

Aneta Kłodzińska*

Struktura terminowa stóp procentowych na rynku depozytów międzybankowych w Polsce

Wstęp

Jednym z najważniejszych i najtrudniejszych zagadnień modelowania stopy procentowej jest określenie jej struktury terminowej. Dostarcza ona wielu informacji na temat mechanizmów zachodzących na różnych rynkach finansowych, a także funkcjonowania tych rynków. Metodą modelowania struktury terminowej poświęcono w literaturze wiele uwagi. Jednym z podstawowych problemów jest określenie rodzaju modelowanej stopy procentowej, gdyż w zależności od niej należy rozpatrywać odpowiedni model. W badaniach empirycznych weryfikowanych jest kilka podstawowych teorii stopy procentowej: teoria oczekiwań, teoria płynności oraz teoria habitatów wraz z ich implikacjami [Fabozzi, 2000].

Jedna z wersji hipotezy oczekiwań zakłada, że stopa procentowa n -okresowa ($R_t^{(n)}$) jest uwarunkowana wyłącznie przez oczekiwania obecnych i przyszłych zwrotów z m -okresowej stopy procentowej ($R_t^{(m)}$), gdzie $m < n$. [Campbell, Shiller, 1991; Cuthbertson, 1996]. Rozszerzeniem tego podejścia jest uwzględnienie możliwości inwestycji rolowanej przez k okresów ($k=n/m$) oraz występowanie niezmiennej w czasie (rolowanej) premii czasowej θ_k . Relację tę opisuje wzór [Konstantinou, 2005]:

$$\left(1 + R_t^{(n)}\right)^k = \theta_k^* \prod_{i=0}^{k-1} \left(1 + E_t R_{t+im}^{(m)}\right) \quad (1)$$

gdzie E_t – operator oczekiwań pod warunkiem informacji dostępnej w chwili t .

Przekształcając równanie (1), można zdefiniować stopę procentową $R_t^{(n)}$ w następujący sposób:

$$R_t^{(n)} \approx \theta_k + \frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k-1} E_t R_{t+im}^{(m)} \quad (2)$$

gdzie $\theta_k \equiv \log(\theta_k^*)$.

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

W zależności od wartości θ_k otrzymujemy inną wersję hipotezy oczekiwań. Dla $\theta_k = 0$ zachodzi hipoteza oczekiwań w czystej wersji, dla $\theta_k = \text{const}$ zachodzi hipoteza oczekiwań ze stałą premią czasową, natomiast dla $\theta_t^{(n)} > \theta_t^{(n-1)} > \dots > \theta_t^{(2)}$ ze zmienną premią czasową.

Opierając się na tak zdefiniowanej stopie procentowej, można określić spread między n i m okresową stopą procentową jako:

$$S^{(n,m)} = R_t^{(n)} - R_t^{(m)} \quad (3)$$

Spread jest proporcjonalny do nachylenia w strukturze czasowej między n i m . Jeśli w rozpatrywanym układzie stóp procentowych $R_t^{(n)}$ i $R_t^{(m)}$ są procesami zintegrowanymi w stopniu pierwszym ($I(1)$) oraz $\Delta R_t^{(m)}$ są stacjonarne ($I(0)$), to zbiory spreadów $S^{(n,m)}$ są także stacjonarne, czyli $[1 \ -1]'$ jest wektorem kointegrującym dla układu $(R_t^{(n)}, R_t^{(m)})$. Gdy w układzie uwzględnimy więcej szeregów czasowych (N), a każdy z nich będzie skointegrowany z pozostałymi, wówczas przestrzeń kointegrująca będzie wymiaru $N-1$, co będzie wskazywało, że zbiór stóp procentowych posiada wspólny trend stochastyczny [Stock, Watson, 1988]. Implikacją wynikającą z równania (3) jest, że spread stóp procentowych jest przyczyną w sensie Grangera przyszłych zmian stóp procentowych krótkookresowych.

Badania nad zaprezentowaną wersją hipotezy oczekiwań prowadzili między innymi: K. Cuthbertson [1996], który przeprowadził badania, wykorzystując tygodniowe, 1-, 3-, 6- i 12-miesięczne stopy procentowe rynku depozytów międzybankowych Wielkiej Brytanii. Otrzymane wyniki wskazywały na zgodność z hipotezą oczekiwań dla stóp o krótszym terminie zapadalności, natomiast dla stóp procentowych 6- i 12-miesięcznych została ona odrzucona. Podobne badania przeprowadził K. Cuthbertson wraz z D. Bredin [2001] dla irlandzkiego rynku stóp procentowych o terminie zapadalności 1, 3 i 6 miesięcy. Dla wybranego zbioru stóp procentowych autorzy otrzymali wyniki wspierające hipotezę oczekiwań. Także na polskim rynku depozytów międzybankowych były prowadzone badania nad poprawnością hipotezy oczekiwań. Dla stóp procentowych WIBOR tygodniowych, 1-, 3- i 6-miesięcznych badania przeprowadził P. T. Konstantinou [2005] Przeprowadzone analizy wspierały hipotezę oczekiwań w okresie badawczym. Podobne badania przeprowadzili P. Miłobędzki i M. Blangiewicz [2009], wykorzystując stopy WIBOR 1-, 3-, 6-, 9- i 12-miesięczne. Uwzględniając w badaniu premię czasową, otrzymali w znacznej mierze wsparcie hipotezy ocze-

kiwań. Literatura badań nad strukturą terminową jest dość bogata, chociaż badania empiryczne nie są ze sobą zgodne. Na wsparcie lub odrzucenie hipotezy oczekiwań w jej różnych wersjach mają także wpływ inne czynniki makroekonomiczne nieobserwowalne w materiale badawczym. Niemniej jednak wszystkie te badania przyczyniają się do lepszego opisu mechanizmów zachodzących na rynkach finansowych.

W artykule podjęto próbę odpowiedzi na pytanie: czy pomiędzy stopami procentowymi na rynku depozytów międzybankowych zachodzą zależności popierające hipotezę oczekiwań? W tym celu wykorzystano szeregi czasowe referencyjnych stóp WIBOR dla depozytów o zapadalności: 3, 6, 9 i 12 miesięcy w okresie styczeń 2003–grudzień 2009. Kwotowania stóp procentowych zostały udostępnione przez Thomson Reuters. W prowadzonych badaniach oparto się na teorii kointegracji z wykorzystaniem procedury Johansena.

1. Metoda badawcza

W celu odpowiedzi na pytanie, czy hipoteza oczekiwań może opisywać zależności, jakie zachodzą na rynku depozytów międzybankowych krótkookresowych stóp procentowych, zastosowano metodę badawczą opartą na analizie kointegracji. Badanie to podzielono na kilka zasadniczych etapów:

1. Określenie procesu generującego zmienne.

W badaniach szeregów czasowych wykorzystano trzy popularne testy (nie)stacjonarności: rozszerzony test Dickeya-Fullera (ADF), test Philipasa-Perrona (PP) oraz test Kwiatkowskiego-Philipasa-Schmidta-Shina (KPSS). Pierwsze dwa z wymienionych testów w hipotezie zerowej zakładają, że procesy nie są stacjonarne, natomiast ostatni z nich, iż badany proces jest stacjonarny. Badanie stacjonarności zostało przeprowadzone dla poziomów stóp procentowych, ich przyrostów a także spreadów. Jak wcześniej wskazano, jeśli zmienne są zintegrowane w stopniu pierwszym i są skointegrowane, to spready są procesami stacjonarnymi.

2. Określenie wymiaru przestrzeni kointegrującej z wykorzystaniem procedury S. Johansena [1988].

Procedura Johansena polega na weryfikowaniu ciągu hipotez o występowaniu co najwyżej r niezależnych wektorów kointegrujących, przy czym $r=0,1,\dots,N-1$.

Do określenia liczby wektorów kointegrujących wykorzystano dwie statystyki testu: śladu macierzy oraz maksymalnej wartości własnej macierzy.

3. Identyfikacja wektorów kointegrujących dla poszczególnych par stóp procentowych.

Wykorzystano w tym celu podejście Johansena polegające na oszacowaniu parametrów wektorów kointegrujących modelu VECM.

4. Budowa modelu VAR dla systemu $[S^{(n,m)} \Delta R_t^{(m)}]$.

Dla poszczególnych par (spread między stopą procentową o dłuższym i krótszym terminie zapadalności oraz zmianami stopy zwrotu o krótszym terminie zapadalności) oszacuje się parametry modelu VAR.

$$\begin{bmatrix} S^{(n,m)} \\ \Delta R_1^{(m)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11,1} & A_{12,1} \\ A_{21,1} & A_{22,1} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} S_{t-1}^{(n,m)} \\ \Delta R_{1,t-1}^{(m)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11,2} & A_{12,2} \\ A_{21,2} & A_{22,2} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} S_{t-2}^{(n,m)} \\ \Delta R_{1,t-2}^{(m)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \quad (4)$$

W modelu przyjęto opóźnienie $k = 2$ dla wszystkich par, które zostało wyznaczone na podstawie kryterium informacyjnego Schwarzera.

5. Przyczynowość w sensie Grangera

Dla poszczególnych par modelu VAR przeprowadzono badanie przyczynowości w sensie Grangera. Badanie to pozwoli odpowiedzieć na pytanie: czy spread między stopą procentową o dłuższym i krótszym terminie zapadalności jest przyczyną w sensie Grangera dla zamiany stopy zwrotów o krótszym terminie zapadalności? Niepełnienie przyczynowości w sensie Grangera nie powoduje odrzucenia hipotezy oczekiwania, a jedynie wskazuje na brak jej potwierdzenia.

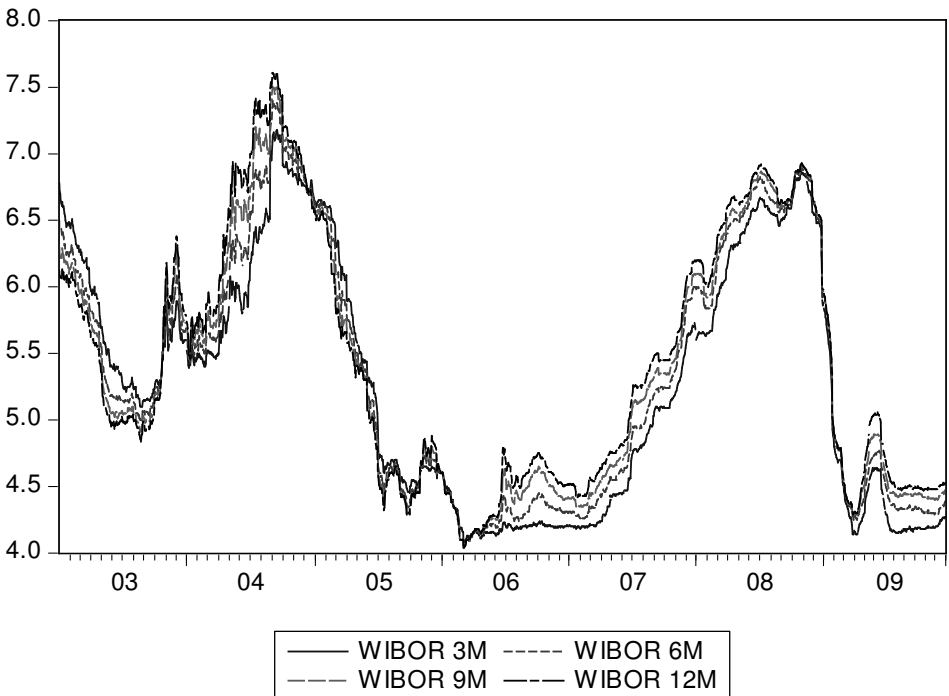
2. Opis danych

W badaniach empirycznych wykorzystano stopy procentowe WIBOR o zapadalności 3, 6, 9 i 12 miesięcy. Dane zostały udostępnione przez Thomson Reuters i obejmują zakres czasowy: styczeń 2003–grudzień 2009. Obliczenia wykonano przy użyciu pakietów EViews oraz Gretl. Wybrany okres czasowy charakteryzował się dość dynamicznymi zmianami poziomów szeregów czasowych, a jednocześnie nie były one poddane tak dużym wahaniom jak choćby w latach dziewięćdziesiątych.

Jako stopę procentową krótkookresową (o najkrótszym terminie zapadalności) przyjęto stopę WIBOR 3M. Wybór ten został podyktowany tym, iż jest ona podstawową stopą, na której opiera się oprocentowa-

nie kredytów hipotecznych i jej zachowanie jest chętnie obserwowane przez uczestników rynku finansowego. Jako stopy procentowe o dłuższym terminie zapadalności zostały przyjęte stopy WIBOR 6M, 9M i 12M. Kształtowanie się poziomów wybranych stóp procentowych WIBOR przedstawiono na rysunku 1.

Rysunek 1. Poziomy stóp procentowych WIBOR w okresie styczeń 2003–grudzień 2009



Źródło: Opracowanie własne.

Analiza wykresu dostarcza wstępnych informacji o zależnościach zachodzących między badanymi stopami procentowymi. Zmiany poszczególnych stóp procentowych są związane ze zmianami pozostałych.

W okresie badawczym można wyróżnić dwa okresy, w których występuje odwrócona krzywa dochodowości, a poziomy stopy procentowej 3-miesięcznej przyjmują wartości mniejsze niż stopy procentowe o dłuższym terminie zapadalności. Miało to miejsce w 2003 i 2005 roku. W roku 2003 Rada Polityki Pieniężnej obniżała aż sześciokrotnie minimalną rentowność bonów pieniężnych NBP, co wpływało także na rynek depozytów międzybankowych. Na przestrzeni roku rentowność ta została obniżona o 1,5 p.p. Nierównomierne obniżenie oficjalnych

stóp procentowych przez NBP doprowadziło do zawężenia symetrycznego korytarza wahań rynkowych, co wpłynęło także na krótkoterminowe stopy procentowe rynku międzybankowego. Dopiero pod koniec roku sytuacja na rynku pieniężnym ustabilizowała się, a krzywa dochodowości przyjęła nachylenie dodatnie [Raport o inflacji 2003, NBP].

Podobna sytuacja powtórzyła się w 2005 roku, gdy RPP pięciokrotnie obniżała podstawowe stopy procentowe NBP łącznie o 2 p.p. Wykorzystując operacje otwartego rynku, bank centralny bezpośrednio wpływał na stopę WIBOR SW, która utrzymywała się na podobnym poziomie jak stopa referencyjna NBP. Wpływ na poziom stóp WIBOR miały także dane makroekonomiczne, które wskazywały słabsze tempo wzrostu gospodarczego od oczekiwanego przez rynek, co doprowadziło do obniżenia stawek rynku pieniężnego. Sytuacja ta spowodowała odwrócenie krzywej dochodowości [Raport o inflacji 2005, NBP]. W pozostałych okresach krzywa dochodowości przyjmowała kształt normalny.

Ogólnych informacji o stopach procentowych krótkookresowych WIBOR w okresie badawczym dostarczają także statystyki opisowe (tablica 1). Przedstawione statystyki opisowe stóp procentowych nasuwają kilka spostrzeżeń na temat kształtowania się tych stóp w okresie badawczym. Stopy procentowe o krótszym terminie zapadalności charakteryzowały się mniejszą wartością średnią niż stopy procentowe o dłuższym terminie zapadalności. Dla wszystkich stóp procentowych otrzymano zbliżoną wartość odchylenia standardowego, a współczynnik zmienności przyjmuje wartość mniejszą dla stóp procentowych o dłuższym terminie zapadalności niż dla stóp procentowych o krótszym terminie zapadalności.

Tablica 1. Statystyki opisowe stóp procentowych krótkookresowych WIBOR dla zapadalności 3, 6, 9 i 12 miesięcy

Zmienna	Średnia	Wartość najmniejsza	Wartość największa	Odchylenie standardowe	Współczynnik zmienności
WIBOR 3M	5,2788	4,0800	7,1800	0,93220	0,17659
WIBOR 6M	5,3499	4,0500	7,4000	0,93665	0,17508
WIBOR 9M	5,4053	4,0500	7,5000	0,93744	0,17343
WIBOR 12M	5,4518	4,0400	7,6100	0,94933	0,17413

Źródło: Opracowanie własne.

3. Wyniki

Badania empiryczne zostały przeprowadzone zgodnie z wcześniej przedstawioną procedurą. Rozpoczęto je od testowania (nie)stacjonarności szeregów stóp procentowych (tablica 2), ich przyrostów (tablica 3) oraz spreadów między stopami procentowymi o dłuższym i krótszym terminie zapadalności (tablica 4).

Tablica 2. Testy (nie)stacjonarności dla poziomów stóp procentowych WIBOR

Stopy procentowe	Testy (nie)stacjonarności			Stopień zintegrowania zmiennej
	testy ADF H ₀ : $X \sim I(1)$	test PP H ₀ : $X \sim I(1)$	test KPSS H ₀ : $X \sim I(0)$	
WIBOR 3M	-1,2625	-1,5620	0,8061	I(1)
WIBOR 6M	-1,4561	-1,4260	0,6270	I(1)
WIBOR 9M	-1,1569	-1,3779	0,5516	I(1)
WIBOR 12M	-1,4767	-1,3728	0,4957	I(1)

Źródło: Opracowanie własne.

Tablica 3. Testy (nie)stacjonarności dla przyrostów stóp procentowych

Przyrosty stóp procentowych	Testy (nie)stacjonarności			Stopień zintegrowania zmiennej
	testy ADF H ₀ : $X \sim I(1)$	test PP H ₀ : $X \sim I(1)$	test KPSS H ₀ : $X \sim I(0)$	
Δ WIBOR3M	-16,7805	-41,2579	0,1822	I(0)
Δ WIBOR6M	-10,4212	-38,8240	0,1571	I(0)
Δ WIBOR9M	-16,5249	-38,0392	0,1407	I(0)
Δ WIBOR12M	-19,6781	-38,8018	0,1289	I(0)

Źródło: Opracowanie własne.

Na podstawie przeprowadzonych testów stwierdzono, że każda ze zmiennych przyjętych w badaniu jest zmienną niestacjonarną, natomiast ich przyrosty są zmiennymi stacjonarnymi. Na poziomie istotności 5% otrzymano w każdym przypadku, iż zmienne są procesami zintegrowanymi w stopniu pierwszym. Jest to zgodne z przedstawionymi podstawami teoretycznymi i pozwala na zastosowanie zaproponowanej procedury badawczej nad weryfikacją hipotezy oczekiwań. Przeprowadzono także badanie stacjonarności spreadów stóp procentowych z wykorzystaniem testów ADF i PP (tablica 4).

Tablica 4. Testy (nie)stacjonarności dla spreadów stóp procentowych o dłuższym i krótszym terminie zapadalności

Spread	Testy (nie)stacjonarności		Stopień zintegrowania zmiennej
	testy ADF H0: $X \sim I(1)$	test PP H0: $X \sim I(1)$	
S(6,3)	-2,8884	-2,9612	I(0)
S(9,3)	-2,7985	-2,7784	I(0)*
S(12,3)	-2,7563	-2,7724	I(0)*
S(9,6)	-3,2838	-3,3554	I(0)
S(12,6)	-2,8866	-2,9618	I(0)
S(12,9)	-2,9770	-3,2148	I(0)

Źródło: Opracowanie własne.

Przeprowadzone testy (nie)stacjonarności spreadów wskazują, że w większości przypadków są one procesami stacjonarnymi na poziomie istotności 5%, z wyłączeniem spreadów stóp procentowych 12- i 3-miesięcznych oraz 9- i 3-miesięcznych. W przypadku tych dwóch spreadów można uznać, że są one procesami stacjonarnymi na poziomie istotności 10%. Z równania (3) wynika, że jeżeli stopy procentowe są procesami zintegrowanymi w stopniu pierwszym, ich pierwsze różnice są stacjonarne, to spready są również stacjonarne, a wektor $[1 \ -1]'$ jest wektorem kointegrującym dla układu stóp procentowych o dłuższym i krótszym terminie zapadalności.

Kolejnym etapem badań było określenie wymiaru przestrzeni kointegrującej. Wyniki testu Johansena określającego liczbę wektorów kointegrujących, czyli wymiar przestrzeni kointegrującej, przedstawiono w tablicach 5 i 6.

Tablica 5. Wartości statystyk testu śladu macierzy w odniesieniu do modelu VECM dla badanych stóp procentowych

Hipoteza H ₀ H _A		Wartość własna	Test śladu	Wartość p
r=0	r≥1	0,04450	165,6427	0,0000
r≤1	r≥2	0,02559	85,70795	0,0000
r≤2	r≥3	0,01895	40,18008	0,0000
r≤3	r=4	0,00374	6,579833	0,1505

Źródło: Opracowanie własne.

Przeprowadzony test śladu macierzy na poziomie istotności 5% wskazuje na istnienie trzech wektorów kointegrujących, co jest zgodne z podstawami teoretycznymi przedstawionymi wcześniej o wymiarze przestrzeni kointegrującej. Procedurę wyznaczania liczby wektorów kointegrujących powtórzono dla testu maksymalnej wartości własnej. Wyniki tych analiz przedstawiono w tablicy 6.

Tablica 6. Wartości statystyk testu maksymalnej wartości własnej macierzy w odniesieniu do modelu VECM dla badanych stóp procentowych

Hipoteza H_0 H_A		Wartość własna	Test L_{max}	Wartość p
r=0	r=1	0,04450	79,9347	0,0000
r=1	r=2	0,02559	45,5278	0,0000
r=2	r=3	0,01895	33,6002	0,0000
r=3	r=4	0,00374	6,57983	0,1505

Źródło: Opracowanie własne.

Test maksymalnej wartości własnej podobnie jak test śladu macierzy na poziomie istotności 5% wskazał na istnienie trzech wektorów kointegrujących. Procedura Johansena w obu przypadkach wskazała na występowanie trzech wektorów kointegrujących na poziomie istotności 5%. Jest to zgodne z przyjętą hipotezą o wymiarze przestrzeni kointegrującej.

Kolejnym etapem badań była identyfikacja tych wektorów. W celu określenia ich parametrów posłużono się procedurą Johansena, a ich oszacowania przedstawiono w tablicy 7. Wszystkie wektory są zbliżone do wektora teoretycznego $[1 \ -1 \ \theta_k]$.

Przedstawione badania potwierdzają postawione hipotezy badawcze o wymiarze przestrzeni kointegrującej oraz postaci wektorów ją opisujących. Przeprowadzona procedura Johansena sugeruje, że występuje długookresowa zależność między badanymi stopami procentowymi.

Tablica 7. Oszacowania wektorów rozpinających przestrzeń kointegrującą dla poszczególnych par stóp procentowych

Stopy procentowe WIBOR	Opóźnienie	Wektor kointegrujący znormalizowany
(6M,3M)	2	(1 -1,0052 -0,076) (0,0210) (0,1127)
(9M,3M)	2	(1 -0,9870 -0,2507) (0,034) (0,1846)
(12M,3M)	2	(1 -0,9746 -0,3823) (0,044) (0,2380)
(9M,6M)	2	(1 -0,9967 -0,0919) (0,0155) (0,08470)
(12M,6M)	2	(1 -0,9903 -,1909) (0,0269) (0,1462)
(12M,9M)	2	(1 -1,0056 -0,0304) (0,01225) (0,0672)

W nawiasach podano wartości statystyk t-Studenta

Źródło: Opracowanie własne.

W następnym kroku oszacowano model VAR dla układów $[S^{(n,m)} \Delta R_t^{(m)}]$ i na jego podstawie badano przyczynowość w sensie Grangera. Przyczynowość w sensie Grangera jest rozumiana jako odpowiedź na pytanie: czy spread między stopą procentową o dłuższym i krótszym terminie zapadalności jest przyczyną dla zmiany stóp zwrotu dla depozytów o krótszym terminie zapadalności? W tablicy 8 przedstawiono wyniki tych analiz.

Tablica 8. Przyczynowość w sensie Grangera dla modelu VAR $[S^{(n,m)} \Delta R_t^{(m)}]$

spread $S^{(n,m)}$	Opóź- nienie	przyczynowość		Ljung-Box		R^2	
		$S \rightarrow \Delta R$	$\Delta R \rightarrow S$	Rów- nanie S	Rów- nanie ΔR	ΔR równa- nie	S równa- nie
S(6,3)	2	<0,01	<0,01	0,7953 pv=0,67	5,056 pv=0,07	0,06	0,98
S(9,3)	2	<0,01	<0,01	0,3522 pv=0,83	0,4295 pv=0,80	0,05	0,99
S(12,3)	2	<0,01	<0,01	0,5290 pv=0,76	0,4371 pv=0,80	0,05	0,99

spread $S^{(n,m)}$	Opóźnie- nienie	przyczynowość		Ljung-Box		R^2	
		$S \rightarrow \Delta R$	$\Delta R \rightarrow S$	Rów- nanie S	Rów- nanie ΔR	ΔR równa- nie	S równa- nie
S(9,6)	2	<0,01	<0,01	23,275 pv=0	0,604 pv=0,73	0,07	0,97
S(12,6)	2	<0,01	<0,01	4,137 pv=0,12	0,7810 pv=0,67	0,07	0,98
S(12,9)	2	<0,01	<0,01	27,88 pv=0	0,867 pv=0,64	0,06	0,97

Źródło: Opracowanie własne.

W każdym z badanych przypadków otrzymano wyniki wskazujące, że spread jest przyczyną w sensie Grangera dla zmiany stopy zwrotu o krótszym terminie zapadalności. Przeprowadzone analizy przyczynowości w sensie Grangera sugerują, że występuje istotna zależność przyczynowa zmian stóp zwrotu dla depozytów międzybankowych od spreadów stóp procentowych o krótszym i dłuższym terminie zapadalności.

Zakończenie

Przedstawione wyniki badań empirycznych nad zależnościami, jakie zachodziły między szeregami czasowymi referencyjnych stóp WIBOR dla depozytów międzybankowych w okresie badawczym sugerują, że do opisu ich struktury terminowej może być przydatna hipoteza oczekiwania. Zgodnie z przyjętą hipotezą badawczą stwierdzono, że przestrzeń kointegrująca jest rozpięta na trzech wektorach. Wymiar przestrzeni kointegrującej wskazuje, że zbiór stóp procentowych posiada wspólny wzorzec stochastyczny [Stock, Watson 1988], który będzie „siłą napędową” określającą ścieżkę przyszłych stóp procentowych, a którą można przenieść na długi horyzont czasowy. Postać wektorów kointegrujących jest zbliżona do wektora teoretycznego. Za zachowaniem stóp procentowych zgodnie z hipotezą oczekiwania przemawia fakt, że w każdym z badanych przypadków spread stóp procentowych okazał się przyczyną w sensie Grangera dla zmiany stopy zwrotu o krótszym terminie zapadalności. Uzyskane rezultaty empiryczne są zgodne z wynikami analiz zaprezentowanymi przez Miłobędzkiego i Blangiewicz [2009], który otrzymali, że spread stóp procentowych jest przyczy-

ną w sensie Grangera dla zmiany stopy zwrotu z depozytów o krótszej zapadalności dla wszystkich terminów zapadalności.

Nie wszystkie badania prowadzone nad strukturą terminową wspierają hipotezę oczekiwań. Ziarko-Siwek i Kamiński [2003] przeprowadzili badania na polskim rynku, a otrzymane analizy nie pozwoliły na przewidywanie kierunku zmian stopy procentowej na podstawie teorii oczekiwań. Wpływ na to, czy teoria oczekiwań może być przydatna do opisu kształtowania się stóp procentowych ma wiele czynników. Wśród nich można wymienić m.in. okres badawczy, wykorzystaną do analiz metodę badawczą, a także płynność i efektywność rynków finansowych, rodzaj realizowanej strategii polityki pieniężnej. Znajomość mechanizmów zachodzących na rynku stóp procentowych pozwala na podejmowanie efektywnych decyzji dotyczących inwestowania. Dostarcza także cennych informacji dla uczestników rynku instrumentów dłużnych, władz monetarnych oraz tych, którzy są zainteresowani prognozowaniem stopy procentowej, inflacji i koniunktury gospodarczej. Badania empiryczne nad strukturą terminową stóp procentowych stanowią uzupełnienie wiedzy na temat zachodzących mechanizmów na rynkach finansowych.

Literatura

1. Campbell J. Y., Shiller R. J. (1991), *Yield Spread and Interest rates movements: A Bird's Eye View*, „Review of Economic Studies”, Vol. 58.
2. Cuthbertson K. (1996), *The Expectations Hypothesis of the Term Structure: The UK Interbank Market*, „Economic Journal”, Vol. 106, No. 436.
3. Cuthbertson K., Bredin D. (2001), *Risk Premia and Long Rates in Ireland*, „Journal of Forecasting”, Vol. 20, No. 6.
4. Fabozzi F. J. (2000): *Rynki obligacji. Analiza i strategie*. Wydawnictwo Finansowe WIG-PRESS, Warszawa.
5. Johansen S. (1988), *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*, „Journal of Economic Dynamics and Control”, Vol. 12. No. 2.
6. Konstantinou P. T. (2005), *The Expectation Hypothesis of the Term Structure: A Look at the Polish Interbank Market*, „Emerging Markets Finance and Trade”, Vol. 41.
7. Miłobędzki P., Blangiewicz M. (2009), *The Rational expectations Hypothesis of the Term Structure at the Polish Interbank Market*, „Przegląd Statystyczny”, nr 1.
8. Raport o inflacji 2003, NBP.
9. Raport o inflacji 2005, NBP.

10. Stock J., Watson M. (1988), *Testing for Common Trends*, „Journal of the American Statistical Association”, Vol. 83, No. 404.
11. Ziarko-Siwek U., Kamiński M. (2003), *Empiryczna weryfikacja teorii oczekiwań terminowej struktury stóp procentowych w Polsce*, „Materiały i Studia”, nr 159.

Streszczenie

W artykule przedstawiono wyniki badań empirycznych poświęconych weryfikacji hipotezy oczekiwań struktury terminowej stóp procentowych na rynku depozytów międzybankowych w Polsce. Badania oparto na dwuwymiarowym modelu VAR, którego poszczególne równania odzwierciedlają spread stóp procentowych oraz zmianę stopy zwrotu dla depozytów o krótszej zapadalności. Jako materiał badawczy wykorzystano szeregi czasowe stóp referencyjnych WIBOR dla depozytów o zapadalności 3, 6, 9 i 12 miesięcy z okresu styczeń 2003–grudzień 2009 udostępnionych przez Thomson Reuters. Uzyskane wyniki wskazują, że spread stóp procentowych jest przyczyną w sensie Grangera dla przyszłych zmian stóp zwrotu depozytów o krótszym terminie zapadalności we wszystkich przypadkach. Wyniki analiz sugerują, że stopy procentowe w okresie badawczym zachowywały się zgodnie z hipotezą oczekiwań.

Słowa kluczowe

struktura terminowa stóp procentowych, hipoteza oczekiwań, polski rynek depozytów międzybankowych

The Term Structure of Interest Rates in The Polish Interbank Market (Summary)

The article presents the results of empirical research devoted to verify the expectation hypothesis of the term structure of interest rates on the Polish Interbank Market. The study was based on two-variable VAR models including the yield spread and the change in the short-term interest rates. Time series of WIBORs of 3, 6, 9 and 12 months maturities from the period of 01.2003–12.2009 and provided by Thomson Reuters were used as the research data. The results show that the yield spread is Granger-causality for future changes short-term interest rates in all cases. The results of the analysis suggest that interest rates in the study period behave according to the expectation hypothesis.

Keywords

term structure of interest rates, expectations hypothesis, Polish interbank market