

Ewa Czapla

Politechnika Koszalińska

Długookresowe powiązania stóp procentowych w strefie euro, USA i Polsce

Streszczenie. W artykule podjęto próbę zbadania powiązań długookresowych dla krótkoterminowych stóp procentowych Polski, USA i strefy euro. W badaniach integracji i kointegracji zmiennych zastosowano rozszerzony test Dickeya-Fullera i test Phillipsa-Perrona oraz metodę Johansena. Dla zbadania przyczynowości w sensie Grangera wykorzystano metodę Toda-Yamamoto, pozwalającą badać przyczynowość dla szeregów skointegrowanych. Uzyskane wyniki sugerują, że polski rynek stóp procentowych wykazuje długookresowy związek z rynkiem strefy euro; nie stwierdzono natomiast zależności przyczynowej od rynku USA.

Słowa kluczowe: stopy procentowe, kointegracja, przyczynowość, Polska, USA, strefa euro

Wstęp

Powiązania pomiędzy stopami krajowymi na poszczególnych rynkach krajowych są przedmiotem wielu analiz ekonomicznych zarówno o charakterze teoretycznym, jak i empirycznym. Teoria parytetu stóp procentowych wskazuje, że przy doskonałej mobilności kapitału oraz stałych kursów walutowych, realne

stopy procentowe w różnych krajach są identyczne¹. W praktyce stopy procentowe na poszczególnych rynkach krajowych się różnią, choć analizy prowadzone w ostatnich latach wskazują na spadek dysproporcji w poziomie krajowych stóp procentowych². Począwszy od lat osiemdziesiątych, wraz z rozwojem zaawansowanych technik ekonometrycznych, takich jak testy integracji i kointegracji, zaczęto testować powiązania o charakterze długookresowym i krótkookresowym. Badania prowadzono zarówno dla realnych, jak i nominalnych stóp procentowych. Najczęściej przedmiotem prowadzonych analiz były związki długookresowe i przyczynowe między amerykańskimi stopami procentowymi a stopami procentowymi strefy euro (wcześniej wiodących rynków europejskich). Użytkowano bardzo różne wyniki, jednak dominujące było potwierdzenie istnienia powiązań długookresowych³. Mniej liczne analizy dotyczą powiązań między stopami procentowymi USA lub strefy euro a stopami procentowymi krajów o słabiej rozwiniętych rynkach finansowych, w tym Polski. Analizy kointegracji wskazujące na istnienie długookresowych powiązań pomiędzy stopami złotowymi a zagranicznymi, zwłaszcza ze stopami strefy euro, przeprowadzili Rembeza i Przekota⁴. Natomiast Stażka⁵ w pracy poświęconej empirycznej analizie parytetu siły nabywczej, niepokrytego parytetu stóp procentowych oraz parytetu realnych stóp procentowych pomiędzy Polską a Niemcami, badanych wspólnie w ramach skointegrowanego modelu wektorowej autoregresji, uzyskała wyniki wskazujące na to, że międzynarodowe parytety oraz ich liniowe kombinacje nie znajdują odzwierciedlenia w danych empirycznych.

Podstawowym celem niniejszej pracy było zbadanie, czy pomiędzy wybranymi krótkoterminowymi stopami procentowymi Polski, USA i strefy euro zachodzą długookresowe związki oraz ustalenie kierunku ewentualnej przyczynowości w sensie Grangera.

¹ P.R. Krugman, M. Obstfeld, *Ekonomia międzynarodowa*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2007.

² A. Alexius, *Uncovered Interest Parity Revisited*, „Review of International Economics” 2001, nr 9 (3), s. 505-517; R. Bruggemann, H. Lutkepohl, *Uncovered Interest Rate Parity and the Expectations Hypothesis of the Term Structure: Empirical Results for the U.S. and Europe*, „Applied Economics Quarterly” 2005, nr 51, s. 143-154; R.A. Campbell, G.K. Kees, J.R. Lothian, R. Mahieu, *The Performance of UIP and PPP: Emerging Markets*, Working Paper 2008.

³ R. Bruggemann, H. Lutkepohl, wyd. cyt., s. 143-154; J. Yang, J. Shim, M. Khan, *Casual linkages between US and Eurodollar interest rates: further evidence*, „Applied Economics” 2007, s. 135-144; M. Mougoue, A.G. Noula, R.A. Ajayi, *Maturities, Nonlinearities, and the International Transmission of Short-Term Interest Rates*, „Review of Applied Economics” 2008, nr 4 (1-2), s. 93-112.

⁴ J. Rembeza, G. Przekota, *Powiązania pomiędzy stopami procentowymi w Polsce, USA i strefie euro*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu” 2008, nr 1191, s. 514-552.

⁵ A. Stażka, *International Parity Relations between Poland and Germany: A Cointegrated VAR Approach*, „Bank i Kredyt” 2008, nr 3, s. 3-24.

1. Metodologia

Wiele z podstawowych zmiennych makroekonomicznych tworzy szeregi niestacjonarne, które od dawna uważane są za poważny problem w analizie ekonometrycznej. Jednak szeregi te, pod warunkiem odpowiedniego stopnia integracji, mogą być ze sobą skointegrowane, czyli pozostawać w długookresowej równowadze. Koncepcja kointegracji została wprowadzona do literatury przez Engla i Grangera w 1987 r. Jej istota polega na tym, że między procesami ekonomicznymi można wyznaczyć pewną długookresową ścieżkę równowagi, niezależną od czasu, a pojedyncze obserwacje znajdujące się poza nią stanowią jedynie krótkookresowe odchylenia od stanu równowagi. Obecnie najbardziej popularną metodą testowania kointegracji jest metoda Johansena. Równie ważnym zagadnieniem w analizie szeregów finansowych jest badanie związków przyczynowych. Najpowszechniej stosowanym pojęciem przyczynowości w ekonometrii jest przyczynowość w sensie Grangera. W tym opracowaniu do testowania przyczynowości dla szeregów zintegrowanych wykorzystano procedurę opracowaną przez Toda i Yamamoto⁶.

1.1. Badanie stopnia integracji

Do badania stopnia integracji poszczególnych zmiennych zastosowano dwa ogólnie znane testy – rozszerzony test Dickeya-Fullera (ADF) oraz dla sprawdzenia otrzymanych wyników test Phillipsa-Perrona (PP).

Rozszerzony test Dickeya-Fullera (Augmented Dickey-Fuller Test) jest uogólnieniem klasycznego testu Dickeya-Fullera (DF), którego wadą jest wrażliwość na ewentualne występowanie autokorelacji składnika losowego w równaniu testowym. Test ADF, który w równaniu testowym wśród zmiennych objaśniających zawiera opóźnienia zmiennej objaśnianej, korygujące autokorelację składnika losowego, jest wolny od tej słabości.

Najbardziej ogólna postać testowanego równania wygląda następująco:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (1)$$

Hipotezy testowe są takie same jak w klasycznym teście Dickeya-Fullera, to znaczy hipoteza zerowa zakłada obecność pierwiastka jednostkowego, natomiast hipoteza alternatywna stacjonarność.

⁶ H.Y. Toda, T. Yamamoto, *Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes*, „Journal of Econometrics” 1995, nr 66, s. 225-250.

Pojawia się tu problem wyznaczenia wartości k , czyli maksymalnego opóźnienia. Ng i Perron za pomocą analizy metodą Monte Carlo wykazali, że optymalnym podejściem w wyborze maksymalnego opóźnienia jest postępowanie „od ogólnego do szczególnego”, polegające na rozpoczynaniu od bardzo wysokiego opóźnienia, sprawdzaniu jego istotności i stopniowej redukcji. Z uwagi jednak na uciążliwość tej metody, w praktyce najczęściej stosuje się kryteria informacyjne.

Testem alternatywnym do testu ADF jest nieparametryczny test Phillipsa-Perrona (Phillips-Perron Test). W teście tym wykorzystywana jest pewna modyfikacja t -statystyki dla regresji takiego samego równania, jak w klasycznym DF:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (2)$$

Rozkład asymptotyczny testu Phillipsa-Perrona jest taki sam, jak testu ADF. Przed zastosowaniem testu PP konieczny jest wybór metody estymacji gęstości spektralnej składnika losowego dla częstotliwości równej zero. W obu testach ponadto trzeba dokonać wyboru postaci testowanego równania: bez wyrazu wolnego i trendu, z wyrazem wolnym bez trendu lub z wyrazem wolnym i trendem (najbardziej ogólna postać). Dokładny opis testów ADF i PP można znaleźć np. w pracy E. Syczewskiej⁷.

1.2. Badanie kointegracji

Obecnie najczęściej używaną metodą badania kointegracji jest metoda Johansena, która została wykorzystana w niniejszej pracy. Polega ona na estymacji modelu wektorowej autoregresji VAR przekształconego do postaci modelu korekty błędem VECM:

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

i oszacowaniu macierzy parametrów Π za pomocą metody największej wiarygodności.

Johansen udowodnił, że gdy liczba wszystkich zmiennych w modelu wynosi n , wówczas możliwe jest istnienie od 0 do $(n - 1)$ liniowo niezależnych wektorów kointegrujących, przy czym do badania kointegracji można użyć rzędu macierzy Π . Możliwe są następujące trzy przypadki:

⁷ E.M. Syczewska, *Analiza relacji długookresowych: estymacja i weryfikacja*, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 1999.

- 1) rząd macierzy Π wynosi zero – oznacza to brak kointegracji,
- 2) rząd macierzy Π wynosi n – oznacza to, że wszystkie zmienne w modelu są stacjonarne,
- 3) rząd macierzy Π wynosi r i $0 < r < n$ – oznacza to, że istnieje r niezależnych wektorów kointegrujących.

Do testowania rzędu kointegracji, czyli wyznaczania liczby wektorów kointegrujących, wykorzystuje się dwie statystyki: testu śladu oraz testu maksymalnej wartości własnej. Przed zastosowaniem metody badania kointegracji należy dokonać wyboru opóźnień dla modelu VAR. W pracy skorzystano z trzech standardowych kryteriów, zamieszczanych w pakietach komputerowych: Akaike, Schwarza-Bayesa i Hannana-Quinna.

1.3. Badanie przyczynowości

Przyczynowość między dwiema ekonomicznymi zmiennymi jest najczęściej testowana za pomocą testu przyczynowości Grangera⁸. W kontekście przypadku dwu zmiennych klasyczny test Grangera oznacza, że „jeżeli zmienna X jest przyczyną w sensie Grangera zmiennej Y , to średni błąd kwadratowy (MSE) prognozy Y opartej na przeszłych wartościach obu zmiennych jest mniejszy niż błąd prognozy opartej na przeszłych wartościach samej tylko zmiennej Y ”.

Test przyczynowości Grangera jest przeprowadzany przez badanie następującej regresji:

$$y_t = \gamma + \sum_{i=1}^k \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

i testowanie hipotezy łącznej $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ z wykorzystaniem statystyki Walda.

Odrzucenie hipotezy zerowej oznacza, że zmienna x jest przyczyną zmiennej y w sensie Grangera – istotna wartość statystyki testowej wskazuje na to, że zmienna x ma predyktywny wpływ na prognozę zmiennej y . Należy podkreślić, że test ten jest ścisły tylko dla zmiennych stacjonarnych. Ponieważ wiele ważnych zmiennych ekonomicznych, traktowanych jako proces stochastyczny, zawiera pierwiastek jednostkowy (pierwiastki jednostkowe), testowanie przyczynowości Grangera dla zintegrowanych szeregów czasowych stało się przedmiotem wielu współczesnych badań.

⁸ C.W.J. Granger, *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods*, „Econometrica” 1969, nr 37, s. 424-438.

W roku 1995 Toda i Yamamoto⁹ zaproponowali interesującą i prostą procedurę, wykorzystującą estymację modelu VAR, która gwarantuje asymptotyczny rozkład statystyki Walda nawet w przypadku kointegracji zmiennych. Wykazali oni, że test Walda z restrykcjami parametrów modelu VAR(k) ma asymptotyczny rozkład χ^2 , jeżeli estymowany jest model VAR($k + d_{\max}$), gdzie d_{\max} jest maksymalnym stopniem integracji zmiennych występujących w modelu. Wówczas, w przypadku badania przyczynowości zmiennych x i y , estymowany jest za pomocą metody najmniejszych kwadratów następujący model VAR dla dwu zmiennych:

$$\begin{aligned} y_t &= \gamma_{10} + \sum_{i=1}^{k+d} \alpha_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d} \beta_{1i} x_{t-i} + \varepsilon_{1t}, \\ x_t &= \gamma_{20} + \sum_{i=1}^{k+d} \alpha_{2i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d} \beta_{2i} y_{t-i} + \varepsilon_{2t}, \end{aligned} \quad (5)$$

przy czym k jest optymalnym rzędem opóźnienia, a $d(d_{\max})$ – maksymalnym stopniem integracji zmiennych x i y .

Następnie stosowany jest test Walda z narzuconymi restrykcjami zerowymi na parametry wyjściowego modelu VAR(k), z hipotezą $H_0: \beta_{1i} = 0, i \leq k$, dla pierwszego równania (czyli „ x nie jest przyczyną y ”) oraz z hipotezą $H_0: \beta_{2i} = 0, i \leq k$, dla drugiego równania (czyli „ y nie jest przyczyną x ”). Dodatkowe opóźnienia (d_{\max}) nie są poddawane restrykcjom, ponieważ gwarantuje to, że asymptotyczne wartości krytyczne mogą być zastosowane, mimo że testowana jest przyczynowość między dwiema zintegrowanymi zmiennymi.

Badania przeprowadzone przez Dolado i Lutkepohla¹⁰ oraz Giles i Mirza¹¹ potwierdzają, że proponowana metoda jest efektywna i statystyka Walda przyczynowości Grangera ma asymptotyczny rozkład χ^2 w modelu VAR, mimo systemowej integracji i kointegracji.

2. Dane

Do badania zostały wykorzystane miesięczne (1M), trzymiesięczne (3M), sześciomiesięczne (6M) i jednoroczne (1Y) stopy procentowe polskie, amerykańskie i strefy euro. Dane obejmują okres od 01.01.2005 do 30.06.2010. Ponieważ

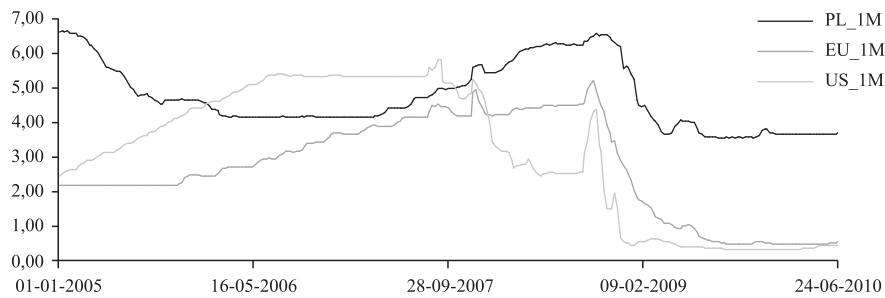
⁹ Niezależnie od Toda i Yamamoto, Dolado i Lutkepohl opracowali analogiczną procedurę testowania przyczynowości w sensie Grangera dla szeregów I(1).

¹⁰ J.J. Dolado, H. Lutkepohl, *Making Wald Tests Work for Cointegrated VAR Systems*, „Econometric Review” 1996, nr 15, s. 369-386.

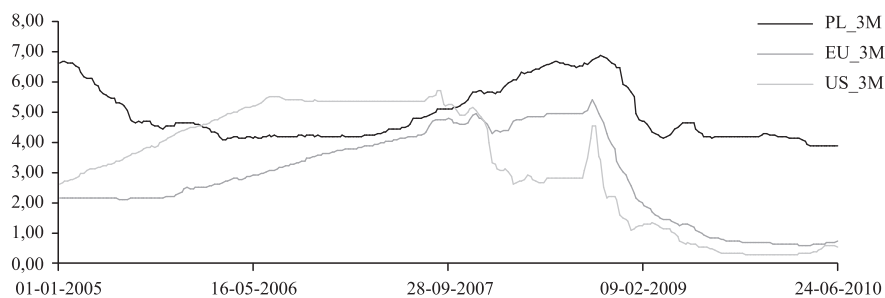
¹¹ J.A. Giles, S. Mirza, *Some Pretesting Issues on Testing for Granger non-Causality*, Econometrics Working Paper EWP9914 1999, Department of Economics, University of Victoria.

obserwacje dzienne mogą wносить niepotrzebne zaburzenia, a obserwacje miesięczne z kolei wymagają dłuższego zakresu danych, zdecydowano się na częstotliwość tygodniową (dzień tygodnia – środa). Liczba obserwacji przy danych tygodniowych wynosi 287. Dane zostały pobrane z ogólnie dostępnego serwisu www.money.pl, który opiera się na notowaniach agencji Reuters.

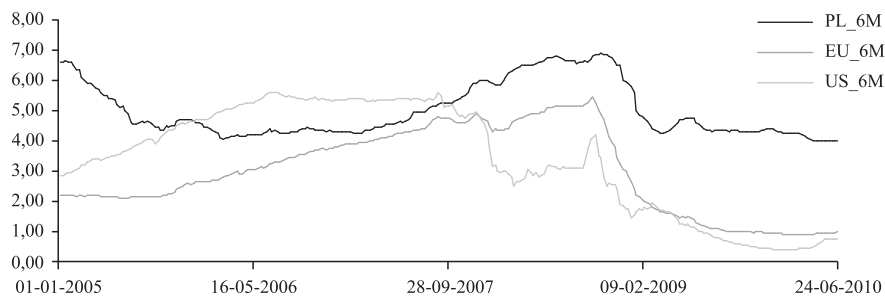
Na rysunkach przedstawione zostały wykresy poszczególnych zmiennych.



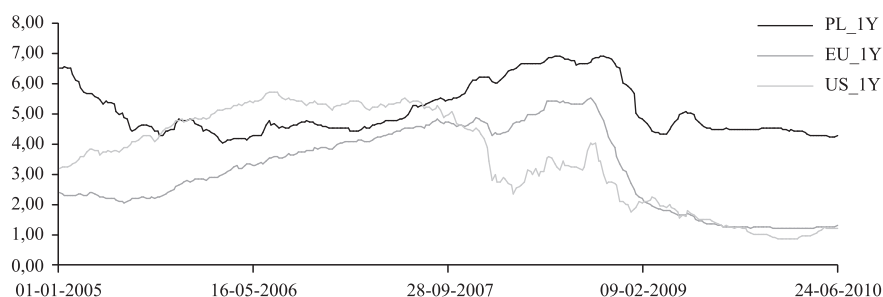
Rys. 1. Jednomiesięczne stopy procentowe Polski, strefy euro i USA



Rys. 2. Trzymiesięczne stopy procentowe Polski, strefy euro i USA



Rys. 3. Sześciomiesięczne stopy procentowe Polski, strefy euro i USA



Rys. 4. Jednoroczne stopy procentowe Polski, strefy euro i USA

3. Wyniki empiryczne

3.1. Testowanie stopnia integracji

Szeregi czasowe stóp procentowych o częstotliwości dziennej lub tygodniowej najczęściej są szeregami niestacjonarnymi, a dokładniej zintegrowanymi stopnia pierwszego – $I(1)$. Taki też rezultat spodziewano się uzyskać w niniejszym badaniu. Do zbadania stopnia integracji zmiennych użyto rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (ADF) oraz testu Phillipsa-Perrona (PP). Opóźnienia do testu ADF wybrano na podstawie kryterium informacyjnego Schwarza-Bayesa (SC), natomiast w teście PP wykorzystano wagi Newey-West obliczane dla jądra Bartletta. Za wymagany poziom istotności przyjęto poziom $\alpha = 0,05$. Wyniki obu testów jednoznacznie wykazały, że wszystkie rozpatrywane w niniejszym badaniu szeregi stóp procentowych są zintegrowane w stopniu pierwszym¹².

3.2. Testowanie kointegracji

Badanie kointegracji przeprowadzono dla każdego terminu do wykupu oddzielnie. Zostało sprawdzone istnienie (lub brak) kointegracji między wszystkimi trzema rozpatrywanymi rodzajami stóp procentowych naraz (polskimi, amerykańskimi i strefy euro), jak również została poddana analizie kointegracja parami.

¹² Z uwagi na oszczędność miejsca, nie umieszczono w pracy szczegółowych wyników testów dla poziomów oraz przyrostów zmiennych. Dokładne wyniki badania są w posiadaniu autorki i mogą być w każdej chwili udostępnione.

Do badania kointegracji została wykorzystana metoda Johansena. Przed zastosowaniem tej metody trzeba dokonać wyboru opcji testowania w zależności od tego, czy wyraz wolny (lub trend) włączamy do wektora kointegrującego czy też nie. Współcześnie proponuje się w praktycznych zastosowaniach wykorzystanie przypadków 2 (z ograniczonym wyrazem wolnym) lub 4 (z ograniczonym trendem i nieograniczonym wyrazem wolnym), jako tych, które gwarantują podobieństwo założeń o składnikach deterministycznych w całej procedurze testowej¹³. Ostatecznie przyjęto opcję testowania z ograniczonym wyrazem wolnym (przypadek 2), jednak analogiczne wyniki były uzyskiwane dla opcji z ograniczonym trendem i nieograniczonym wyrazem wolnym.

Kolejnym krokiem w procedurze Johansena jest dokonanie wyboru rzędu opóźnień. Skorzystano z trzech najbardziej popularnych kryteriów informacyjnych: Akaike (AIC), Schwarza-Bayesa (SC) i Hannana-Quinna (HQ). W związku z tym, że jak wiadomo z literatury, kryterium Akaike ma skłonność do zawyżania wartości opóźnień, w przypadku gdy wyniki kryteriów znacząco odbiegały od siebie, jako stopień opóźnienia użyty do badania, wybierano opóźnienie sugerowane przez kryterium Schwarza. Przykładowy dobór opóźnienia pokazany jest w tabeli 1.

Tabela 1. Dobór opóźnienia dla trzech zmiennych: PL_1M, EU_1M, US_1M

Opóźnienia	AIC	SC	HQ
0	8,662267	8,701516	8,678015
1	-5,709695	-5,552698	-5,646702
2	-6,029904	-5,755159*	-5,919666
3	-6,064401	-5,671908	-5,906918
4	-6,230319	-5,720079	-6,025592
5	-6,303933	-5,675944	-6,051960
6	-6,429790	-5,684054	-6,130572
7	-6,532806	-5,669322	-6,186344
8	-6,547802	-5,566570	-6,154095
9	-6,710990	-5,612010	-6,270038
10	-6,779597*	-5,562869	-6,291399*

* Wybierany stopień opóźnienia (minimalna wartość).

Źródło: opracowanie własne.

Do testowania kointegracji wykorzystano dwie statystyki: testu śladu i testu maksymalnej wartości własnej. Przykładowy wynik badania (dla trzech zmiennych o terminie do wykupu jednego miesiąca) przedstawiony został w tabeli 2,

¹³ K. Juselius, *The Cointegrated VAR Model*, Oxford University Press, Oxford 2006.

natomiast w tabeli 3 zostały zamieszczone główne konkluzje dotyczące istnienia i charakteru kointegracji, tzn. podano liczbę wektorów kointegrujących.

Tabela 2. Testowanie kointegracji dla PL_1M, EU_1M oraz US_1M

Hipoteza	Wartość własna	Statystyka śladu	Wartość krytyczna (0,05)	P-value
$r_0 = 0^*$	0,086480	42,17324	35,19275	0,0075
$r_0 \leq 1$	0,045282	16,39513	20,26184	0,1567
$r_0 \leq 2$	0,011125	3,188509	9,164546	0,5461

Hipoteza	Wartość własna	Statystyka maks. wartości	Wartość krytyczna (0,05)	P-value
$r_0 = 0^*$	0,086480	25,77812	22,29962	0,0157
$r_0 \leq 1$	0,045282	13,20662	15,89210	0,1263
$r_0 \leq 2$	0,011125	3,188509	9,164546	0,5461

* Hipoteza odrzucona na poziomie istotności 0,05; jeden wektor kointegrujący.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3. Ogólne wyniki badania kointegracji

	PL-EU-US	PL-EU	PL-US	EU-US
1M	1	1	0	0
3M	1	1	0	0
6M	1	1	0	0
1Y	1*	1*	0	0

* Na poziomie istotności 0,1.

Źródło: opracowanie własne.

Dla każdego z rozpatrywanych terminów do wykupu przeprowadzone badanie kointegracji dało identyczne wyniki. Stwierdzone zostały związki długookresowe pomiędzy wszystkimi trzema zmiennymi naraz (PL, EU i US – z jednym wektorem kointegrującym) oraz między stopami polskimi i strefy euro. W pozostałych przypadkach istnienie kointegracji zostało wykluczone. Na poziomie 0,1 została także potwierdzona kointegracja dla jednorocznych stóp procentowych.

3.3. Testowanie przyczynowości

Dla tych par zmiennych, które okazały się skointegrowane, przeprowadzono badanie przyczynowości w sensie Grangera metodą Toda-Yamamoto.

Dla każdej rozpatrywanej pary skointegrowanych zmiennych oddzielnie estymowano model $VAR(k + d)$, przy czym jako k przyjmowano ustalony wcześniej przy badaniu kointegracji rząd opóźnienia dla danego modelu, natomiast d we wszystkich przypadkach wynosiło 1 (maksymalny stopień integracji badanych zmiennych). Następnie, zgodnie z metodą Toda-Yamamoto, stosowano test Walda z nałożonymi restrykcjami zerowymi na pierwsze k parametrów.

Wyniki badania zamieszczone są w tabeli 4.

Tabela 4. Wyniki testowania przyczynowości

Przyczyna → skutek	Test	Wartość	Stopnie swobody	P-value
EU_1M → PL_1M	F-statistic	13,72932	(2, 277)	0,0000
	Chi-square	27,45865	2	0,0000
PL_1M → EU_1M	F-statistic	1,970275	(2, 277)	0,1414
	Chi-square	3,940550	2	0,1394
EU_3M → PL_3M	F-statistic	13,22362	(2, 277)	0,0000
	Chi-square	26,44724	2	0,0000
PL_3M → EU_3M	F-statistic	0,202273	(2, 277)	0,8170
	Chi-square	0,404547	2	0,8169
EU_6M → PL_6M	F-statistic	9,788342	(2, 277)	0,0001
	Chi-square	19,57668	2	0,0001
PL_6M → EU_6M	F-statistic	0,516516	(2, 277)	0,5972
	Chi-square	1,033033	2	0,5966
EU_1Y → PL_1Y	F-statistic	972,9167	(2, 277)	0,0000
	Chi-square	1945,833	2	0,0000
PL_1Y → EU_1Y	F-statistic	0,023463	(2, 277)	0,9768
	Chi-square	0,046927	2	0,9768

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki badania przyczynowości metodą Toda-Yamamoto sugerują, że w każdym z rozpatrywanych terminów do wykupu, stopy procentowe strefy euro są przyczyną w sensie Grangera dla stóp polskich, przy czym zależność ta jest bardzo silna na poziomie istotności 0,01. Odwrotna zależność została zdecydowanie wykluczona. Tak więc otrzymane wyniki są logiczne z punktu widzenia ekonomii.

Z uwagi na brak kointegracji nie była badana zależność przyczynowa między stopami amerykańskimi i strefy euro.

Podsumowanie

Wyniki badań kointegracji wskazują na zależność długookresową tylko między stopami procentowymi Polski i strefy euro, przy czym stopy procentowe strefy euro są przyczyną w sensie Grangera dla stóp polskich. Odwrotna zależność została wykluczona. Otrzymane wyniki są przekonujące, ponieważ polski rynek stóp procentowych jest bardzo niewielki w porównaniu z rynkiem strefy euro. Taki charakter powiązań jest typowy dla reakcji zachodzących pomiędzy dwoma rynkami, z których jeden jest dużym, a drugi małym rynkiem. Przeprowadzona analiza wskazuje na brak powiązań długookresowych pomiędzy rynkiem polskim a rynkiem amerykańskim. Może to wynikać ze znacznie słabszych powiązań gospodarczych pomiędzy gospodarką polską a amerykańską, niż gospodarkami krajów strefy euro. Zaskakującym wynikiem jest brak zależności między rynkiem strefy euro a rynkiem amerykańskim. Istnienie kointegracji między stopami procentowymi USA i strefy euro stwierdzano w wielu pracach ekonometrycznych¹⁴, jednak badania te były prowadzone dla danych pochodzących ze znacznie wcześniejszych okresów. Możliwym wytłumaczeniem takich wyników są zaburzenia gospodarcze zachodzące w gospodarce światowej po 2007 r., które zakłóciły funkcjonowanie rynków finansowych oraz osłabiły powiązania gospodarcze pomiędzy wieloma krajami.

Literatura

Alexius A., *Uncovered Interest Parity Revisited*, „Review of International Economics” 2001, nr 9 (3).

Bruggemann R., Lutkepohl H., *Uncovered Interest Rate Parity and the Expectations Hypothesis of the Term Structure: Empirical Results for the U.S. and Europe*, „Applied Economics Quarterly” 2005, nr 51.

Campbell R.A., Kees G.K., Lothian J.R., Mahieu R., *The Performance of UIP and PPP: Emerging Markets*, Working Paper 2008.

Charemza W.W., Deadman D.F., *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997.

¹⁴ R. Bruggemann, H. Lutkepohl, wyd. cyt., s.143-154; J. Yang, J. Shim, M. Khan, wyd. cyt., s. 135-144.

- Dolado J.J., Lutkepohl H., *Making Wald Tests Work for Cointegrated VAR Systems*, „Econometric Review” 1996, nr 15.
- Giles J.A., Mirza S., *Some Pretesting Issues on Testing for Granger non-Causality*, Econometrics Working Paper EWP9914 1999, Department of Economics, University of Victoria.
- Granger C.W.J., *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods*, „Econometrica” 1969, nr 37.
- Juselius K., *The Cointegrated VAR Model*, Oxford University Press, Oxford 2006.
- Krugman P.R., Obstfeld M., *Ekonomia międzynarodowa*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2007.
- Kusideł E., *Modele wektorowo- autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania*, Absolut, Łódź 2000.
- Lutkepohl H., *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, Berlin 2005.
- Mougoue M., Noula A.G., Ajayi R.A., *Maturities, Nonlinearities, and the International Transmission of Short-Term Interest Rates*, „Review of Applied Economics” 2008, nr 4 (1-2).
- Ng S., Perron P., *Unit Root Test in ARMA Models with Data Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag*, „Journal of the American Statistical Association” 1995, nr 90.
- Rembeza J., Przekota G., *Powiązania pomiędzy stopami procentowymi w Polsce, USA i strefie euro*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu” 2008, nr 1191.
- Stążka A., *International Parity Relations between Poland and Germany: A Cointegrated VAR Approach*, „Bank i Kredyt” 2008, nr 3.
- Syczewska E.M., *Analiza relacji długookresowych: estymacja i weryfikacja*, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 1999.
- Toda H.Y., Phillips P.C., *Vector Autoregressions and Causality*, „Econometrica” 1993, nr 61.
- Toda H.Y., Yamamoto T., *Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes*, „Journal of Econometrics” 1995, nr 66.
- Yang J., Shim J., Khan M., *Casual linkages between US and Eurodollar interest rates: further evidence*, „Applied Economics” 2007.