu.

Rząd opóźnień modelu, równy 4, został zgodnie wskazany przez kryteria informacyjne Akaike'a (AIC), Schwarz'a (BIC) i Hannana-Quinna (HQC). Wyniki estymacji parametrów modelu (4.1), uzyskane przy pomocy programu GRETL, zamieszczone zostały w tabeli 2.

Tabela 2 Wyniki estymacji modelu 4.1

Zmienna	Równanie $ZE\_d_t$				Równanie $ZD\_d_t$			
	Współczynnik	Błąd standardowy	t	P	Współczynnik	Błąd standardowy	t	P
Stała	-0,00181	0,00098	-1,849	0,0651	-0,001713	0,000864	-1,982	0,0480
$ZE\_d(-1)$	-0,07530	0,09726	-0,774	0,4392	0,400078	0,085950	4,655	0,0000
$ZE\_d(-2)$	-0,00336	0,10619	-0,032	0,9748	0,444062	0,093839	4,732	0,0000
$ZE\_d(-3)$	-0,05416	0,10567	-0,513	0,6085	0,187713	0,093384	2,010	0,0450
$ZE\_d(-4)$	0,03005	0,09300	0,323	0,7467	0,168256	0,082185	2,047	0,0412
$ZD\_d(-1)$	0,08803	0,10921	0,806	0,4206	-0,550172	0,096507	-5,701	0,0000
$ZD\_d(-2)$	-0,01381	0,12360	-0,112	0,9111	-0,592687	0,109228	-5,426	0,0000
$ZD\_d(-3)$	-0,02740	0,12335	-0,222	0,8243	-0,352746	0,109010	-3,236	0,0013
$ZD\_d(-4)$	-0,06533	0,10637	-0,614	0,5394	-0,263404	0,094003	-2,802	0,0053
$ED\_d$	0,20684	0,13673	1,513	0,1310	-2,372780	0,120828	-19,638	0,0000
$ED\_d(-1)$	-0,06058	0,31100	-0,195	0,8456	-1,954040	0,274835	-7,110	0,0000
$ED\_d(-2)$	-0,22167	0,36018	-0,615	0,5385	-1,785410	0,318297	-5,609	0,0000
$ED\_d(-3)$	0,03475	0,36415	0,095	0,9240	-0,910935	0,321809	-2,831	0,0048
$ED\_d(-4)$	-0,01839	0,32223	-0,057	0,9545	-0,607676	0,284763	-2,134	0,0333
$R^2$	<b>0,022</b>				<b>0,494</b>			
Statystyka testu D-W	1,98626				1,98349			

Źródło: Opracowanie własne

Wyniki estymacji (por. Tabela 1) wskazują niewielki stopień wyjaśnienia zmienności przyrostów kursu EUR/PLN przez model (4.1) – współczynnik determinacji równania zmiennej  $ZE_{d_t}$  ma wartość zaledwie 0,022. Z kolei zmienność przyrostów kursu USD/PLN jest przez model (4.1) objaśniana dosyć dobrze. Współczynnik determinacji równania zmiennej  $Zd_{d_t}$  ma wartość bez mała 0,5. Należy też zwrócić uwagę na to, że żaden ze współczynników regresji równania objaśniającego zmienność przyrostów kursu EUR/PLN nie jest istotny, wszystkie zaś współczynniki regresji równania objaśniającego zmienność przyrostów kursu USD/PLN są istotne na poziomie 0,05.

Dla zbadania zależności przyczynowych pomiędzy kursami walut wykorzystany został test Grangera. Zastosowany został wariant Walda tego testu (por. Osińska, 2006, str.212). Wyniki zamieszczone zostały w tabeli 3.

Tabela 3. Wyniki testu przyczynowości Grangera

Przyczyna	Zmienna zależna					
	Kurs EUR/PLN			Kurs USD/PLN		
	$\chi^2$	stopnie swobody	P	$\chi^2$	stopnie swobody	P
Kurs EUR/USD	2,17175	4	0,7042	244,1555	4	0,0000
Kurs EUR/PLN	-	-	-	245,9998	4	0,0000
Kurs USD/PLN	3,2345	4	0,5194	-	-	-

Źródło: Opracowanie własne

Analiza wyników testu Grangera wskazuje, że zmiany kursu EUR/PLN kształtowały się w badanym okresie niezależnie od zmian kursów EUR/USD i USD/PLN. Z kolei z kolei zmiany kursów EUR/USD i EUR/PLN były przyczyną dla zmian kursu USD/PLN, przy czym w przypadku kursu EUR/USD, można mówić o przyczynowości natychmiastowej.<sup>3</sup> Wyniki te pozwalają również stwierdzić, w powiązaniu z wynikami estymacji parametrów modelu (4.1), że przebieg zależności pomiędzy kursami złotego do dolara i euro był jednokierunkowy. Zmiany kursu EUR/PLN wpływały na zmiany kursu USD/PLN, natomiast zależność odwrotna nie występowała.

Wartości ocen parametrów strukturalnych równania opisującego zachowanie się zmian kursu USD/PLN (por. Tabela 2) wskazują na znacznie silniejszy wpływ kursu EUR/USD na tę wielkość niż zmian kursu EUR/PLN. Świadczy o tym

<sup>3</sup> Natychmiastowa przyczynowość istnieje, gdy bieżąca wartość zmiennej objaśnianej może być lepiej prognozowana przy użyciu bieżących i przeszłych wartości zmiennej objaśniającej (por. Charemza i Deadman, 1997, str. 158 i dalsze).

znacznie wyższa co do modułu wartość współczynników regresji w przypadku odpowiednich opóźnień zmiennej  $ED_d$ .<sup>4</sup>

W tabeli 4 zamieszczone zostały wyniki testów charakteryzujących reszty równania modelu (4.1), opisującego kształtowanie się zmian kursu USD/PLN. Reszty równania opisującego kształtowanie się zmian kursu EUR/PLN nie były analizowane, gdyż, co zostało stwierdzone powyżej, zmiany kursu EUR/PLN kształtują się niezależnie od zmiennych objaśniających tego równania.

Tabela 4. Charakterystyka reszt równania opisującego zmiany kursu USD/PLN

Test	Statystyka testu	p
White'a na heteroskedastyczność wariancji	$TR^2 = 114,247$	0,2314
Liczby serii	$Liczba\ serii = 266$ $u = 0,793175$	0,4277
ARCH dla rzędu opóźnienia 4	$TR^2 = 3,41494$	0,4909
Test RESET	$F(2, 496) = 0,313933$	0,7307
LM na autokorelację rzędu 4	$LMF = 0,83769$	0,5017
JB na normalność rozkładu reszt	$\chi^2 = 11,4142$	0,0033
CUSUM na stabilność parametrów modelu	$t = -0,262073$	0,7934

Źródło: Opracowanie własne

Wyniki analizy reszt zawarte w tabeli 4, jak również wartość statystyki testu Durбина-Watsona zawarta w tabeli 2, wskazują na to, iż model opisujący przebieg zmian kursu USD/PLN został sformułowany poprawnie. Pewne powody do niepokoju może dawać jedynie fakt, że rozkład reszt odbiega od normalnego. Jednakże bliższa analiza rozkładu reszt wykazała, iż jest to rozkład symetryczny i leptokurtyczny, co nie powinno wpływać na jakość wnioskowania o istotności parametrów strukturalnych modelu.

Przedstawione powyżej wyniki badań pozwalają na sformułowanie dwu podstawowych wniosków. Najważniejszy z nich mówi, że zmiany kursu USD/PLN były w badanym okresie w znacznym stopniu uzależnione od zmian na rynku eurodolara, nie miały zaś zmiany na tym rynku wpływu na kurs EUR/PLN. Drugi wniosek, który można sformułować w oparciu o przeprowadzone badania wskazuje na jednokierunkową zależność pomiędzy kursami złotego do dolara i euro, przy czym wpływ zmian kursu EUR/PLN na kurs złotego do dolara jest znacznie słabszy niż zmian kursu EUR/USD.

<sup>4</sup> Bardziej precyzyjnie zagadnienie wpływu opóźnionych zmiennych objaśniających na zmienną objaśnianą przedstawia analiza przebiegu funkcji odpowiedzi na impuls (por. Kusideł, 2000, str. 37 i dalsze).

## PODSUMOWANIE

Wyniki przeprowadzonej analizy potwierdzają w odniesieniu do złotego hipotezę Mussy o konwergencji walut narodowych wobec euro. Kurs złotego do dolara, drugiej ważnej waluty światowej był w badanym okresie znacznym stopniu uzależniony od kursu EUR/USD. Jednocześnie kurs złotego do euro kształtował się niezależnie od zmian na rynku erodolara, co może wskazywać na to, iż relacje wewnątrz zapowiadanej przez von Furstenberga [von Furstenberg 2001] nieformalnej unii walutowej są w dużym stopniu autonomiczne, wynikające przede wszystkim z relacji pomiędzy podmiotami owej unii. Tego rodzaju nieformalne pozostawanie w strefie euro niewątpliwie wiąże się z korzyściami wynikającymi z formalnej przynależności do takiej strefy i niekoniecznie musi oznaczać utratę z tego powodu jakichś istotnych korzyści. Należy bowiem zauważyć, iż w świetle najnowszych badań nie potwierdzono negatywnych skutków powstrzymania się przez Wielką Brytanię, Szwecję oraz Danię od zastąpienia walut narodowych przez euro i podjęcia bliższej współpracy w ramach Europejskiego Banku Centralnego [Bask i de Luna 2005].

Przyczynowość równoczesna, występująca pomiędzy kursem eurodolara i kursem złotego do dolara, wykazana w przeprowadzonych badaniach wskazuje, wobec dosyć powszechnego kwestionowania rzeczywistego występowania takiej zależności, na konieczność przeprowadzenia badań w oparciu dane o wyższej częstotliwości. Czas bowiem, jaki potrzebny jest na przepływ informacji pomiędzy poszczególnymi rynkami, jest obecnie bardzo krótki stąd wzajemne oddziaływanie poszczególnych kursów walutowych ujawnia się w czasie krótszym niż jeden dzień. Analizy wymaga również zachowanie innych walut europejskich wobec dolara i euro.

## LITERATURA

- Bask M., Luna de X. (2005): EMU and the stability and volatility of foreign exchange: Some empirical evidence. *Chaos, Solitons and Fractals*, vol. 25.
- Campbell J., Lo A., Mackinlay A. (1997): *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press, Princeton
- Charemza W.W., Deadman D.F. (1997): *Nowa ekonometria*. PWE, Warszawa.
- Dornbusch R. (1976): Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, vol. 84.
- Flood R., Rose A. (1995): Fixing the exchange rate regime: A virtual quest for fundamentals. *Journal of Monetary Economics*, vol. 36.
- Furstenberg von G. (2001): Pressures for currency consolidation in insurance and finance. Are the currencies of financially small countries on the endangered list? *Journal of Policy Modeling*, vol. 23.
- Grauwe de P., Grimaldi M. (2006): Exchange rate puzzles: A tale of switching attractors. *European Economic Review*, vol. 50.



- James J. (2003): Simple trend-following strategies in currency trading. *Quantitative Finance*, vol. 3.
- Kilian L., Taylor M. (2003): Why is it so difficult to beat the random walk forecast of exchange rates? *Journal of International Economics*, vol. 60.
- Kusiński E. (2000): *Modele wektorowo- autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania*. ABSOLWENT, Łódź.
- Mills T.C. (1993): *The econometric modelling of financial time series*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Moshirian F. (2004): Elements of global financial stability. *Journal of Multinational Financial Management*, vol.14.
- Mundell R. (2000): Currency Areas, Volatility and Intervention. *Journal of Policy Modeling*, vol. 22.
- Mussa M. (2002): The euro versus the dollar: not a zero sum game. *Journal of Policy Modeling*, vol. 24.
- Osińska M. (2006): *Ekonometria finansowa*. PWE, Warszawa.
- Ravenna F. (2005): *The European Monetary Union as a commitment device for new EU member states*. Working Paper no. 516. European Central Bank, Frankfurt/Main.

### **The currency rates interdependence on the polish currency market**

**Summary:** In the era of increasing global economic interdependence, the transmission of movements in international financial markets constitutes a significant issue for economic policy, especially in transient periods when the markets are heavily agitated. The literature on the transmission of movements between financial markets has focused the possible impact of Euro as a new world currency. The VAR model with current and lagged currency data was employed to investigate the exchange rate dependence between the Polish Zloty and two of the world major currencies, i.e. US Dollar and Euro. The analysis has shown that the EURO/UESD exchange rate determines to a large extent the Polish Zloty exchange rate to USD. This suggests that Polish Zloty is in informal monetary union with euro.

**Key words:** currency exchange rates; Euro; US Dollar, Polish Zloty; VAR model