

Ewa Czapla*

Powiązania krótkoterminowych i długoterminowych stóp procentowych Polski i strefy euro

Wstęp

Powiązania między stopami procentowymi zawsze były przedmiotem zainteresowania ekonomistów. Duża część badań koncentrowała się na krajowych powiązaniach stóp procentowych i ich strukturze terminowej, a w szczególności weryfikacji teorii hipotezy oczekiwań. Równie liczne badania dotyczyły międzynarodowych powiązań stóp procentowych, z reguły w nawiązaniu do teorii parytetów.

W 2003 r. J. Wolters podjął próbę jednoczesnego przeanalizowania powiązań krajowych i międzynarodowych stóp procentowych na przykładzie Stanów Zjednoczonych i strefy euro [Wolters, 2003]. Za pomocą technik kointegracji badał równocześnie powiązania krajowe stóp procentowych (w świetle teorii hipotezy oczekiwań) oraz międzynarodowe powiązania (w świetle teorii niepokrytego parytetu stóp procentowych), opierając się na miesięcznych obserwacjach trzymiesięcznych oraz dziesięcioletnich stóp procentowych strefy euro i amerykańskich z okresu 1994–2001. O spełnieniu obu tych hipotez naraz świadczyłoby otrzymanie trzech wektorów (relacji) kointegrujących. Hipotezy te nie zostały jednak potwierdzone, ponieważ znaleziony został tylko jeden wektor, świadczący jedynie o kombinacji liniowej spreadu strefy euro i spreadu Stanów Zjednoczonych.

Bruggemann i Lutkepohl [2005], zainspirowani pracą J. Woltersa, również przeprowadzili badania procentowych stóp trzymiesięcznych i dziesięcioletnich amerykańskich i strefy euro w świetle teorii oczekiwań i niepokrytego parytetu stóp procentowych, jednak wzięli pod uwagę obserwacje ze znacznie dłuższego okresu: 1985–2004. W wyniku analiz otrzymali trzy wektory kointegrujące, co potwierdzało tym samym obie rozpatrywane hipotezy.

Celem niniejszego artykułu była analiza powiązań pomiędzy krótko- i długoterminowymi stopami procentowymi w Polsce i strefie euro. Starano się określić charakter tych powiązań oraz ich kierunek. Przedmiotem zainteresowania było więc, czy pomiędzy tymi stopami procen-

* Mgr, Zakład Ekonometrii, Wydział Nauk Ekonomicznych, Politechnika Koszalińska, ul. Kwiatkowskiego 6e, 75-343 Koszalin, ewa.czapla@tu.koszalin.pl

towymi istnieją związki o charakterze długookresowym oraz czy zmiany stóp procentowych w strefie euro wpływają na zmiany stóp w Polsce. Przeprowadzone analizy miały też służyć ocenie, czy zachowanie się stóp procentowych na analizowanych rynkach jest zgodne z teoriami niepokrytego parytetu stóp procentowych oraz hipotezy oczekiwań.

W badaniach zostały zastosowane klasyczne techniki integracji i ko-integracji (metoda Johansena) oraz metoda testowania przyczynowości w sensie Grangera dla szeregów zintegrowanych (metoda Tody-Yamoto). Obliczenia przeprowadzone zostały w programach Gretl i EViews7.

1. Metoda badawcza

Zgodnie z teorią oczekiwań struktury terminowej (EHT) długoterminowa nominalna stopa procentowa R_t jest średnią obecnej oraz oczekiwanych przyszłych krótkoterminowych nominalnych stóp procentowych r_t , plus premia czasowa.

Przy założeniu, że stopa procentowa długoterminowa R_t i stopa procentowa krótkoterminowa r_t są rzędu $I(1)$ oraz premia czasowa jest stała, Campbell i Shiller [1987] wykazali, iż konsekwencją teorii EHT jest stacjonarność spreadu $R_t - r_t$, to znaczy

$$R_t - r_t \sim I(0) \quad (1)$$

Analogicznie dla zagranicznych stóp procentowych (oznaczonych dla odróżnienia gwiazdką):

$$R_t^* - r_t^* \sim I(0) \quad (2)$$

Z kolei według hipotezy niepokrytego parytetu stopy procentowej (UIP) różnica między krajową a odpowiadającą jej zagraniczną stopą procentową powinna stosować się do następującej relacji:

$$r_t - r_t^* = E_t(e_{t+1}) - e_t \quad (3)$$

gdzie e_t jest logarytmem kursu walutowego w okresie t , natomiast E_t jest operatorem oczekiwań. Przy założeniu racjonalnych oczekiwań uczestników rynku oczekiwana zmiana kursu jest równa aktualnej zmianie kursu plus stacjonarny błąd prognozy.

Badania empiryczne dowodzą, że zmiana kursu walutowego jest $I(0)$, zatem prawa strona równania (3) także powinna być stacjonarna [Wolters, 2003]. Tak więc powinien być spełniony warunek:

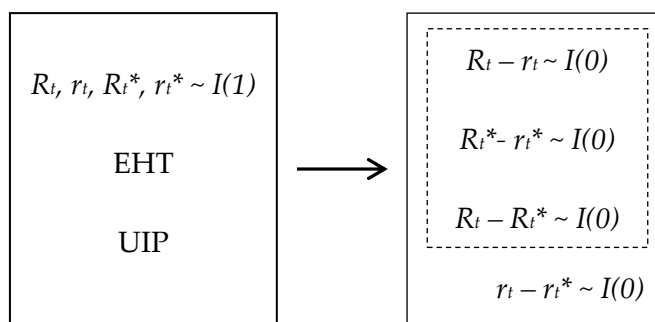
$$r_t - r_t^* \sim I(0) \quad (4)$$

i analogicznie dla stóp długoterminowych:

$$R_t - R_t^* \sim I(0) \quad (5)$$

Zatem, jeżeli rozważymy system złożony z czterech stóp procentowych zintegrowanych w stopniu pierwszym R_t , r_t , R_t^* i r_t^* , to przy założeniu prawdziwości hipotezy oczekiwań i niepokrytego parytetu stóp procentowych zmienne te powinny wiązać trzy liniowo niezależne relacje kointegrujące (rysunek 1). Wtedy system zawierałby jeden trend stochastyczny wspólny dla wszystkich czterech stóp procentowych.

Rysunek 1. Schemat weryfikowanych hipotez badawczych



Źródło: Opracowanie własne.

W sytuacji gdyby istniały dwie relacje kointegrujące i dwa trendy stochastyczne, są różne możliwości co do zakładanych hipotez. Jedna z nich jest taka, że spełnione są obie hipotezy niepokrytego parytetu stóp procentowych, natomiast nie są spełnione hipotezy oczekiwań dla krajowych i zagranicznych stóp procentowych. Może być też dokładnie odwrotnie.

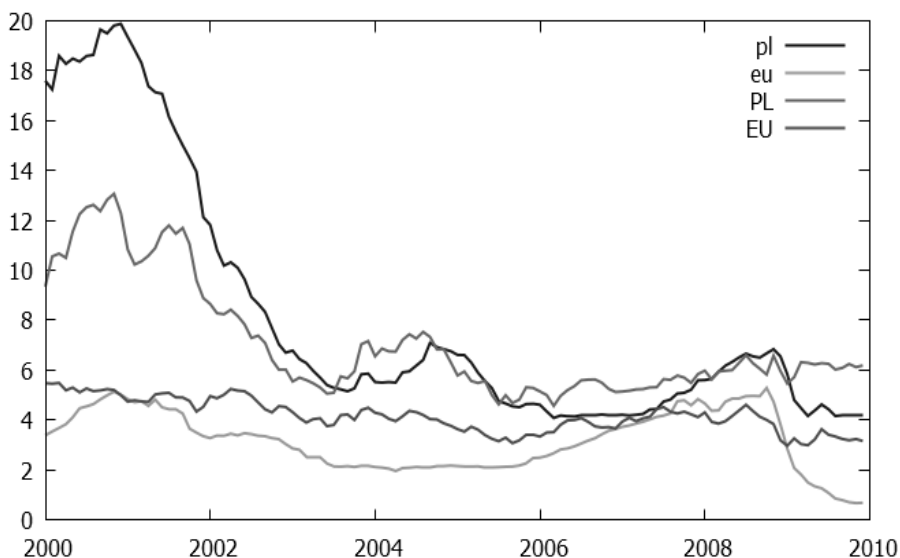
W przypadku istnienia tylko jednej relacji kointegrującej, system zawiera trzy trendy stochastyczne. Można wtedy testować zależności między odpowiednimi różnicami zmiennych, np. między spreadami lub parytetami. W przypadku braku kointegracji nie tylko nie jest spełniona żadna z zakładanych hipotez, lecz oznacza to brak jakichkolwiek powiązań długookresowych między rozpatrywanymi zmiennymi.

Do badania stopnia integracji zmiennych zostały zastosowane testy pierwiastka jednostkowego ADF i PP oraz test stacjonarności KPSS, natomiast do analizy kointegracji zastosowana została metoda Johansena.

2. Dane

W badaniach wykorzystane zostały szeregi czasowe stóp procentowych Polski i strefy euro¹ – trzymiesięczne (ozn. *pl,eu*) oraz dziesięcioletnie (ozn. *PL,EU*) z okresu 01.01.2000–31.12.2009. Stopy krótkoterminowe reprezentują rynek pieniężny (są to stopy procentowe WIBOR dla Polski oraz LIBOR dla strefy euro), natomiast stopy długoterminowe reprezentują rynek kapitałowy (są to rentowności obligacji benchmarkowych dla odpowiednich obligacji skarbowych). Przyjęto miesięczną częstotliwość obserwacji (pierwszy notowany dzień miesiąca); uzyskano w ten sposób łącznie 120 obserwacji. Na rysunku 2 zamieszczone zostały wykresy analizowanych zmiennych, natomiast rysunek 3 przedstawia kształtowanie się ścieżek różnic między odpowiadającymi sobie zmiennymi – spreadów oraz parytetów.

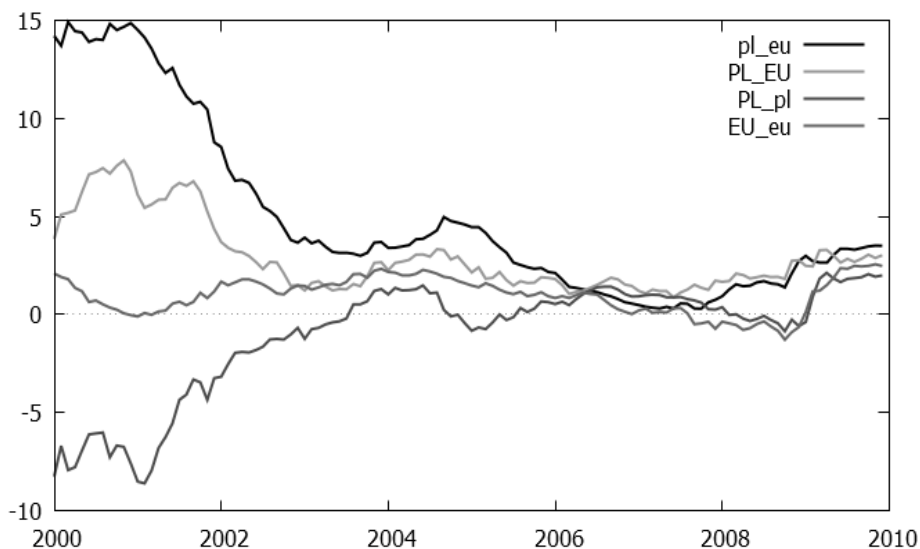
Rysunek 2. Wykresy zmiennych



Źródło: Opracowanie własne.

¹ Dane te zostały udostępnione przez Thomson Reuters na mocy umowy o współpracy z Uniwersytetem Gdańskim.

Rysunek 3. Parytety i spready



Źródło: Opracowanie własne.

Łatwo zauważyć, że struktura terminowa stóp procentowych strefy euro w prawie całym badanym okresie była normalna (z wyłączeniem okresu światowego kryzysu finansowego 2007–2008), natomiast krzywa dochodowości dla stóp polskich przez większość czasu była odwrócona.

3. Wyniki badań

3.1. Badanie stopnia integracji zmiennych

Z uwagi na kluczowe znaczenie tego etapu badawczego dla dalszej analizy w niniejszym opracowaniu wykorzystano dwa testy służące do badania stopnia integracji – rozszerzony test Dickey’a-Fullera (ADF) i test Philipasa-Perrona (PP), dodatkowo uzupełniono badanie testem stacjonarności Kwiatkowskiego-Phillipasa-Schmidta-Shina (KPSS). Wszystkie te trzy testy są powszechnie znane i zamieszczane w większości komputerowych pakietów ekonometrycznych². Wyniki badania stopnia integracji³ zamieszczone są w tablicy 1.

² Dokładny ich opis można znaleźć np. w pracy [Syczewska, 1999].

³ Z uwagi na ograniczoną objętość artykułu w tabeli umieszczono tylko ostateczną konkluzję odnośnie do stopnia integracji badanych zmiennych. Dokładne wyniki badania dla poziomów oraz przyrostów zmiennych są w posiadaniu autorki i mogą być w każdej chwili udostępnione.

Tablica 1. Wyniki badania stopnia integracji zmiennych

Zmienna	ADF const	ADF trend	PP const	PP trend	KPSS
pl	I(1)/I(0)*	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
PL	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
eu	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
EU	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

* – I(1)/I(0) – stopień istotności 0,05/ stopień istotności 0,1

Źródło: Opracowanie własne.

W badaniu jako wymagany poziom istotności przyjęto $\alpha = 0,05$. Zgodnie z wynikami testów, wszystkie zmienne są stopnia I(1); niewielkie odstępstwa wystąpiły jedynie dla krótkookresowej stopy polskiej *pl*, ale tylko w jednym teście – ADF bez trendu.

3.2. Badanie stopnia integracji różnic odpowiadających spreadom i parytetom

Pierwszym, najprostszym podejściem do weryfikacji zakładanych hipotez jest zbadanie stopnia integracji różnic między odpowiednimi zmiennymi. Gdyby okazało się, że spready oraz parytety są stacjonarne, potwierdzałyby to empirycznie obie teorie. Trzeba jednak wziąć pod uwagę, że jeśli badamy różnice między stopami procentowymi R_t , r_t , R_t^* i r_t^* , to otrzymane wyniki badania stacjonarności muszą korespondować z następującym równaniem:

$$R_t - R_t^* = (R_t - r_t) + (r_t - r_t^*) + (r_t^* - R_t^*) \quad (6)$$

Oznacza to, że jeśli lewa strona równania jest I(0), to komponenty prawej strony równania także muszą w sumie dawać wynik I(0), i odwrotnie.

Badanie stopnia integracji przeprowadzono na poziomie istotności 0,05. Syntetyczne wyniki badania zamieszczone zostały w tablicy 2. Zarówno spready, jak i parytety, w świetle tych wyników, należy uznać za zmienne zintegrowane w stopniu pierwszym – I(1).

Tablica 2. Wyniki badania stopnia integracji spreadów i parytetów

Zmienna	ADF const	ADF trend	PP const	PP trend	KPSS
PL-pl	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
EU-eu	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
pl-eu	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(2)
PL-EU	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

Źródło: Opracowanie własne.

3.3. Badanie kointegracji zmiennych parami

Wyniki uzyskane w punkcie 3.2 można zinterpretować w następujący sposób: zmienne *pl*, *PL*, *eu* i *EU* nie są powiązane parami relacją z wektorem kointegrującym [1,-1]. Nie oznacza to jednak, że nie są one związane żadną relacją kointegrującą.

Zatem w celu zbadania, czy istnieją jakiegokolwiek stacjonarne relacje liniowe między dwoma niestacjonarnymi stopami procentowymi, zastosowano testy kointegracji według procedury Johansena [1988]. Wykorzystane zostały statystyki testu śladu oraz maksymalnej wartości własnej.

Tablica 3. Wyniki testowania kointegracji parami

PL, pl Hipoteza	Wartość własna	Stat. śladu	Wartość* krytyczna	P- wartość	Stat. maks. wartości	Wartość* krytyczna	P- wartość
$r_0 = 0$	0,0973	16,0096	20,2618	0,1739	11,4586	15,8921	0,2197
$r_0 \leq 1$	0,0398	4,5510	9,1646	0,3363	4,5510	9,1646	0,3363
EU, eu Hipoteza	Wartość własna	Stat. śladu	Wartość* krytyczna	P- wartość	Stat. maks. wartości	Wartość* krytyczna	P- wartość
$r_0 = 0$	0,0511	9,1212	20,2618	0,7249	6,0856	15,8921	0,7783
$r_0 \leq 1$	0,0258	3,0356	9,1646	0,5741	3,0356	9,1646	0,5741
PL, EU Hipoteza	Wartość własna	Stat. śladu	Wartość* krytyczna	P- wartość	Stat. maks. wartości	Wartość* krytyczna	P- wartość
$r_0 = 0$	0,0542	11,9573	20,2618	0,4526	6,4088	15,8921	0,7408
$r_0 \leq 1$	0,0471	5,5485	9,1646	0,2286	5,5485	9,1646	0,2286
Pl, eu Hipoteza	Wartość własna	Stat. śladu	Wartość* krytyczna	P- wartość	Stat. maks. wartości	Wartość* krytyczna	P- wartość
$r_0 = 0$	0,0772	12,9022	20,2618	0,3717	9,2435	15,8921	0,4081
$r_0 \leq 1$	0,0313	3,6587	9,1646	0,4653	3,6587	9,1646	0,4653

* Wartości krytyczne dla stopnia istotności 0,05.

Źródło: Opracowanie własne.

Wybrano przypadek z ograniczonym wyrazem wolnym, ponieważ wykluczenie liniowego trendu deterministycznego jest zasadne zgodnie z wynikami analiz pierwiastka jednostkowego.

Przy doborze opóźnienia kierowano się głównie zmodyfikowanym kryterium Akaike – AIC (wyniki zamieszczone w tabelicy 3 odpowiadają właśnie temu kryterium), ale biorąc pod uwagę to, że metoda Johansena jest bardzo wrażliwa na wielkość wybranego opóźnienia, sprawdzono też wyniki dla pozostałych kryteriów (Schwarza-Bayesa – SC i Hannana-Quinna – HQ). W odniesieniu do liczby wektorów kointegrujących były one identyczne. Wyniki zastosowanych testów kointegracji jednoznacznie wskazują na brak jakichkolwiek relacji kointegrujących między badanymi parami zmiennych.

3.4. Badanie kointegracji w czterowymiarowym modelu VECM

W kolejnym kroku sprawdzono liczbę liniowych relacji stacjonarnych między wszystkimi czterema rozpatrywanymi stopami procentowymi. Ponownie zastosowano testy kointegracji Johansena ze statystykami testu śladu oraz maksymalnej wartości własnej. Dla opóźnienia $k=4$, wskazanego przez zmodyfikowane kryterium AIC (opóźnienie to wybierano z przedziału $\langle 1;10 \rangle$) uzyskano następujące wyniki (tablica 4).

Tablica 4. Wyniki testowania kointegracji

Hipoteza	Wartość własna	Stat. śladu	Wartość* krytyczna	P-wartość	Stat. maks. wartości	Wartość* krytyczna	P-wartość
$r_0 = 0$	0,2958	69,1396	54,0790	0,0013	40,6829	28,5881	0,0009
$r_0 \leq 1$	0,1338	28,4568	35,1928	0,2215	16,6663	22,2996	0,2535
$r_0 \leq 2$	0,0665	11,7904	20,2618	0,4678	7,9767	15,8921	0,5505
$r_0 \leq 3$	0,0323	3,8138	9,1646	0,4405	3,8138	9,1646	0,4405

* Wartości krytyczne dla stopnia istotności 0,05.

Źródło: Opracowanie własne.

Analogiczne wyniki co do liczby wektorów kointegrujących uzyskano przy zastosowaniu kryteriów SC i HQ. Z tablicy 4 widać, że istnieje jedna i tylko jedna stacjonarna relacja liniowa pomiędzy wszystkimi czterema zmiennymi. Relację tę wtedy można zapisać w następujący sposób (normalizując równanie względem długoterminowej stopy polskiej PL):

$$(PL)_t - \beta_1 \cdot (pl)_t - \beta_2 \cdot (EU)_t - \beta_3 \cdot (eu)_t \sim I(0) \quad (7)$$

Nakładając odpowiednie restrykcje, można testować stacjonarność liniowej kombinacji spreadów ($\beta_1 = 1, \beta_3 = -\beta_2$) lub niepokrytych parytetów krótkoterminowych i długoterminowych stóp procentowych ($\beta_2 = 1, \beta_3 = -\beta_1$). Z uwagi na bardziej interesujące nas związki między Polską a strefą euro zdecydowano się na przeanalizowanie zależności między spreadami.

3.5. Przejście do spreadów – ograniczenie wymiaru modelu

Rozpatrywane dane obejmują okres 10 lat; są to obserwacje miesięczne, co daje w sumie liczbę 120 obserwacji. Nawet przy niewysokich opóźnieniach w czterowymiarowym modelu VECM liczba stopni swobody jest mocno ograniczona. Korzystniej jest zatem zredukować wymiar modelu VECM do modelu dwuwymiarowego, wprowadzając jako nowe zmienne spread stóp procentowych Polski oraz spread stóp procentowych strefy euro.

Przyjęto oznaczenia:

$$\begin{aligned} S_t^{EU} &= (EU)_t - (eu)_t \\ S_t^{PL} &= (PL)_t - (pl)_t \end{aligned} \quad (8)$$

i przetestowano kointegrację między spreadami w dwuwymiarowym modelu VECM. Wyniki tego badania zawiera tablica 5.

Tablica 5. Wyniki testowania kointegracji między spreadami

Hipoteza	Wartość własna	Stat. śladu	Wartość* krytyczna	P-wartość	Stat. maks. wartości	Wartość* krytyczna	P-wartość
$r_0 = 0$	0,1296	19,6208	20,2618	0,0611	16,2383	15,8921	0,0441
$r_0 \leq 1$	0,0285	3,3826	9,1646	0,5118	3,3826	9,1646	0,5118

* Wartości krytyczne dla stopnia istotności 0,05.

Źródło: Opracowanie własne.

Statystyka maksymalnej wartości własnej wskazuje na istnienie kointegracji na poziomie istotności 0,05. Z kolei według statystyki śladu p-wartość przekracza nieco 0,06, niemniej wyniki badania wskazują, że przynajmniej na poziomie istotności 0,1 w rozpatrywanym modelu dwuwymiarowym występuje relacja kointegrująca, co oznacza istnienie powiązań długookresowych między spreadami Polski i strefy euro.

Wykorzystując uzyskane w toku obliczeń współczynniki wektora kointegrującego, relację tę można zapisać w następujący sposób:

$$S_t^{PL} - 1,002 \cdot S_t^{EU} + 0,255 \sim I(0) \quad (9)$$

Podsumowując, spread stóp procentowych w Polsce związany jest ze spreadem stóp procentowych w strefie euro wektorem kointegrującym bliskim wektora [1, -1].

3.6. Badanie przyczynowości w sensie Grangera metodą Tody-Yamamoto

Występowanie relacji kointegrującej między zmiennymi sugeruje, że powinna między nimi istnieć zależność przyczynowa w sensie Grangera, przynajmniej w jednym kierunku [Osińska, 2008]. Klasyczny test przyczynowości w sensie Grangera oparty jednak jest na teorii asymptotycznej i wartości krytyczne są prawidłowe tylko dla stacjonarnych zmiennych [Granger, 1981]. Zatem w celu zbadania przyczynowości w sensie Grangera między skointegrowanymi spreadami Polski i strefy euro posłużono się w tym opracowaniu metodą Tody-Yamamoto [Toda i Yamamoto, 1995].

Metoda ta polega na estymacji za pomocą metody najmniejszych kwadratów modelu $VAR(k+d_{max})$ dla analizowanych dwu zmiennych, gdzie k jest ustalonym optymalnym rzędem opóźnienia, a $d=d_{max}$ jest maksymalnym stopniem integracji zmiennych. Następnie stosuje się dla tego modelu test Walda z narzuconymi restrykcjami zerowymi na parametry modelu $VAR(k)$ (tzw. zmodyfikowany test Walda). W tym teście dodatkowe opóźnienia (d_{max}) nie są poddawane restrykcjom. Zdaniem Tody i Yamamoto [1995] gwarantuje to, że asymptotyczne wartości krytyczne mogą być tutaj użyte, mimo iż testujemy przyczynowość między zintegrowanymi (a więc niestacjonarnymi) zmiennymi. Wyniki badania przyczynowości metodą Tody-Yamamoto między spreadami (tablica 6) wskazują jednoznacznie na to, że spread stóp procentowych strefy euro jest przyczyną w sensie Grangera dla spreadu stóp procentowych Polski, natomiast brak przyczynowości w kierunku przeciwnym.

Tablica 6. Wyniki badania przyczynowości między spreadami

Przyczyna → skutek	Statystyka testowa	Wartość	St. swobody	P-wartość
SEU → SPL	Statystyka F	3,486539	(3, 107)	0,0184
	Chi kwadrat	10,45962	3	0,0150
SPL → SEU	Statystyka F	1,889159	(3, 107)	0,1358
	Chi kwadrat	5,667476	3	0,1290

Źródło: Opracowanie własne.

Zakończenie

Wyniki badań nie potwierdziły spełnienia ani teorii niepokrytego parytetu stóp procentowych, ani hipotezy oczekiwań struktury terminowej w odniesieniu do stóp procentowych Polski i strefy euro. Zmienne w czterowymiarowym modelu VECM, zbudowanym dla trzymiesięcznych i dziesięcioletnich stóp procentowych Polski oraz strefy euro, wiązała tylko jedna relacja kointegracyjna. Wykazane zostało jedynie istnienie relacji długookresowej pomiędzy spreadami stóp procentowych Polski i strefy euro. Analizy przyczynowości przeprowadzone metodą Tody i Yamamoto dla szeregów skointegrowanych wskazały na związek przyczynowy przebiegający od rynku strefy euro do rynku polskiego i brak odwrotnej zależności.

Uzyskane wyniki są zgodne z ogólnymi przesłankami teoretycznymi. Polski rynek stóp procentowych spełnia kryteria rynku małego, a więc powinien zachowywać się jak tak zwany biorca cenowy. Rynek strefy euro jest natomiast rynkiem dużym, wpływającym na poziom stóp procentowych w polu międzynarodowym. Polska gospodarka jest silnie powiązana z gospodarkami strefy euro; powinno to znaleźć odzwierciedlenie we wrażliwości stóp procentowych w Polsce na zmiany stóp procentowych w strefie euro, co zostało generalnie potwierdzone w przeprowadzonych analizach.

Literatura

1. Brüggemann R., Lütkepohl H. (2005), *Uncovered interest rate parity and the expectations hypothesis of the term structure: empirical results for the US and Europe*, SFB 649, „Economic Risk Discussion Paper”, No. 035.
2. Campbell J. Y., Shiller R. (1987), *Cointegration and tests of the present value relation*, „Journal of Political Economy”, Vol. 95, No. 5.

3. Granger C. W. J. (1981), *Some Properties of Time Series Data and their Use in Econometric Model Specification*, „Journal of Econometrics”, Vol. 16, No. 1.
4. Johansen S. (1988), *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*, „Journal of Economic Dynamics and Control”, Vol. 12, No. 3.
5. Osińska M. (2008), *Ekonometryczna analiza zależności przyczynowych*, Wydawnictwo UMK, Toruń.
6. Syczewska E. M. (1999), *Analiza relacji długookresowych: estymacja i weryfikacja*, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa.
7. Toda H. Y., Yamamoto T. (1995), *Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes*, „Journal of Econometrics”, Vol. 66, No. 1–2.
8. Wolters J. (2003), *Uncovered interest rate parity and the expectation hypothesis of the term structure: Empirical results for the US and Europe*, w: I. Klein & S. Mitnik (eds.), *Contributions to Modern Econometrics: From Data Analysis to Economic Policy. In Honour of Gerd Hansen*, Kluwer: Bosten.

Streszczenie

Celem artykułu była ocena istnienia i charakteru powiązań długookresowych między krótko- i długoterminowymi stopami procentowymi Polski i strefy euro. Wykorzystano szeregi czasowe trzymiesięcznych i dziesięcioletnich stóp procentowych dla okresu styczeń 2000–grudzień 2009, z miesięczną częstotliwością obserwacji. W badaniach zostały zastosowane techniki integracji i kointegracji. Zgodnie z hipotezą oczekiwań struktury terminowej stóp procentowych (EHT) oraz teorią niepokrytego parytetu stóp procentowych (UIP), przy założeniu racjonalnych oczekiwań, układ analizowanych czterech zmiennych powinny wiązać trzy wektory kointegrujące.

Wyniki analiz nie potwierdziły słuszności hipotez EHT i UIP w odniesieniu do stóp procentowych polskich i strefy euro. Wykazano natomiast istnienie relacji długookresowej między spreadami Polski i strefy euro, przy czym spread strefy euro był przyczyną w sensie Grangera dla spreadu Polski.

Słowa kluczowe

UIP, EHT, kointegracja, przyczynowość

Linkages among Polish and Eurocurrency short- and long-term interest rates (Summary)

The main objective of this paper is to study long-run linkages and causal links among Polish and Eurocurrency short- and long-term interest rates. The paper employs the three-month and ten-year interest rates of Poland and Euro-

currency markets and tests the monthly versions of these series in the period 01.2000–12.2009. There is utilized Johansen's cointegration technique as the main method. Thus UIP and EHT imply that three cointegration vectors should exist in the system of four analyzed rates.

The findings indicate no evidence of EHT and UIP to hold jointly. It is found only a long-run linkage between the Polish spread and the Eurocurrency spread. Further the Eurocurrency spread is the Granger cause of the Polish spread and not vice versa.

Keywords

UIP, EHT, cointegration, causality