

Ewa CZAPLA*

POWIĄZANIA DŁUGOOKRESOWE MIĘDZY STOPAMI PROCENTOWYMI POLSKI, STANÓW ZJEDNOCZONYCH I STREFY EURO

Zarys treści: W pracy podjęto próbę zbadania istnienia powiązań długookresowych dla trzymiesięcznych oraz pięcioletnich stóp procentowych Polski, USA i strefy euro. W badaniach integracji i kointegracji zmiennych zastosowano rozszerzony test Dickey'a-Fullera i test Phillipsa-Perrona oraz procedurę Johansena. Uzyskane wyniki sugerują, że polski rynek stóp procentowych wykazuje długookresowy związek z rynkiem strefy euro jedynie w przypadku krótkoterminowych stóp procentowych. Nie stwierdzono powiązań długookresowych z rynkiem USA.

Słowa kluczowe: stopy procentowe, powiązania, kointegracja, Polska, USA, strefa euro.

Wstęp

Międzynarodowe powiązania stóp procentowych od dawna stanowią przedmiot zainteresowania ekonomistów. Znajomość tych powiązań jest konieczna do oceny stopnia i rozmiaru międzynarodowej integracji rynków finansowych. Począwszy od lat 80. ubiegłego wieku, wraz z rozwojem nowych technik ekonometrycznych, takich jak testy integracji i kointegracji, zaczęły powstawać opracowania o długookresowych relacjach między stopami procentowymi różnych krajów. Badania były prowadzone zarówno dla realnych jak i dla nominalnych stóp procentowych. Przedmiotem prowadzonych analiz najczęściej były związki między stopami procentowymi strefy euro a amerykańskimi, oraz pomiędzy tymi stopami a stopami procentowymi innymi krajów. Uzyskiwane wyniki nie były przy tym jednoznaczne.

Przykładowo w 1991 r. Mills i Mills¹ porównali obserwacjeienne szeregów stóp procentowych z lat 1986-1989, opartych na pięcioletnich obligacjach rządowych dla rynków USA, Wielkiej Brytanii, Niemiec i Japonii. W przepro-

* mgr Ewa Czapla, Zakład Ekonometrii, Instytut Ekonomii i Zarządzania, Politechnika Koszalińska

¹ Mills T.C., Mills A.G. (1991), *The International Transmission of Bond Markets Movements*, Bulletin of Economic Research, 43 (3), p. 273-281.

wadzonych analizach wykazali brak kointegracji, dochodząc tym samym do wniosku, że badane stopy procentowe w długim okresie są determinowane tylko przez ich własne, krajowe czynniki. W 1997 r. Bremnes, Gjerde i Sættem² posługując się metodą kointegracji, odkryli długookresowe powiązania między trzymiesięcznymi stopami procentowymi USA, Wielkiej Brytanii, Niemiec, Francji i Japonii, dla notowań z lat 1984-1994. Ci sami autorzy³ w 2001 r. wykazali istnienie kointegracji dla szeregów trzymiesięcznych i dziesięcioletnich stóp procentowych na rynkach USA, Niemiec i Norwegii, ze wskazaniem na przyczynowość ze strony USA. Z kolei Vuyyuri⁴ przeprowadził analizy dla trzymiesięcznych stóp procentowych Indii, Japonii i USA; wyniki badania wskazały na istnienie powiązań długookresowych stóp procentowych Indii z USA oraz Indii z Japonią. W 2007 r. Yang, Shim i Khan⁵ przeanalizowali dane dzienne dla trzymiesięcznych stóp procentowych USA i strefy euro na przestrzeni lat 1983-2002 i stwierdzili brak kointegracji między nimi do 1992 r., natomiast od 1993 r. istnienie kointegracji. Z kolei Lindeneberg i Westermann⁶, analizując stopy procentowe krajów grupy G7 na przestrzeni lat 1975-2007, stwierdzili, że wspólne trendy są obserwowane jedynie sporadycznie, natomiast większość stóp procentowych nie jest skointegrowana. Celem tej pracy jest zbadanie istnienia długookresowych powiązań wybranych stóp procentowych Polski, USA i strefy euro. Analizy przeprowadzono dla stóp krótkoterminowych (trzymiesięczne) oraz długoterminowych (pięcioletnie) w latach 2003-2008.

² Bremnes H., Gjerde O., Sættem F. (1997), *A multivariate cointegration analysis of interest rates in the Eurocurrency market*, Journal of International Money and Finance, 16 (5), p. 767-778.

³ Bremnes H., Gjerde O., Sættem F. (2001), *Linkages among interest rates in the United States, Germany and Norway*, Scandinavian Journal of Economics, 103 (1), p. 127-145.

⁴ Vuyyuri S. (2004), *Linkages of Indian Interest Rates with US and Japanese Rates*, Applied Econometrics and International Development, 4 (2).

⁵ Yang J., Shim J., Khan M. (2007), *Casual linkages between US and Eurodollar interest rates: further evidence*, Applied Economics, p.135-144.

⁶ Lindeneberg N., Westermann F.(2008), *Common Trends and Common Cycles among Interest Rates of the G7-Countries*, CESifo Working Paper No. 2532.

Metodyka

Niestacjonarność szeregów czasowych, czyli obecność tzw. trendów, od dawna uważana była za poważny problem w analizie ekonometrycznej. Jeżeli do analizy regresji zostaną użyte dwa szeregi niestacjonarne, to jest duże prawdopodobieństwo, że otrzymany model wykaże się bardzo dobrymi wynikami testów nawet wtedy, kiedy regresja nie ma sensu (tzw. „regresja pozorna”). W praktyce niemal wszystkie szeregi danych ekonomicznych zawierają trend. Zanim przystąpi się do analizy powiązań między zmiennymi trzeba ten trend usunąć. Podstawowym sposobem usunięcia trendu jest zastosowanie przyrostów zamiast poziomów zmiennych. W 1987 r. Engle i Granger zdefiniowali szereg zintegrowany stopnia d jako szereg niestacjonarny, który można sprowadzić do szeregu stacjonarnego obliczając przyrosty d razy. Taki szereg oznaczamy symbolem $I(d)$. Szereg stacjonarny na poziomie obserwacji zmiennych, w myśl tej definicji, jest szeregiem $I(0)$ ⁷.

W tym opracowaniu do badania stopnia integracji wykorzystano dwa popularne testy – rozszerzony test Dickey’a-Fullera (ADF) oraz test Phillipsa-Perrona (PP). Dokładny opis obu testów można znaleźć na przykład w pracy E. M. Syczewskiej⁸.

Wadą klasycznego testu Dickey’a-Fullera jest brak odporności na możliwość występowania autokorelacji składnika losowego w równaniu testowym. Słabości tej pozbawiony jest rozszerzony test Dickey’a-Fullera (Augmented Dickey-Fuller Test – ADF). W równaniu testowym (1) wśród zmiennych objaśniających zawarte są opóźnienia (inaczej: augmentacje) zmiennej objaśnianej, które korygują autokorelację składnika losowego:

$$\Delta y_t = d y_{t-1} + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + e_t, \quad (1)$$

gdzie y_t – zmienna, d , d_i – parametry równania, e_t – składnik losowy.

Hipotezy testowe są takie same, jak w klasycznym teście Dickey’a-Fullera, tzn. hipoteza zerowa zakłada niestacjonarność badanego szeregu, spowodowaną przez występowanie pierwiastka jednostkowego, natomiast hipoteza alternatywna zakłada stacjonarność. Do wyznaczenia wartości k (optymalnej liczby opóźnień) można zastosować postępowanie „od ogólnego do szczególnego” lub zastosować kryteria informacyjne.

⁷ Charemza W.W., Deadman D.F. (1997), *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa, s. 104-113.

⁸ Syczewska E.M. (1999), *Analiza relacji długookresowych: estymacja i weryfikacja*, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa.

Testem alternatywnym do testu ADF jest test Phillipsa-Perrona (Phillips-Perron Test – PP). W teście tym wykorzystywana jest nieparametryczna modyfikacja t -statystyki dla regresji równania:

$$\Delta y_t = \mathbf{a} + \mathbf{d}y_{t-1} + \mathbf{e}_t. \quad (2)$$

Dzięki tej modyfikacji test staje się odporny na autokorelację. Rozkład asymptotyczny testu jest taki sam jak testu ADF. Koncepcja kointegracji została wprowadzona do literatury przez Engle'a i Grangera⁹. Istota kointegracji polega na tym, że między procesami ekonomicznymi można wyznaczyć pewną długookresową ścieżkę równowagi, niezależną od czasu; wartości znajdujące się poza tą ścieżką stanowią jedynie krótkookresowe odchylenia od stanu równowagi. Jeśli zmienne występujące w modelu są niestacjonarne, ale istnieje ich kombinacja liniowa, która jest stacjonarna, mówimy, że są one skointegrowane. W szczególności, jeśli dla zestawu zmiennych zintegrowanych rzędu $I(1)$ istnieje ich kombinacja liniowa zintegrowania stopnia $I(0)$ (stacjonarna), to zmienne te są skointegrowane, a wektor współczynników kombinacji liniowej nazywamy wektorem kointegrującym.

Najczęściej używaną obecnie metodą badania kointegracji jest metoda Johansena i ona została wykorzystana w niniejszej pracy. Metoda ta polega na estymacji modelu wektorowej autoregresji

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i x_{t-i} + \Phi D_t + \mathbf{e}_t \quad (3)$$

metodą największej wiarygodności, wyznaczeniu wartości własnych macierzy parametrów Π i sprawdzeniu liczby niezerowych wartości własnych. Johansen dowiódł, że do badania kointegracji można użyć rzędu macierzy Π , który jest równy liczbie wektorów kointegrujących. W szczególności, jeżeli rząd macierzy jest zerowy, oznacza to brak kointegracji, natomiast jeśli macierz Π jest pełnego rzędu, oznacza to, że testowane zmienne są stacjonarne. W pozostałych przypadkach istnieją relacje kointegracyjne między badanymi zmiennymi¹⁰.

W metodzie Johansena problematyczny jest wybór opcji testowania, w zależności od tego, czy wyraz wolny (lub trend) włączamy do wektora kointegrującego, czy też nie. Zazwyczaj proponuje się stosowanie dwu opcji testowania: opcji z ograniczonym wyrazem wolnym lub opcji z ograniczonym trendem i nieograniczonym wyrazem wolnym¹¹.

⁹ Engle R.F., Granger C.W.J. (1987), *Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*, *Econometrica*, 55 (2), p. 251-76.

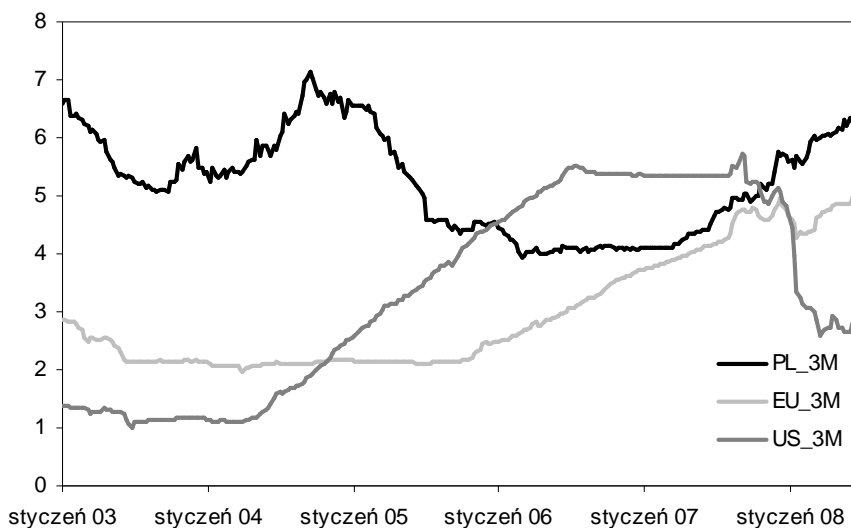
¹⁰ Kusideł E. (2000), *Modele wektorowo- autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania*, Absolwent, Łódź, s. 48-50.

¹¹ Juselius K. (2006), *The Cointegrated VAR Model*, Oxford University Press.

Prezentacja danych

Do badania zostały wykorzystane trzymiesięczne (3M) i pięcioletnie (5Y) stopy procentowe polskie, amerykańskie i strefy euro. Pierwsze reprezentują rynek pieniężny, drugie rynek kapitałowy. W opracowaniach zagranicznych dla analizy rynku kapitałowego wykorzystywane są zwykle stopy dziesięcioletnie. Rynek obligacji dziesięcioletnich jest jednak w Polsce relatywnie mały.

Dane w postaci obserwacji dziennych zostały udostępnione przez NBP. Z uwagi na zaburzenia, które mogą wносить obserwacje dzienne, do celów badania zostały wykorzystane dane tygodniowe (wybrany dzień tygodnia). Zakres danych obejmuje okres 01.01.2003-30.06.2008; liczba obserwacji tygodniowych wynosi 287.

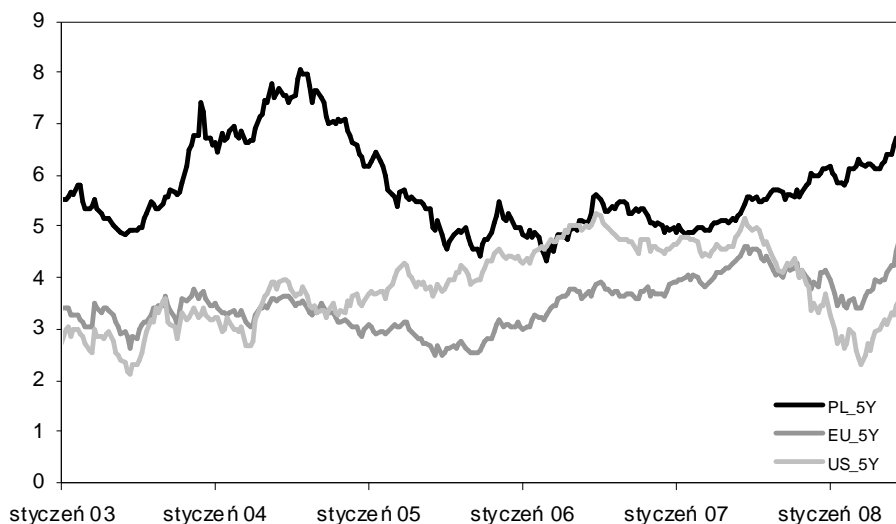


Rysunek 1. Trzymiesięczne stopy procentowe Polski (PL_3M), strefy euro (EU_3M) i USA (US_3M)

Figure 1. Three-month interest rates of Poland (PL_3M), Eurocurrency market (EU_3M) and US (US_3M)

Źródło: Opracowanie własne

Source: Own calculations



Rysunek 2. Pięcioletnie stopy procentowe Polski (PL_5Y), strefy euro (EU_5Y) i USA (US_5Y)

Figure 2. Five-year interest rates of Poland (PL_5Y), Eurocurrency market (EU_5Y) and US (US_5Y)

Źródło: Opracowanie własne

Source: Own calculations

Wyniki badań empirycznych

Na wstępie przeprowadzono badanie niestacjonarności zmiennych. Stopy procentowe najczęściej są niestacjonarnymi szeregami czasowymi, a dokładniej zintegrowanymi stopnia pierwszego – $I(1)$. Taki też rezultat spodziewano się uzyskać w tym badaniu.

Stopień integracji zmiennych zbadano za pomocą rozszerzonego testu Dickey'a-Fullera oraz testu Phillipsa-Perrona. Jako wymagany poziom istotności przyjęto poziom $\alpha = 0,05$.

Wyniki obu testów jednoznacznie wskazały, że wszystkie badane szeregi stóp procentowych są zintegrowane w stopniu pierwszym.

Badanie kointegracji zostało przeprowadzone osobno w każdej z rozpatrywanych kategorii terminowych. Zbadano zarówno istnienie kointegracji między wszystkimi trzema rozpatrywanymi rodzajami stóp procentowych naraz (polskimi, amerykańskimi i strefy euro), jak i kointegrację parami.

Istnienie kointegracji badano przy użyciu metody Johansena. Przyjęto opcję testowania z ograniczonym wyrazem wolnym, trzeba jednak zaznaczyć, że analogiczne wyniki były uzyskiwane dla opcji z ograniczonym trendem i nieograniczonym wyrazem wolnym.

Określając dobór opóźnień dla systemu VAR, skorzystano z trzech standardowych kryteriów, zamieszczanych w pakietach komputerowych, tj. Akaike (AIC), Schwarza-Bayesa (SC) i Hannana - Quinna (HQ).

Przykładowy dobór opóźnienia dla trzech zmiennych pokazany jest w tabeli 1.

Tabela 1. Dobór opóźnienia dla zmiennych: PL_3M, EU_3M, US_3M

Table 1. The selection of the lag order for PL_3M, EU_3M, US_3M

<i>Opóźnienia</i>	<i>AIC</i>	<i>SC</i>	<i>HQ</i>
<i>1</i>	-8,256918	-8,099920	-8,193924
<i>2</i>	-8,593744	-8,318999*	-8,483505
<i>3</i>	-8,673978	-8,281485	-8,516495*
<i>4</i>	-8,668344	-8,158103	-8,463616
<i>5</i>	-8,629891	-8,001903	-8,377918
<i>6</i>	-8,661121	-7,915385	-8,361903
<i>7</i>	-8,702424	-7,838940	-8,355961
<i>8</i>	-8,719345	-7,738113	-8,325638
<i>9</i>	-8,24227*	-7,625246	-8,283274
<i>10</i>	-8,701460	-7,484732	-8,213263

* - najmniejsza wartość wskazana przez dane kryterium

Źródło: Opracowanie własne

Source: Own calculations

Jeżeli analiza ma się koncentrować wyłącznie na sprawdzeniu istnienia wektora lub wektorów kointegrujących, to wystarczy, że wielkości opóźnienia będą na tyle duże, aby wyeliminowały autokorelację składnika losowego z poszczególnych równań¹². Dlatego, jako stopień opóźnienia użyty do badania kointegracji, wybierano maksymalny stopień ze wskazywanych przez rozpatrywane kryteria.

Do testowania kointegracji zostały wykorzystane statystyki śladu i wartości maksymalnej.

Przykładowy wynik takiego badania (dla trzech zmiennych) przedstawiony został w tabeli 2.

¹² Kusideł E. (1997), *Badanie kointegracji na podstawie wektorowo-autoregresyjnych modeli ekonometrycznych. Podejście Johansena*, Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, s. 10.

Tabela 2. Testowanie kointegracji dla zmiennych: PL_3M, EU_3M, US_3M**Table 2.** Testing of cointegration for variables: PL_3M, EU_3M, US_3M

Hipoteza zerowa	Wartość własna	Statystyka śladu	Wartość krytyczna (0,05)	P-value
$r_0 = 0$ *	0,122835	50,05577	35,19275	0,0007
$r_0 \leq 1$	0,034192	13,62118	20,26184	0,3163
$r_0 \leq 2$	0,014107	3,949552	9,164546	0,4197

Hipoteza zerowa	Wartość własna	Statystyka maks. wartości	Wartość krytyczna (0,05)	P-value
$r_0 = 0$ *	0,122835	36,43460	22,29962	0,0003
$r_0 \leq 1$	0,034192	9,671623	15,89210	0,3652
$r_0 \leq 2$	0,014107	3,949552	9,164546	0,4197

* Hipoteza odrzucona, jeden wektor kointegrujący.

Źródło: Opracowanie własne

Source: Own calculations

W tabeli 3 zostały zamieszczone ostateczne wnioski co do istnienia i charakteru kointegracji, to znaczy podana została liczba wektorów kointegrujących dla wszystkich zestawień badanych zmiennych.

Tabela 3. Wyniki badania kointegracji**Table 3.** Results from the cointegration analyses

Zmienne	Liczba wektorów kointegrujących według statystyki śladu	Liczba wektorów kointegrujących według statystyki maksymalnej wartości
PL_3M, EU_3M, US_3M	1	1
PL_3M i EU_3M	1	1
PL_3M i US_3M	0	0
EU_3M i US_3M	1	1
PL_5Y, EU_5Y, US_5Y	0	0
PL_5Y i EU_5Y	0	0
PL_5Y i US_5Y	0	0
EU_5Y i US_5Y	0	0 - 1*

* - wektor kointegrujący tylko na poziomie istotności 0,1

Źródło: Opracowanie własne

Source: Own calculations

Jak widać z tabeli 3, testy śladu i maksymalnej wartości własnej dały jednakową odpowiedź prawie we wszystkich rozpatrywanych przypadkach, przy czym 0 oznacza brak kointegracji (zero wektorów kointegrujących), natomiast 1 wskazuje na istnienie kointegracji (z jednym wektorem kointegrującym).

W przeprowadzonych testach kointegracji jako zadowalający poziom istotności przyjęto $\alpha = 0,05$. Uzyskane wyniki wskazują na odmienny charakter powiązań pomiędzy krótkoterminowymi i długoterminowymi stopami procentowymi na rynkach krajowych. W przypadku stóp trzymiesięcznych badanie kointegracji dało wyniki pozytywne. Wyjątkiem była tylko relacja między PL i USA. Sugeruje to, że istnieją powiązania długookresowe zarówno między krótkoterminowymi stopami procentowymi Polski i strefy euro, jak również strefy euro i USA. W przypadku stóp pięcioletnich uzyskane wyniki wskazywały generalnie na brak związków długookresowych. Słabą możliwość takiego związku stwierdzono jedynie pomiędzy strefą euro a USA.

Podsumowanie

Uzyskane wyniki sugerują, że polski rynek krótkoterminowych stóp procentowych wykazuje istotny długookresowy związek z rynkiem strefy euro. Nie stwierdzono natomiast zależności pomiędzy rynkiem polskim a rynkiem USA. Przyczyną mogą być słabsze powiązania gospodarcze, ale również rosnąca rola strefy euro na rynkach finansowych. Jest to widoczne także w przypadku zachowania się kursów walutowych. Ponadto wyniki badania potwierdzają kointegrację krótkoterminowych stóp procentowych USA i strefy euro. Istnienie kointegracji między stopami procentowymi USA i strefy euro analizowane było ze skutkiem pozytywnym przez wielu ekonomistów, np. Yang i in. (2007)¹³. W przypadku stóp pięcioletnich w każdym przypadku stwierdzono brak związków długookresowych. Powodem tego zjawiska może być problem z wyznaczaniem długoterminowych stóp procentowych na podstawie obligacji. Obligacje, na podstawie których buduje się strukturę terminową, powinny być obligacjami jednorodnymi i charakteryzującymi się taką samą płynnością – najlepiej do tego celu nadają się obligacje zerokuponowe. Na rynku jest jednak niewiele obligacji zerokuponowych; nawet w Stanach Zjednoczonych, na najbardziej rozwiniętym rynku finansowym, długoterminowe obligacje zerokuponowe pojawiły się dopiero w latach osiemdziesiątych¹⁴. W efekcie stopy procentowe

¹³ Yang J., Shim J., Khan M. (2007), *Casual linkages between US and Eurodollar interest rates: further evidence*, Applied Economics, p. 135-144.

¹⁴ Weron A., Weron R. (2005), *Inżynieria finansowa. Wycena instrumentów pochodnych. Symulacje komputerowe. Statystyka rynku*, Wydawnictwa Naukowo-Techniczne, Warszawa, s. 203-204.

wyznaczane są także za pomocą obligacji kuponowych, co stwarza rozmaite reperkusje natury ekonometrycznej. Alternatywną hipotezą powodu braków powiązań dla stóp pięcioletnich może być fakt, że na zachowanie się stóp długoterminowych mają większy wpływ czynniki krajowe.

Bibliografia

1. Bremnes H., Gjerde O., Sættem F. (1997), *A multivariate cointegration analysis of interest rates in the Eurocurrency market*, Journal of International Money and Finance, 16 (5), p. 767-778.
2. Bremnes H., Gjerde O., Sættem F. (2001), *Linkages among interest rates in the United States, Germany and Norway*, Scandinavian Journal of Economics, 103 (1), p. 127-145.
3. Charemza W.W., Deadman D.F. (1997) , *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa.
4. Engle R.F., Granger C.W.J. (1987), *Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*, Econometrica, 55 (2), p. 251-76.
5. Juselius K. (2006), *The Cointegrated VAR Model*, Oxford University Press.
6. Kusideł E. (1997), *Badanie kointegracji na podstawie wektorowo-autoregresyjnych modeli ekonometrycznych. Podejście Johansena*, Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
7. Kusideł E. (2000), *Modele wektorowo- autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania*, Absolwent, Łódź.
8. Lindenberg N., Westermann F.(2008), *Common Trends and Common Cycles among Interest Rates of the G7-Countries*, CESifo Working Paper No. 2532.
9. Mills T.C., Mills A.G. (1991), *The International Transmission of Bond Markets Movements*, Bulletin of Economic Research, 43 (3), p. 273-281.
10. Syczewska E.M. (1999), *Analiza relacji długookresowych: estymacja i weryfikacja*, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa.
11. Vuyyuri S. (2004), *Linkages of Indian Interest Rates with US and Japanese Rates*, Applied Econometrics and International Development, 4 (2).
12. Weron A., Weron R. (2005), *Inżynieria finansowa. Wycena instrumentów pochodnych. Symulacje komputerowe. Statystyka rynku*, Wydawnictwa Naukowo-Techniczne, Warszawa.

13. Yang J., Shim J., Khan M. (2007), *Casual linkages between US and Eurodollar interest rates: further evidence*, Applied Economics, p. 135-144.

ARE THERE ANY LONG-RUN LINKAGES AMONG POLISH, US AND EUROCURRENCY INTEREST RATES?

This paper examines the long-run relationship among Polish, US and Eurocurrency interest rates. There is utilized Johansen's cointegration technique. The paper employs the three-month and five-year interest rates of Poland, US and Eurocurrency market and tests the weekly versions of these series. The studied period is 01.01.2003 – 30.06.2008. The cointegration among Polish, US and Eurocurrency interest rates has not been excluded, with exception of five-year interest rates. The findings indicate strongest coherence of Polish interest rates with Eurocurrency rates than US rates.

Throughout this paper, the computations were done with Eviews 5.1.

Key words: interest rates, linkages, cointegration, Poland, US, Eurocurrency.