

Maria Blangiewicz, Paweł Miłobędzki

Uniwersytet Gdański

**WYKORZYSTANIE SPREDU DOSKONALE
PROGNOZOWANEGO DO WERYFIKACJI HIPOTEZY
OCZEKIWAŃ STRUKTURY CZASOWEJ STÓP
PROCENTOWYCH NA RYNKU DEPOZYTÓW
MIĘDZYBANKOWYCH W POLSCE***

1. Wstęp

Niniejsza praca poświęcona jest weryfikacji jednej z centralnych hipotez teorii finansów – hipotezy oczekiwania struktury czasowej stóp procentowych, która tłumaczy kształtowanie się stóp procentowych na rynku finansowym¹. Hipotezę tę formułujemy na podstawie tzw. spreadu doskonale prognozowanego (*perfect foresight spread*), czyli różnicy pomiędzy stopami procentowymi dla depozytów o dłuższej i krótszej zapadalności w sytuacji, w której uczestnicy rynku w sposób doskonały odgadują przyszłe stopy zwrotu, i poddajemy ją weryfikacji, używając tygodniowych szeregów czasowych stóp WIBOR (*warsaw interbank offer rate*) o zapadalnościach od jednego tygodnia do jednego roku z okresu styczeń 1999-kwiecień 2006, uzyskanych z portali internetowych money.pl i hoga.pl². Stosowne obliczenia wykonaliśmy, posługując się pakietem Stata/SE 9.1 for Windows.

Z przeprowadzanych analiz wynikają dwa zasadnicze wnioski: brak podstaw do odrzucenia hipotezy oczekiwania dla par stóp WIBOR z krótszego końca krzywej terminowej oraz do jej odrzucenia – dla par z dłuższego końca tej krzywej.

* Praca naukowa finansowana ze środków budżetowych na naukę w latach 2006-2008 w ramach projektu badawczego N111 007 31/0804 „Struktura terminowa stóp procentowych na rynku depozytów międzybankowych w Polsce”.

¹ Hipotezę oczekiwania wywodzi się z prac Fishera [9] i Lutza [19].

² Łącznie dysponowaliśmy 380 obserwacjami dla każdego dnia tygodnia w odniesieniu do stóp dla depozytów o zapadalnościach 1, 4, 13, 26 tygodni oraz 273 obserwacjami dotyczącymi stóp dla depozytów o zapadalnościach 39 i 52 tygodnie.

W drugim punkcie tekstu formułujemy hipotezę oczekiwań struktury czasowej stóp procentowych, przedstawiamy sposób jej dowodzenia na podstawie spreadu doskonale prognozowanego oraz dostępnych w literaturze przedmiotu wyników badań empirycznych przeprowadzonych dla najważniejszych rynków rozwiniętych i rynku polskiego. W punkcie trzecim omówiono wyniki przeprowadzonego przez autorów testowania hipotezy oczekiwań dla rynku depozytów międzybankowych w Polsce. Całość kończą syntetyczne wnioski.

2. Spread doskonale prognozowany i jego wykorzystanie do weryfikacji hipotezy oczekiwań

Hipoteza oczekiwań struktury czasowej stóp procentowych głosi, że natychmiastowa stopa zwrotu z inwestycji w n -okresową obligację w okresie t , $R_t^{(n)}$ jest równa średniej ważonej z bieżącej i oczekiwanych przyszłych stóp zwrotu z inwestycji w jej m -okresową odpowiedniczkę z okresów od $t+1$ do $t+n-m$ włącznie, $R_t^{(m)}$ oraz premii za podjęcie ryzyka $\theta(n, m)$, i kształtuje się zgodnie z relacją (zob. np. [3])

$$R_t^{(n)} = \frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} E_t R_{t+im}^{(m)} + \theta(n, m), \quad (1)$$

gdzie: E_t – operator oczekiwań formułowanych na podstawie wiedzy z okresu t , $m < n$ oraz $k = (n/m) \in C_+$.

Równanie (1) uzyskuje się, przyjmując, iż oczekiwane natychmiastowe stopy zwrotu z obligacji dla wszystkich terminów zapadalności są sobie równe z dokładnością do stałej lub jako liniową aproksymację nieliniowych teorii oczekiwań struktury czasowej. Odjęcie od obu stron równania (1) stopy zwrotu $R_t^{(m)}$ prowadzi po przekształceniach do

$$R_t^{(n)} - R_t^{(m)} - \theta(n, m) = E_t \sum_{i=0}^{k-1} \left(1 - \frac{i}{k}\right) \Delta^m R_{t+im}^{(m)} = E_t PFS_t^{(n, m)}, \quad (2)$$

gdzie $\Delta^m R_t^{(m)} = R_{t+m}^{(m)} - R_t^{(m)}$.

Wyrażenie $PFS_t^{(n, m)}$ nazywane jest spreadem doskonale prognozowanym, czyli takim, który wynika z modelu w sytuacji, w jakiej uczestnicy rynku w sposób doskonały odgadują przyszłe stopy zwrotu.

Z równania (2) wyprowadza się wniosek, że spread pomiędzy natychmiastowymi stopami zwrotu z inwestycji w n - i m -okresową obligację w okresie t , $S_t^{(n, m)} = R_t^{(n)} - R_t^{(m)}$ odzwierciedla oczekiwane zmiany przyszłych stóp zwrotu z obligacji o krótszej zapadalności. Zwiększenie (zmniejszenie) spreadu sygnalizuje wzrost (spadek) tych stóp.

Tę właściwość weryfikuje się za pomocą regresji

$$PFS_t^{(n,m)} = \alpha + \beta S_t^{(n,m)} + \varepsilon_{t+n-m}, \quad (3)$$

w której, jeśli hipoteza oczekiwań jest prawdziwa, to $\beta = 1$ ³. Jeśli dodatkowo przypuszczenia odnośnie do przyszłych stóp zwrotu formułuje się na gruncie racjonalnych oczekiwań, to składniki losowe ε_{t+n-m} są nieskorelowane ze spreadem $S_t^{(n,m)}$. Szacując równanie (3), należy jednak wziąć pod uwagę to, że dla $n-m$ i m większego od częstotliwości obserwacji składniki losowe ε_{t+n-m} są procesami stochastycznymi typu średniej ruchomej rzędu $n-m-1$. Błędy standardowe szacunku estymatorów parametrów strukturalnych wyznacza się, używając procedury Newey-Westa lub Hansena-Hodricka (zob. [22; 11]).

Zależności wynikające z równania (3) testowano przede wszystkim na danych amerykańskich, uzyskując niejednoznaczne wyniki: oceny współczynników β dodatnie, lecz znacznie mniejsze od jedności dla par z krótszego końca krzywej terminowej oraz zbliżone do jedności dla par z dłuższego jej końca (zob. np.: [24; 12; 8; 23; 1; 4]). Interpretowano je jako dowód występowania na rynku obligacji w USA premii za ryzyko zmieniającej się w czasie⁴.

Wyniki uzyskane dla innych rynków rozwiniętych w zasadzie nie odbiegały znacznie od amerykańskich (zob. np.: [21; 12; 7; 10; 14]), z wyjątkiem przedstawionych przez Boero i Torricello [2], które stwierdziły dużą zgodność niemieckiej struktury z postulowaną przez hipotezę oczekiwań oraz Cuthbertsona [5], który potwierdził przydatność tej hipotezy w prognozowaniu krótkich stóp na brytyjskim rynku międzybankowym.

Próby weryfikacji przedstawionej zależności na rynku polskim były, jak dotąd, incydentalne. Ziarko-Siwek i Kamiński [26] oszacowali równanie (3), używając spreadów pomiędzy natychmiastowymi stopami zwrotu ze skonstruowanych przez siebie obligacji zerokuponowych o terminach zapadalności 1 miesiąca i 1 roku, a Konstantinou [15] – wykorzystującienne spredy pomiędzy stopami WIBOR notowanymi na rynku depozytów międzybankowych w latach 1995-2003 (dla de-

³ W sytuacji, w której w równaniu (3) $\alpha = 0$ ($\alpha < 0$) podstawą konstrukcji modelu zależności pomiędzy odpowiednimi stopami zwrotu jest hipoteza oczekiwań w wersji czystej (*pure expectations hypothesis* – PEH) (ze stałą premią za ryzyko). Sytuację, w której $\alpha < 0$, można również traktować jako obrazującą występowanie kosztów transakcyjnych na rynku stosownej obligacji.

⁴ W sytuacji, w której premia ta jest skorelowana ze spreadem, estymator MNK parametru β jest niezgodny (równania szacuje się wówczas metodą zmiennych instrumentalnych). Ocena tego parametru zbliża się natomiast do jego prawdziwej wartości wtedy, gdy wariancja $E_t R_{t+1}^n$ zwiększa się, stąd też oszacowania modelu (3) mogą nie dostarczać argumentów na rzecz prawdziwości hipotezy oczekiwań w okresach, w których władze monetarne prowadzą politykę bezpośrednio nakierowaną na ograniczenie inflacji, skutkującą spadkiem oczekiwań inflacyjnych. Stabilizacja stóp z krótkiego końca krzywej dochodowości skutkuje również tym, że zaczynają się one zachowywać zgodnie z modelem błędzenia przypadkowego. Wówczas ich spredy tracą swoje właściwości prognostyczne (zob. np.: [20; 7; 13]).

pozytów o zapadalnościach od 1 tygodnia do 6 miesięcy). Uzyskane przez nich oceny współczynników β okazały się dużo większe od jedności dla par z dłuższego końca krzywej terminowej i równe jedności dla par z krótszego końca tej krzywej. Najobszerniejsze w tym zakresie badanie przeprowadził Świętoń [25], który analizował zachowanie krótkich i długich stóp zwrotu z papierów skarbowych o zapadalnościach od 3 miesięcy do 5 lat na podstawie danych pochodzących z rynku wtórnego z lat 1998-2001, niemniej i jego oszacowania współczynników β w równaniu (3) w większości przypadków okazały się być dużo większe od jedności⁵.

3. Weryfikacja hipotezy oczekiwań na rynku depozytów międzybankowych w Polsce

Z względu na to, że stopy WIBOR dla depozytów o rozpatrywanych przez nas terminach zapadalności okazały się zmiennymi zintegrowanymi w stopniu pierwszym (z wyjątkiem stacjonarnych stóp o zapadalnościach 39 i 52 tygodnie) badanie empiryczne rozpoczęliśmy od określenia stopnia zintegrowania spreadów pomiędzy parami tych stóp oraz ich odpowiedników doskonale prognozowanych. W większości przypadków zastosowane przez nas testy diagnostyczne wskazały na ich stacjonarność⁶. Następnie dla każdej z analizowanych par dla wszystkich dni tygodnia oszacowaliśmy równanie (3) oraz zweryfikowaliśmy hipotezy odnośnie do istotności indywidualnej i łącznej parametrów w nim występujących⁷. Rezultaty obu procedur zestawiliśmy w tab. 1 i 2.

Dane zestawione w tych tabelach pozwoliły nam na wyciągnięcie następujących wniosków:

(a) o braku podstaw do odrzucenia hipotezy oczekiwań struktury czasowej stóp procentowych na podstawie spreadu doskonale prognozowanego dla stóp z krótszego końca krzywej terminowej tworzących spready $S_t^{4,1}$, $S_t^{13,1}$, $S_t^{26,1}$, $S_t^{39,1}$, $S_t^{52,1}$ dla wszystkich dni tygodnia (oprócz $S_t^{26,1}$ dla wtorku), oraz dla stóp tworzących spread $S_t^{52,4}$ dla śród i czwartków (zob. tab. 2, $H_0: \beta = 1$);

⁵ Wiarygodność powyższych rezultatów, poza uzyskanymi przez Konstantinou [15], trudno ocenić ze względu na brak w sprawozdaniach z badań uzasadnienia wyboru metody estymacji oraz statystycznych dowodów poprawności specyfikacji.

⁶ Wyniki procedur testujących Leybourne'a, KPSS oraz Phillipsa-Perrona autorzy udostępnia na życzenie zainteresowanych czytelników.

⁷ Parametry strukturalne równania (3) zostały oszacowane metodą największej wiarygodności, z wykorzystaniem filtru Kalmana, za pomocą komendy ARIMA pakietu STATA, z opcją pozwalającą na otrzymanie macierzy wariancji i kowariancji estymatorów parametrów strukturalnych uwzględniającej niesferyczność składnika losowego.

Tabela 1. Oceny parametrów α i β w regresji (3) w kolejnych dniach tygodnia (w nawiasach pod ocenami – błędy standardowe szacunku)

Spređ	Parametr									
	α					β				
	dzieñ tygodnia									
<i>n, m</i>	pn.	wt.	śr.	czw.	pt.	pn.	wt.	śr.	czw.	pt.
4,1	-0.01 (0.03)	0,01 (0.03)	0,01 (0.03)	-0.02 (0.03)	-0.02 (0.03)	0,97 ^A (0.09)	1,03 ^A (0.09)	0,97 ^A (0.08)	1,08 ^A (0.16)	0,92 ^A (0.11)
13,1	-0.13 ^B (0.07)	-0.11 (0.07)	-0.09 (0.07)	-0.13 ^B (0.07)	-0.14 ^B (0.07)	1,02 ^A (0.05)	1,05 ^A (0.03)	1,05 ^A (0.04)	1,08 ^A (0.05)	1,04 ^A (0.07)
26.1	-0.22 ^B (0.13)	-0.20 ^B (0.13)	-0.15 (0.13)	-0.20 (0.14)	-0.20 ^B (0.12)	0,99 ^A (0.03)	0,95 ^A (0.01)	1,04 ^A (0.03)	1,04 ^A (0.04)	1,00 ^A (0.04)
39,1	-0.58 ^A (0.25)	-0.57 ^A (0.22)	-0.52 ^A (0.24)	-0.58 ^A (0.20)	-0.52 ^A (0.24)	0,97 ^A (0.03)	0,95 ^A (0.03)	0,96 ^A (0.06)	1,00 ^A (0.06)	0,96 ^A (0.06)
52.1	-0.94 ^A (0.27)	-0.92 ^A (0.28)	-0.86 ^A (0.27)	-0.92 ^A (0.29)	-0.91 ^A (0.27)	0,99 ^A (0.02)	0,96 ^A (0.02)	0,97 ^A (0.02)	0,96 ^A (0.05)	0,95 ^A (0.06)
52,4	-1.07 ^A (0.32)	-0.01 (0.32)	-0.95 ^A (0.30)	-1.04 ^A (0.31)	-1.04 ^A (0.32)	0,83 ^A (0.06)	0,83 ^A (0.05)	0,91 ^A (0.06)	0,84 ^A (0.10)	0,76 ^A (0.06)
26,13	-0.18 ^A (0.09)	-0.17 ^B (0.09)	-0.17 ^B (0.09)	-0.17 ^B (0.09)	-0.17 ^B (0.09)	0,18 ^A (0.04)	0,24 (0.25)	0,23 ^A (0.07)	0,21 ^A (0.05)	0,23 ^A (0.07)
39,13	-0.57 ^A (0.16)	-0.62 ^A (0.16)	-0.58 ^A (0.15)	-0.62 ^A (0.16)	-0.62 ^A (0.17)	0,58 ^A (0.08)	0,39 ^A (0.05)	0,54 ^A (0.08)	0,40 ^A (0.07)	0,39 ^A (0.07)
52,13	-0.91 ^A (0.32)	0,91 ^A (0.34)	-0.83 ^A (0.40)	-0.97 ^A (0.35)	-0.91 ^A (0.30)	0,58 ^A (0.07)	0,43 ^A (0.08)	0,67 ^A (0.23)	0,31 ^A (0.11)	0,50 ^A (0.07)
52,26	-0.62 ^A (0.17)	-0.63 ^A (0.17)	-0.44 ^A (0.12)	-0.61 ^A (0.16)	-0.60 ^A (0.16)	0,34 ^A (0.07)	0,16 (0.12)	1,68 ^A (0.23)	0,26 ^A (0.08)	0,38 ^A (0.08)

^{A(B)} Istotność na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ (0,1).

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2. Wyniki testowania restrykcji nałożonych na parametry α i β w regresji (3) w kolejnych dniach tygodnia

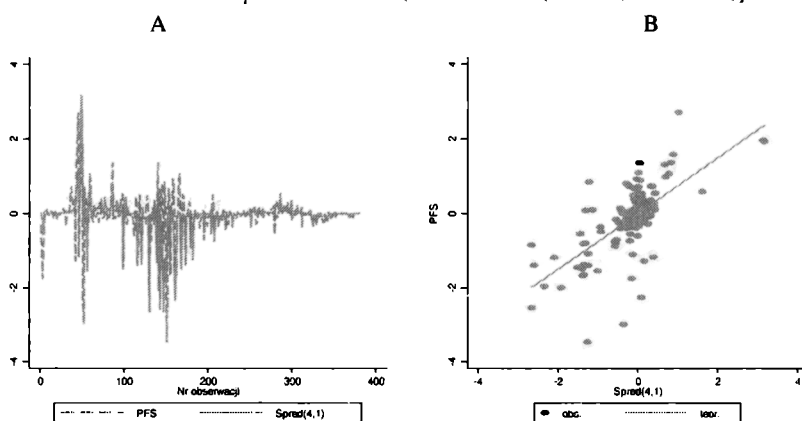
Spređ	Hipoteza														
	$H_0: \alpha = 0$					$H_0: \beta = 1$					$H_0: \alpha = 0, \beta = 1$				
	dzieñ tygodnia														
n, m	pn.	wt.	śr.	czw.	pt.	pn.	wt.	śr.	czw.	pt.	pn.	wt.	śr.	czw.	pt.
4,1	0,16	0,03	0,11	0,31	0,57	0,08	0,12	0,12	0,24	0,44	0,33	0,18	0,24	0,46	1,63
13,1	3,70	2,38	1,76	3,78	4,14	0,22	1,82	1,17	1,96	0,29	4,60	5,22	2,95	5,87	4,47
26,1	2,59	2,18	1,34	2,09	2,83	0,22	51,5	2,17	0,89	0,00	2,59	55,1	3,76	3,66	2,98
39,1	5,80	6,84	4,85	8,74	4,85	0,67	3,19	0,43	0,00	0,43	6,28	8,21	4,87	11,0	4,87
52,1	11,9	10,7	9,96	10,2	11,4	0,35	3,27	2,32	0,59	0,62	12,2	11,6	10,8	10,2	11,8
52,4	10,9	9,69	10,1	11,0	10,4	7,20	11,8	2,06	2,91	15,5	20,0	16,8	11,2	12,7	20,2
26,13	3,85	3,53	3,47	3,50	3,45	3,54	9,07	130	270	109	389	11,4	136	272	114
39,13	13,5	14,3	15,6	15,8	13,7	32,1	137	32,5	69,2	67,3	45,2	146	58,7	78,8	75,1
52,13	8,01	7,34	6,82	7,63	9,16	35,6	57,4	2,05	41,7	55,4	40,9	59,8	8,63	41,7	61,0
52,26	14,2	14,6	14,1	15,0	14,4	96,1	47,4	97,3	77,5	68,8	113	60,4	112	87,9	75,9

Statystyka testowa o rozkładzie $\chi^2(k)$, gdzie k – liczba szacowanych restrykcji; wartości krytyczne na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ równe odpowiednio $\chi^2_{0,05}(1) = 3,84$ i $\chi^2_{0,05}(2) = 5,99$.

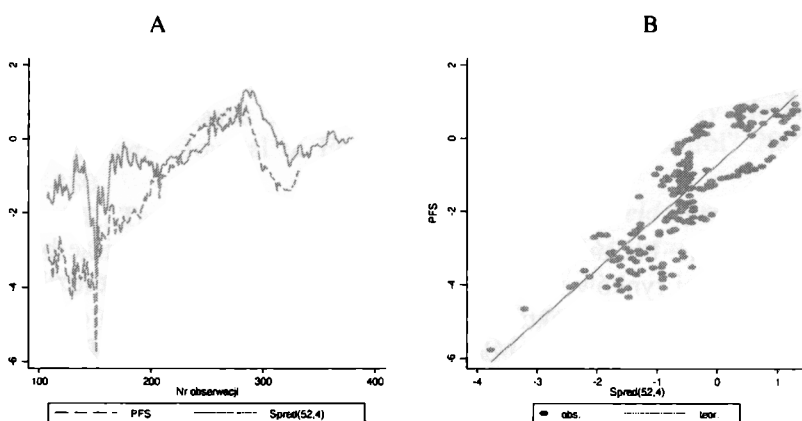
Źródło: obliczenia własne.

(b) o braku podstaw do odrzucenia hipotezy oczekiwań struktury czasowej stóp procentowych w wersji czystej (PEH) na podstawie spreadu doskonale prognozowanego dla stóp z krótszego końca krzywej terminowej tworzących spready $S_t^{4,1}$, $S_t^{13,1}$, $S_t^{26,1}$ dla wszystkich dni tygodnia (oprócz $S_t^{26,1}$ dla wtorku) oraz dla stóp tworzących spread $S_t^{39,1}$ dla śród i piątków (zob. tab. 2, hipoteza łączna $H_0 : \alpha = 0, \beta = 1$);

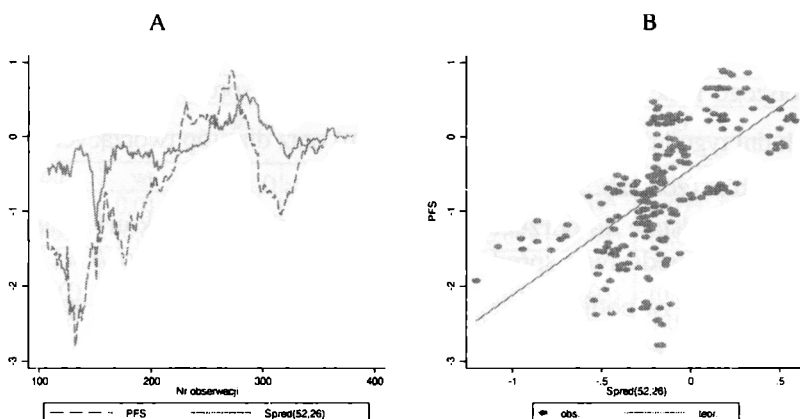
(c) o braku podstaw do odrzucenia hipotezy oczekiwań struktury czasowej stóp procentowych na podstawie spreadu doskonale prognozowanego ($\beta = 1$) przy występowaniu premii za podjęcie ryzyka ($\alpha < 0$) dla stóp tworzących spready: $S_t^{39,1}$ i $S_t^{52,1}$ dla poniedziałków, wtorków i czwartków, $S_t^{52,1}$ dla śród i piątków, spread $S_t^{52,4}$ dla śród i czwartków oraz $S_t^{52,13}$ dla śród (zob. tab. 1 ($\alpha < 0$) i tab. 2 ($\beta = 1$));



Rys. 1. Spread doskonale prognozowany i zaobserwowany dla stóp WIBOR 4 t i 1 t
Źródło: opracowanie własne.



Rys. 2. Spread doskonale prognozowany i zaobserwowany dla stóp WIBOR 52 t i 4 t
Źródło: opracowanie własne.



Rys. 3. Spread doskonale prognozowany i zaobserwowany dla stóp WIBOR 52 t i 26 t
Źródło: opracowanie własne.

(d) o odrzuceniu hipotezy oczekiwań struktury czasowej stóp procentowych na podstawie spreadu doskonale prognozowanego dla stóp z dłuższego końca krzywej terminowej (stóp tworzących spread $S_t^{52,4}$ dla poniedziałków, wtorków i piątków, spread $S_t^{26,13}$ dla wtorków, śród, czwartków i piątków, oraz spready $S_t^{39,13}$, $S_t^{52,13}$, $S_t^{52,26}$ dla wszystkich dni tygodnia poza $S_t^{52,13}$ dla śród); oszacowania współczynników β okazały się dla wszystkich dni tygodnia istotnie różne od jedności.

Rysunki 1-3 ilustrują niektóre z przypadków ujęte w powyższych wnioskach dla spreadów doskonale prognozowanych i spreadów bieżących dla par stóp WIBOR o zapadalnościach 4 tygodnie i 1 tydzień (wniosek (b)), 52 i 4 tygodnie (wniosek (c)) oraz 52 i 26 tygodni (wniosek (d)), dla wybranego dnia tygodnia – środy. W części A rysunków znajdują się wykresy szeregów czasowych odpowiednich spreadów zaobserwowanych i doskonale prognozowanych, w części B zaś – wykresy rozrzutu punktów.

4. Zakończenie

Przeprowadzone badanie empiryczne – podobnie jak wcześniejsze badania dotyczące większości rynków rozwiniętych – tylko częściowo potwierdziło przydatność hipotezy oczekiwań struktury czasowej stóp procentowych do opisu kształtowania się stóp WIBOR na rynku depozytów międzybankowych w Polsce. Współczynniki β w regresji (3) okazały się dodatnie i zbliżone do jedności dla par depozytów z krótszego końca krzywej terminowej, co oznacza, że w przypadku tych par rzeczywisty spread jest nieobciążonym predyktorem przyszłych zmian stopy dla depozytów o krótszej zapadalności. W niemal wszystkich analizowanych przypad-

kach parametr β istotnie różni się od zera i jest dodatni. Wynika z tego, że spread wykazuje moc predykcyjną w przewidywaniu przyszłych zmian „krótkiej” stopy procentowej i zawiera informacje na temat kształtowania się stóp procentowych w przyszłości.

Wyraz wolny równania (3), z wyjątkiem dwóch przypadków (para depozytów o zapadalnościach 1 tygodnia i 4 tygodni, estymacja na podstawie próby pochodzącej z wtorków i śród), charakteryzuje się oczekiwanym (ujemnym) znakiem, jednakże tylko w przypadku par depozytów o zapadalnościach 1 tygodnia i 4 tygodni dla wszystkich dni tygodnia, oraz par o zapadalnościach 1 tygodnia i 13 tygodni oraz 1 tygodnia i 26 tygodni (dla śród) jest on statystycznie nieistotny. Potwierdzenie hipotezy oczekiwań w wersji czystej, głoszącej niewystępowanie premii za ryzyko oraz nieobciążoność spreadu jako predyktora stopy dla depozytów o krótszych zapadalnościach, uzyskujemy dla par depozytów o zapadalnościach 1 tygodnia i 4 tygodni, 1 tygodnia i 13 tygodni oraz 1 tygodnia i 26 tygodni dla wszystkich badanych dni tygodnia oraz pary o zapadalnościach 1 tygodnia i 39 tygodni – dla śród i piątków.

Literatura

- [1] Backus D., Foresi S., Mozumdar A., Wu L., *Predictable Changes in Yields and Forward Rates*, „Journal of Financial Economics” 2001, t. 59, s. 279-304.
- [2] Boero G., Torricelli C., *The Information in the Term Structure of German Interest Rates*, „European Journal of Finance” 2002, t. 8, s. 21-45.
- [3] Campbell J.Y., Shiller R.J., *Yield Spreads and Interest Rates Movements: A Bird's Eye View*, „Review of Economic Studies” 1991, t. 58, s. 495-514.
- [4] Christiansen C., *Testing the Expectations Hypothesis Using Long-maturity Forward Rates*, „Economics Letters” 2003, t. 78, s. 175-180.
- [5] Cuthbertson K., *The Expectations Hypothesis of the Term Structure: The UK Interbank Market*, „Economic Journal” 1996, t. 106, s. 578-592.
- [6] Cuthbertson K., Hayes S., Nitzsche D., *Are German Money Market Rates Well Behaved?* „Journal of Economic Dynamics and Control” 2000, t. 34, s. 347-380.
- [7] Engsted T., Tanggaard C., *The Predictive Power of Yield Spreads for Future Interest Rates: Evidence from the Danish Term Structure*, „Scandinavian Journal of Economics” 1995, t. 97, s. 145-159.
- [8] Evans M.D., Lewis K.K., *Do Stationary Risk Premia Explain It All? – Evidence from the Term Structure*, „Journal of Monetary Economics” 1994, t. 33, s. 285-318.
- [9] Fisher I., *The Theory of Interest*, MacMillan, London 1930.

- [10] Gerlach S., Smets F., *The Term Structure of Euro-Rates: Some Evidence in Support of the Expectations Hypothesis*, „Journal of International Money and Finance” 1997, t. 16, 285-303.
- [11] Hansen L.P., Hodrick R.J., *Forward Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates*, „Journal of Political Economy” 1980, t. 88, s. 829-853.
- [12] Hardouvelis G.A., *The Term Structure Spread and Future Changes in Long and Short Rates in the G7 Countries – Is There a Puzzle?* „Journal of Monetary Economics” 1994, t. 33, s. 255-283.
- [13] Hsu C., Kugler P., *The Revival of the Expectations Hypothesis of the US Term Structure of Interest Rates*, „Economics Letters” 1997, t. 55, s. 115-120.
- [14] Jondeau E., Ricart R., *The Expectations Hypothesis of the Term Sstructure: Tests on US, German, French, and UK Euro-Rates*, „Journal of International Money and Finance” 1999, t. 18, s. 725-750.
- [15] Konstantinou P.T., *The Expectations Hypothesis of the Term Structure. A Look at the Polish Interbank Market*, „Emerging Markets Finance and Trade” 2005, t. 41, s. 70-91.
- [16] Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P., Shin Y., *Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root*, „Journal of Econometrics” 1992, t. 54, s. 159-178.
- [17] Leybourne S.J., *Testing for Unit Root Using Forward and Reverse Dickey-Fuller Regressions*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” 1995, t. 57, s. 559-571.
- [18] Longstaff F.A., *The Term Structure of Very Short-Term Rates: New Evidence for the Expectations Hypothesis*, „Journal of Financial Economics” 2000, t. 58, s. 397-415.
- [19] Lutz F.A., *The Structure of Interest Rates*, „Quarterly Journal of Economics” 1940, t. 55, s. 36-63.
- [20] Mankiw N.G., Miron G., *The Changing Behaviour of the Term Structure of Interest Rates*, „Quarterly Journal of Economics” 1986, t. 101, s. 211-228.
- [21] Mills T.C., *The Term Structure of UK Interest Rates: Tests of the Expectations Hypothesis*, „Applied Economics” 1991, t. 23, s. 599-606.
- [22] Newey W.K., West K.D., *A Simple, Positive Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix*, „Econometrica” 1987, t. 55, s. 703-708.
- [23] Rudebush G.D., *Federal Reserve Interest Rate Targeting, Rational Expectations, and the Term Structure*, „Journal of Monetary Economics” 1995, t. 35, s. 245-274.
- [24] Shiller R.J., *The Term Structure of Interest Rates*, [w:] *Handbook of Monetary Economics*, red. B. Friedman, F. Hahn, North-Holland, Amsterdam 1990.
- [25] Świętoń M., *Terminowa struktura dochodowości skarbowych papierów wartościowych w Polsce w latach 1998-2001*, „Materiały i Studia” 2002 nr 150, NBP, Warszawa.

- [26] Ziarko-Siwek U., Kamiński M., *Empiryczna weryfikacja teorii oczekiwań terminowej struktury stóp procentowych w Polsce*, „Materiały i Studia” 2003 nr 159, NBP, Warszawa.

THE PERFECT FORESIGHT SPREAD REGRESSION IN TESTING THE EXPECTATIONS HYPOTHESIS OF THE TERM STRUCTURE OF INTEREST RATES IN THE POLISH INTERBANK MARKET

Summary

The paper is devoted to testing the expectations hypothesis of the term structure of interest rates in the Polish interbank market. When using weekly data over the period January 1999-April 2006, the null stating the slope equals unity in the regression of the perfect foresight spread on the actual spread is accepted for the shorter end of the term structure, and it is rejected for the longer end.