

Jerzy Rembeza, Grzegorz Przekota

Politechnika Koszalińska

POWIĄZANIA MIĘDZY STOPAMI PROCENTOWYMI W POLSCE, USA I STREFIE EURO*

1. Wstęp

Zachowanie się stóp procentowych ma kluczowe znaczenie dla zrozumienia funkcjonowania gospodarki otwartej. Odgrywa również dużą rolę w prowadzeniu polityki makroekonomicznej. W najprostszych modelach przyjmuje się zazwyczaj założenie równych realnych stóp procentowych w poszczególnych krajach. Mechanizmem wyrównującym ich poziom jest międzynarodowy arbitraż [Moosa, Bhatti, 1994, s. 392-408]. Zgodnie z regułą niezabezpieczonego parytetu krajowa stopa procentowa dla tego samego okresu do realizacji powinna się różnić o oczekiwaną stopę zmiany kursu walutowego oraz specyficzną dla danego kraju premię za ryzyko [Beenstock, Longbotom, 1981, s. 44-59].

Przeprowadzone dla lat 60. i 70. analizy wskazywały na znaczne zróżnicowanie stóp procentowych [Mishkin, 1984, s. 1345-1357]. W ostatnich 30 latach stwierdzano jednak zjawisko wyrównywania się stóp procentowych, przynajmniej w obrębie krajów o rozwiniętych rynkach finansowych [Sasaki, Yamaguchi, Takamasa, 2000, s. 57-78]. Tym niemniej wciąż trudno mówić o pełnej integracji rynków. Przyczyn niepełnej integracji jest wiele, m.in. prowadzenie nie w pełni skoordynowanej polityki makroekonomicznej w poszczególnych krajach, utrzymujące się w części krajów ograniczenia w transferze kapitału czy zjawisko tzw. *home bias*.

Powiązanie stóp procentowych w poszczególnych krajach było przedmiotem wielu analiz. Większość z nich bazuje na technikach integracji i kointegracji [Engle, Granger, 1987, s. 251-276]. Wyniki nie dają jednoznacznego obrazu. W części prac potwierdzano istnienie kointegracji pomiędzy rynkami [Arshampalli, Doukas, 1994, s. 1047-1061; Ewing, Payne, Forbes, 1998, s. 469-482; Mongoue, 1992, s. 285-296; Quiro-Romero, Sosvilla-Rivero, 1997, s. 449-451], w części zaś nie stwierdzano pełnej integracji stóp procentowych pomiędzy krajami [Kleimeier,

* Praca naukowa finansowana ze środków na naukę w latach 2007-2009 jako projekt badawczy.

Sander, 2000, s. 1005-1043; Waller, Kiyamaz, 2004, s. 11-21]. W przypadku niektórych krajów stwierdzano istnienie kointegracji, w przypadku niektórych zaś odrzucono hipotezę o istnieniu takiego związku.

W opracowaniu starano się określić, czy i w jakim stopniu stopy procentowe na rynku polskim są powiązane ze stopami procentowymi w USA oraz w strefie euro. Przedmiotem zainteresowania była identyfikacja związków w długim i krótkim okresie. Analizy przeprowadzono dla stóp procentowych o różnym terminie do realizacji. Posłużono się koncepcją integracji i kointegracji.

2. Metodyka

Najprostsze metody analizy powiązań między stopami procentowymi bazują na obliczaniu współczynników korelacji. Technicznie są one najprostsze, ale ze względu na pewne cechy szeregów czasowych (niestacjonarność, heteroscedastyczność) mogą dawać mało wiarygodne wyniki. Większe możliwości analityczne dają modele autoregresyjne odwołujące się do koncepcji integracji i kointegracji. W pracy wykorzystano właśnie to drugie podejście. Analiza obejmowała następujące etapy:

- analizę stopnia integracji poszczególnych zmiennych (szeregów czasowych stóp procentowych); wykorzystano test ADF, przy czym dobór liczby opóźnień w testowaniu określono na podstawie kryterium Akaike;
- analizę kointegracji. Przeprowadzono ją, budując wektor kointegrujący między poziomem stóp procentowych w Polsce a poziomem stóp procentowych w USA i strefie euro oraz testując stacjonarność reszt z regresji kointegrującej. Wykorzystano następujące równanie kointegrujące [Gregory, Hansen, 1996, s. 99-126]:

$$y_t = a_1 x_t + a_2 I + a_3 t + c, \quad (1)$$

gdzie: y_t – poziom stóp procentowych w Polsce,

x_t – poziom stóp procentowych na rynku zagranicznym,

I – zmienna zero-jedynkowa, przyjmująca wartość 0 dla okresu I kwartał 2001 – III kwartał 2003, wartość 1 poza tym okresem,

t – czas,

c – stała;

- analizę transmisji opartą na modelu autoregresyjnym. Konkretna postać modelu zależała od wyników uzyskanych w dwóch pierwszych krokach [Engle, Granger, 1987, s. 251-276]. W przypadku stwierdzenia stacjonarności stóp procentowych powinno się stosować model autoregresyjny oparty na zmiennych na ich poziomach, w przypadku zmiennych stacjonarnych w stopniu jeden (stacjonarne pierwsze różnice zmiennych) i skointegrowanych ze sobą model autoregresyjny oparty na pierwszych różnicach zmiennych z mechanizmem korekty błędem, o następującej postaci:

$$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^{k-1} \theta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \gamma_i \Delta x_{t-i} + \alpha ECM_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

gdzie: ECM_{t-1} – reszty z równania kointegrującego.

W przypadku zmiennych nieskointegrowanych bardziej właściwy byłby model autoregresyjny, nieuwzględniający mechanizmu korekty błędem.

Materiał źródłowy do analiz stanowiły dane o poziomie stóp procentowych obliczonych dla 1-rocznych, 1-miesięcznych i 1-tygodniowych papierów skarbowych w okresie 02.01.2001-24.05.2007. Dane o poziomie stóp procentowych uzyskano z Narodowego Banku Polskiego. W analizach integracji, kointegracji oraz transmisji wykorzystano dane o cotygodniowych notowaniach stóp.

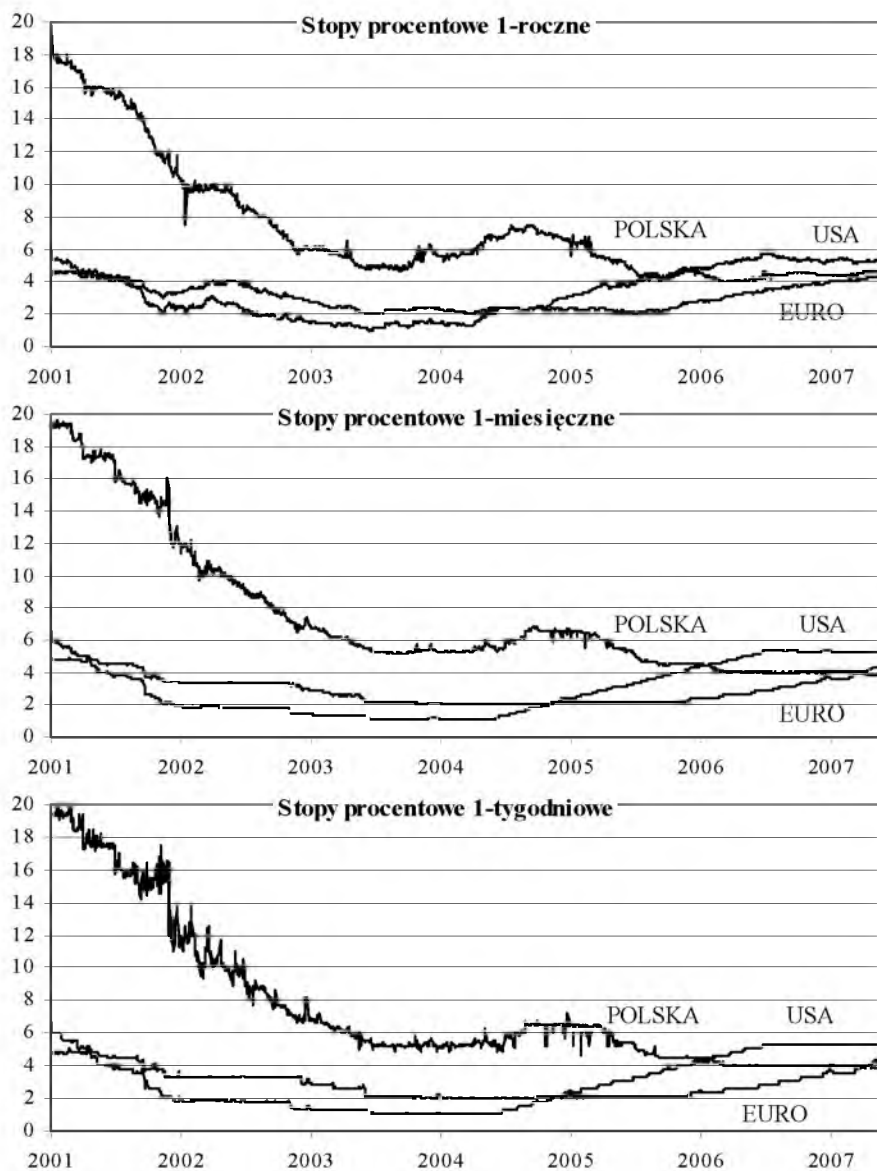
3. Tendencje zmian stóp procentowych na badanych rynkach

Na rys. 1 przedstawiono szeregi czasowe stóp procentowych. W Polsce stopy procentowe od początku 2001 r. systematycznie spadały – z poziomu ok. 20% do ok. 5% w 2003 r., następnie, po niewielkim wzroście do poziomu 7%, ponownie zaczęły spadać. W USA stopy procentowe od początku 2001 r. spadały z poziomu 6 do 1% na przełomie lat 2003 i 2004, a następnie zaczęły rosnąć do ok. 5%. Podobną tendencję obserwuje się w strefie euro, gdzie stopy spadały z poziomu blisko 5% na początku 2001 r. do ok. 2% w 2004 r., a następnie zaczęły rosnąć do ok. 4,5%. W 2001 r. stopy procentowe w Polsce odbiegały znacznie od stóp procentowych w USA i strefie euro, jednak od roku 2006 obserwujemy tendencję do ich wyrównywania.

Silny spadek stóp procentowych w Polsce miał miejsce do III kwartału 2003 r., w późniejszym okresie obserwuje się już zmiany o wyraźnie słabszym trendzie. Właśnie ten fakt spowodował włączenie do równania kointegrującego, opisanego w części metodycznej, zmiennej zero-jedynkowej.

Trudności w modelowaniu zależności stóp procentowych w Polsce od wartości stóp procentowych w USA i strefie euro mogą być spowodowane nie tylko samymi wysokościami stóp procentowych, ale także odmiennymi właściwościami statystycznymi tych szeregów (tab. 1). Szeregi czasowe stóp procentowych w Polsce charakteryzują się największą zmiennością (odchylenie standardowe ok. 4%), zmienność stóp procentowych w USA była na poziomie wyraźnie niższym (odchylenie standardowe ok. 1,5%), a w strefie euro była najniższa (odchylenie standardowe poniżej 1%). Wszystkie szeregi czasowe stóp procentowych charakteryzują się prawostronną asymetrią, co oznacza, iż generalnie dominują stopy niskie, a średni poziom stóp procentowych jest wyraźnie wyższy od najczęściej obserwowanych, jednak siła tego zjawiska jest różna. Dla stóp procentowych w Polsce otrzymano wskaźnik asymetrii na poziomie ok. 1,5, gdy tymczasem dla stóp USA i euro poziom asymetrii jest słabszy. Ponadto w Polsce szeregi czasowe stóp pro-

centowych charakteryzują się bardzo silną kurtozą, a szeregi czasowe stóp procentowych USA i euro – bardzo słabą.



Rys. 1. Stopy procentowe za okres 02.01.2001-24.05.2007

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych pochodzących z NBP.

Tabela 1. Charakterystyki opisowe szeregów czasowych stóp procentowych

Stopa procentowa	Średnia	Odchylenie standardowe	Skośność	Kurtoza
POLSKA 1R	7,24	3,71	1,55	1,33
USA 1R	3,28	1,52	0,14	-1,48
EURO 1R	3,06	0,81	0,39	-1,26
POLSKA 1M	7,51	4,27	1,50	1,04
USA 1M	2,96	1,61	0,37	-1,42
EURO 1M	2,91	0,85	0,75	-0,50
POLSKA 1T	7,55	4,38	1,49	0,95
USA 1T	2,94	1,62	0,39	-1,40
EURO 1T	2,90	0,86	0,79	-0,41

Źródło: badania własne.

Tabela 2. Średnia różnica poziomu stóp procentowych w Polsce i USA oraz strefie euro

Rok	Różnica w stosunku do:					
	USA 1R	EURO 1R	USA 1M	EURO 1M	USA 1T	EURO 1T
2001	11,03	10,81	12,50	12,06	12,67	12,27
2002	6,15	4,86	7,34	5,80	7,49	5,95
2003	4,03	3,05	4,47	3,33	4,48	3,32
2004	4,44	4,29	4,42	3,84	4,36	3,73
2005	1,00	2,70	1,86	3,11	1,93	3,11
2006	-1,00	0,88	-1,02	1,14	-0,97	1,20
2007	-0,80	0,35	-1,19	0,36	-1,21	0,38

Źródło: badania własne.

Zjawisko wyrównywania się stóp procentowych w gospodarkach otwartych można zaobserwować na podstawie średniej różnicy poziomu stóp w Polsce i USA oraz strefie euro (tab. 2). Średnia różnica w poziomach stóp między Polską i tymi dwiema gospodarkami w 2001 r. przekraczała zdecydowanie 10 punktów procentowych, w roku 2003 spadła już poniżej 5 punktów procentowych, a od roku 2006 stopy procentowe w Polsce są nawet niższe niż w USA oraz na poziomie zbliżonym do strefy euro.

4. Analiza powiązań stóp procentowych

Odmienne właściwości statystyczne szeregów czasowych stóp procentowych spowodowały, że wyniki testów stacjonarności dla stóp procentowych w Polsce, USA oraz strefie euro są inne (tab. 3). Okazuje się, że szeregi czasowe stóp procentowych w Polsce charakteryzują się stacjonarnością. Niestacjonarność pokazał

tylko test ADF ze stałą dla stóp 1-tygodniowych. Ponadto, z uwagi na bliskie zeru wartości statystyk ADF, przeprowadzono jeszcze test dla pierwszych różnic stóp procentowych. Wartości statystyk okazały się znacznie niższe. Wyniki wskazują na stacjonarność pierwszych przyrostów stóp procentowych. W przypadku stóp procentowych USA i euro stwierdzono niestacjonarność szeregów obserwacji oraz stacjonarność pierwszych różnic, co oznacza, że zmienne te były zintegrowane w stopniu 1.

Tabela 3. Testy stacjonarności szeregów czasowych stóp procentowych

Stopa procentowa	ADF bez stałej				ADF ze stałą			
	I(0)		I(1)		I(0)		I(1)	
	ADF	<i>p</i>	ADF	<i>p</i>	ADF	<i>p</i>	ADF	<i>p</i>
POLSKA 1R	-3,8730	0,0001	-20,9989	0,0000	-3,2835	0,0164	-21,5309	0,0000
USA 1R	-0,5397	0,4827	-17,9385	0,0000	-0,9577	0,7688	-17,9112	0,0000
EURO 1R	-0,2467	0,5968	-15,6917	0,0000	-0,9541	0,7700	-15,6674	0,0000
POLSKA 1M	-4,3811	0,0000	-21,8390	0,0000	3,4191	0,0110	22,5688	0,0000
USA 1M	-0,5016	0,4985	-12,5497	0,0000	0,7555	0,8296	12,5302	0,0000
EURO 1M	-0,8154	0,3622	-12,6076	0,0000	1,4297	0,5680	12,6005	0,0000
POLSKA 1T	-3,5396	0,0004	-23,3005	0,0000	2,5845	0,0972	23,7656	0,0000
USA 1T	-0,6676	0,4274	-22,7245	0,0000	-0,8695	0,7971	-22,6930	0,0000
EURO 1T	-0,9204	0,3171	-21,2561	0,0000	-1,5689	0,4974	-21,2393	0,0000

I(0) – testowanie stacjonarności poziomów, I(1) – testowanie stacjonarności pierwszych przyrostów, ADF – wartość empiryczna testu, *p* – poziom istotności testu.

Źródło: badania własne.

Wyniki testów stacjonarności mogą wskazywać na brak powiązań długookresowych między krajowymi i zagranicznymi stopami procentowymi. Należy jednak zwrócić uwagę na odmienny charakter zmian stóp procentowych w Polsce w latach 2001-2003 i 2004-2007, czego wyrazem było uwzględnienie w równaniu kointegrującym zmiennej zero-jedynkowej (tab. 4). Wszystkie parametry wyznaczanych równań kointegrujących okazały się statystycznie istotne, ponadto bardzo dobrze wyjaśniają one kształtowanie się stóp procentowych w Polsce, współczynniki determinacji kształtują się na poziomie zbliżonym do 0,9.

Uzyskane wyniki wskazują na istnienie kointegracji między rynkiem polskim a rynkami zagranicznymi. Jednym wyjątkiem jest powiązanie 1-rocznych stóp procentowych w Polsce ze stopami procentowymi w USA, gdzie reszty z równania kointegrującego okazują się niestacjonarne. W pozostałych przypadkach hipotezę

o niestacjonarności reszt z równania kointegrującego można odrzucić na rzecz hipotezy o stacjonarności reszt przy poziomie istotności poniżej 0,1.

Tabela 4. Testy kointegracji

Zmienna niezależna	Model					ADF bez stałej		ADF ze stałą	
	a_1	a_2	a_3	c	R^2	ADF	p	ADF	p
Zmienna zależna: POLSKA 1R									
USA 1R	0,3705	0,2619	-0,0058	2,3150	0,9226	-1,2172	0,2050	-1,2072	0,6723
EURO 1R	0,7141	0,5132	-0,0056	1,7590	0,9221	-3,0407	0,0024	-3,0363	0,0326
Zmienna zależna: POLSKA 1M									
USA 1M	0,3247	0,2266	-0,0062	2,5027	0,9515	-1,7976	0,0688	-1,7888	0,3858
EURO 1M	0,6927	0,4200	-0,0054	1,8527	0,9320	-2,6692	0,0076	-2,6652	0,0812
Zmienna zależna: POLSKA 1T									
USA 1T	0,3287	0,2052	-0,0061	2,5089	0,9501	-2,2605	0,0232	-2,2510	0,1889
EURO 1T	0,7148	0,3975	-0,0053	1,8272	0,9298	-2,6411	0,0082	-2,6370	0,0866

Parametry równania kointegrującego oznaczone zgodnie ze wzorem (1).

Źródło: badania własne.

Biorąc pod uwagę wcześniej uzyskane wyniki, do opisu powiązań między krajowymi i zagranicznymi stopami procentowymi wykorzystano model z mechanizmem korekty błędem. Szczegółową charakterystykę modeli dla poszczególnych kategorii stóp procentowych przedstawia tab. 5. W prezentowanych modelach pozostawiano:

- parametry zmiennych objaśniających statystycznie istotne,
- parametry zmiennych objaśniających, dla których poziom istotności nie odbiegał znacznie od 0,1,
- parametry bieżących przyrostów zmiennej niezależnej oraz parametry reszt z równania kointegrującego, bez względu na ich istotność.

Przy takich warunkach możliwe będzie określenie reakcji stóp procentowych w Polsce na bieżące zmiany stóp procentowych w USA i strefie euro oraz proces dochodzenia do długookresowej równowagi.

Model powiązań stóp procentowych wskazuje, iż na zmiany poziomu 1-rocznych stóp procentowych w Polsce istotny wpływ wywierają zmiany bieżących stóp procentowych w USA oraz strefie euro. Wpływ ze strony stóp procentowych euro jest silniejszy niż ze strony stóp USA. Okazuje się, iż wzrost stopy procentowej w USA o 1% wywołuje średni przyrost stopy procentowej w Polsce o 0,1275%, natomiast wzrost stopy procentowej w strefie euro o 1% wywołuje średni przyrost stopy procentowej w Polsce o 0,2270%.

Tabela 5. Modele transmisji dla stóp procentowych

Zmienna niezależna	c	$d(y_{t-1})$	$d(y_{t-2})$	$d(y_{t-3})$	$d(y_{t-4})$	$d(y_{t-5})$	$d(x_t)$	$d(x_{t-1})$	$d(x_{t-2})$	$d(x_{t-3})$	$d(x_{t-4})$	$d(x_{t-5})$	ECM_{t-1}	R^2	DW
Zmienna zależna: $d(POLSKA\ 1R)$															
d(USA 1R)	-0,0033 0,0267	-0,1684 0,0019	0,0958 0,0775	0,1155 0,0331	0,1308 0,0138		0,1275 0,0001						-0,0244 0,0419	0,1172	2,0123
d(EURO 1R)	-0,0033 0,0268	-0,1780 0,0012	0,0877 0,1094	0,1051 0,0538	0,1471 0,0058		0,2270 0,0004						-0,0206 0,0886	0,1084	2,0120
Zmienna zależna: $d(POLSKA\ 1M)$															
d(USA 1M)	-0,0057 0,0002	-0,2415 0,0000	-0,1160 0,0356		0,0947 0,0727		0,0982 0,1026	-0,1011 0,0903		0,2092 0,0002			-0,0201 0,1535	0,1235	1,9981
d(EURO 1M)	-0,0056 0,0002	-0,2236 0,0000	-0,1464 0,0067		0,0917 0,0829		0,2044 0,0512	-0,2930 0,0081	0,2020 0,0541			0,2555 0,0094	-0,0332 0,0040	0,1427	2,0000
Zmienna zależna: $d(POLSKA\ 1T)$															
d(USA 1T)	-0,0086 0,0033	-0,4719 0,0000	-0,4328 0,0000				0,2309 0,0006						-0,0664 0,0227	0,3222	1,9946
d(EURO 1T)	-0,0084 0,0041	-0,4633 0,0000	-0,4002 0,0000				0,1393 0,1983	-0,1690 0,1195		0,2226 0,0391			-0,0719 0,0023	0,3222	2,0156

Pierwsza liczba w komórce to wartość parametru modelu, druga to istotność tego parametru.

Źródło: obliczenia własne.

Bardzo podobnie zachowują się 1-miesięczne stopy procentowe. Także tutaj na krótkookresowe zmiany stóp procentowych w Polsce stopy procentowe strefy euro wywierają silniejszy wpływ niż stopy procentowe USA. Wzrost stopy procentowej w USA o 1% wywołuje średni przyrost stopy procentowej w Polsce o 0,0982%, natomiast wzrost stopy procentowej w strefie euro o 1% wywołuje średni przyrost stopy procentowej w Polsce o 0,2044%.

Odwrótną zależność zaobserwowano dla 1-tygodniowych stóp procentowych. W tym przypadku oddziaływanie stóp procentowych USA na krótkookresowe zmiany stóp procentowych w Polsce jest silniejsze niż stóp procentowych strefy euro. Wzrost stopy procentowej w USA o 1% wywołuje średni przyrost stopy procentowej w Polsce o 0,2309%, natomiast wzrost stopy procentowej w strefie euro o 1% wywołuje średni przyrost stopy procentowej w Polsce o 0,1393%.

Proces dochodzenia do równowagi długookresowej między stopami procentowymi i stopami procentowymi w USA i strefie euro jest powolny. Informują o tym bardzo niskie wartości parametrów ECM. Najwolniejszy jest w przypadku stóp procentowych 1-rocznych i 1-miesięcznych, tylko nieznacznie silniejszy w przypadku stóp 1-tygodniowych.

5. Podsumowanie

Przeprowadzone analizy wskazują, że różnice między stopami procentowymi w Polsce oraz USA i strefie euro mocno się zmniejszyły. Tendencja wcześniej zaobserwowana w innych gospodarkach otwartych obecna jest więc także w Polsce.

Analizy kointegracji wskazują na istnienie długookresowych powiązań między stopami krajowymi a zagranicznymi, zwłaszcza ze stopami strefy euro. Charakter związków kointegrujących był inny w latach 2001-2003, a inny po roku 2003. Można sądzić, że na tego typu zmianę powiązań wpływ miało wejście Polski do UE.

Modele transmisji wskazują na wzrost stóp procentowych w Polsce w reakcji na wzrost stóp za granicą, chociaż reakcja ta nie była silna. Również proces dochodzenia do równowagi długookresowej między stopami polskimi a zagranicznymi był powolny. W świetle uzyskanych wyników wskazane byłoby wydłużenie interwału notowań stóp procentowych z tygodnia do miesiąca.

Literatura

- Arshampalli B., Doukas J., *Common Stochastic Trends in a System of Eurocurrency Rates*, „Journal of Banking and Finance” 1994 nr 18.
- Beenstock M., Longbottom J., *The Term Structure of Interest Rates in a Small Open Economy*, „Journal of Money, Credit and Banking” 1981 nr 13.
- Engle R.F., Granger C.W., *Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*, „Econometrica” 1987 nr 55.

- Ewing B.T., Payne J.E., Forbes S.M., *Co-movements of the Prime Rate, Cd Rate, and the S&P Financial Stock Index*, „Journal of Financial Research” 1998 nr 21.
- Gregory A.W., Hansen B.E., *Residual – Based Tests for Cointegration Model with Retime Shifts*, „Journal of Econometrics” 1996 nr 70.
- Kleimeier S., Sander H., *Regionalisation Versus Globalisation in European Financial Market Integration: Evidence from Cointegration Analyses*, „Journal of Banking and Finance” 2000 nr 24.
- Mishkin F., *Are Real Interest Rates Equal across Countries? An Empirical Investigation of International Parity Conditions*, „Journal of Finance” 1984 nr 39.
- Mongoue M., *The Term Structure of Interest Rates as a Cointegration System: Empirical Evidence from Eurocurrency Market*, „Journal of Financial Research” 1992 nr 15.
- Moosa I.A., Bhatti R.H., *Testing the Effectiveness of Arbitrage and Speculation under Flexible Exchange Rates*, „Economica Internazionale” 1994 nr 47.
- Quiro-Romero G., Sosvilla-Rivero S., *Do Short-term Rates Influence Long-term Interest Rates? Empirical Evidence from Some EMS Countries*, „Applied Economics Letters” 1997 nr 4.
- Sasaki H., Yamaguchi S., Takamasa H., *The Globalisation of Financial Markets and Monetary Policy*. BIS Conference Papers 2000 nr 8.
- Waller E., Kiyamaz H., *Cointegration between International Short-term Interest Rates*, „Journal of Accounting and Finance Research” 2004 nr 6.

LINKAGES AMONG INTEREST RATES IN POLAND, THE USA AND IN THE EURO AREA

Summary

The paper examines linkages among interest rates in Poland, the USA and in the euro area. Integration and cointegration framework was used. The data used are daily, weekly and monthly interest rates from 02.01.2001 to 24.05.2007. It was found long-term relationship among Polish and foreign markets. The results of short-run analysis show that Polish interest rates are more closely linked to that of euro area.