

Uniwersytet Gdański
Katedra Ekonometrii

Paweł Miłobędzki

STRUKTURA TERMINOWA STÓP PROCENTOWYCH NA RYNKU DEPOZYTÓW MIĘDZYBANKOWYCH W POLSCE. UWAGI O SYMETRII POWROTU STÓP DO ŚREDNIEJ[†]

Z a r y s t r e ś c i. Wyniki empiryczne badania nad strukturą terminową stóp procentowych na rynku międzybankowym w Polsce upoważniają do stwierdzenia, że stopy krótka i długa dla wszystkich rozważanych par stóp WIBOR zmieniały się w zasadzie zgodnie z przewidywaniami wynikającymi z hipotezy (teorii) oczekiwań struktury terminowej. Stopy te znajdowały się w długookresowej równowadze, a ich sprety wykazywały własności kointegrujące i prognostyczne. Spośród rozważanych stóp procentowych tylko 3-miesięczna stopa WIBOR odchyłała się asymetrycznie od relacji równowagi długookresowej ze stopą miesięczną.

S ł o w a k l u c z o w e: struktura terminowa stóp procentowych, hipoteza oczekiwań, asymetria dostosowania, model TVECM, polski rynek depozytów międzybankowych, stopy referencyjne WIBOR.

1. WSTĘP

Rynek depozytów międzybankowych jest miejscem, gdzie kształtują się krótko- i średnioterminowe ceny pieniądza w Polsce. Na rynku tym ustalane są stawki referencyjne WIBOR (*Warsaw Interbank Offered Rates*) dla depozytów złotych – stopy procentowe, po których banki-uczestnicy rynku w ramach obowiązujących dziennych limitów są skłonne udzielić innym bankom pożyczki na określony termin – od jednego dnia do 12 miesięcy¹. Stopy te stanowią

[†] Zmieniona wersja pracy przedstawionej na konferencji pt. „Metody matematyczne, ekonometryczne i informatyczne w finansach i ubezpieczeniach”, zorganizowanej przez Akademię Ekonomiczną w Katowicach w Ustroniu w dniach 19–20 listopada 2008 roku. Praca naukowa finansowana ze środków budżetowych na naukę w latach 2006–2008 w ramach projektu badawczego N111 007 31/0804 p.t. „Struktura terminowa stóp procentowych na rynku depozytów międzybankowych w Polsce”.

¹Zob. Regulamin (2004).

podstawę przy ustalaniu większości stóp procentowych dla kredytów o zmiennym oprocentowaniu, stosowanych przez banki detaliczne, a także punkt odniesienia przy rozliczaniu transakcji na rynku instrumentów pochodnych. Ich wysokość wpływa na rozmiary kredytu i popyt w gospodarce oraz na stopę inflacji.

Kształtowanie się struktury terminowej tłumaczy hipoteza (teoria) oczekiwań struktury terminowej stóp procentowych (*expectations hypothesis of the term structure*), której różne współczesne postacie wywodzi się z prac Fishera (1886, 1930) i Lutza (1940). Głosi ona, że głównym czynnikiem kształtującym bieżącą stopę zwrotu z instrumentu o dłuższej zapadalności (stopę długą) są racjonalne oczekiwania uczestników rynku odnośnie do przyszłych stóp zwrotu z instrumentu o krótszej zapadalności (stopy krótkiej). Jeśli jest prawdziwa, bieżące stopy długa i krótka wykazują wspólny wzorzec zmienności stochastycznej – są skointegrowane – a ich spread (*actual yield spread*) staje się dobrym predyktorem ich zmian w przyszłości².

Celem niniejszej pracy jest pokazanie, że stopy rynku międzybankowego znajdują się w długookresowej równowadze, zaś krótkookresowe od niej odchylenia są korygowane w sposób (a)symetryczny. Proces dostosowania stóp procentowych ma różny stopień intensywności, zależny od terminu zapadalności depozytów i znaku odchylenia od równowagi. Za przyczynę tego stanu rzeczy uważam odmienne zachowania uczestników rynku w okresach wzrostów i spadków stóp procentowych. W związku z powyższym za podstawę modelowania tej zależności przyjąłem wektorowy, dwuwymiarowy model korekty błędem (*vector error correction model*, VECM) ze składnikiem korekty zbudowanym w oparciu o zwykły progowy model autoregresyjny (*threshold autoregressive model*, model TAR), zaproponowany przez Tonga (1983) oraz rozwinęty przez Endersa i Grangera (1998) oraz Endersa i Siklosa (2001), w którym próg dostosowania można interpretować jako miarę premii płynności. Wniosekowanie o naturze zależności między stopami referencyjnymi WIBOR przeprowadziłem dla depozytów o zapadalnościach 1, 3, 6, 9 oraz 12 miesięcy na podstawie ich miesięcznych szeregów z okresu styczeń 1999-grudzień 2007 roku uzyskanych z Thomson Reuters³. Stosowne obliczenia wykonałem posługując się pakietami Gauss 9.0 oraz Stata SE 10.0.

Pozostała część pracy składa się z trzech oddzielnych części. W pierwszej formułuję hipotezę oczekiwań struktury terminowej stóp procentowych, przedstawiam sposób jej weryfikacji w oparciu o model VECM z asymetrycznym składnikiem korekty, zarysowuję strategię wyznaczania odpowiedzi impulso-

²Jego zwiększenie (zmniejszenie) – najogólniej rzecz ujmując – sygnalizuje wzrost (spadek) stopy długiej i krótkiej; zob. np. Campbell, Shiller (1991).

³Dysponowałem łącznie 108 obserwacjami na stopach WIBOR dla depozytów o zapadalności od 1 miesiąca (1M) do 6 miesięcy (6M) oraz 83 obserwacjami na stopach WIBOR dla depozytów o zapadalności 9 miesięcy (9M) i 1 roku (12M). Dane uzyskałem z serwisu Thomson Reuters na podstawie umowy o współpracy podpisanej przez Uniwersytet Gdański oraz firmę Thomson Reuters.

wych na szoki jednostkowe wprowadzane do jego równań oraz sposób badania jego własności prognostycznych. Część drugą zajmuje sprawozdanie wyników weryfikacji hipotezy oczekiwań na polskim rynku depozytów międzybankowych oraz badania krótkookresowej dynamiki stóp procentowych. Całość kończą syntetyczne wnioski.

2. HIPOTEZA OCZEKIWAŃ I SPOSÓB JEJ WERYFIKACJI W OPARCIU O MODEL VECM

Niech $P_t^{(n)}$ oznacza cenę n -okresowej obligacji dyskontowej o wartości nominalnej Pln 1 w chwili t . Oczekiwany, jednookresowy zwrot z tej obligacji jest – zgodnie z hipotezą oczekiwań – równy natychmiastowej stopie zwrotu z obligacji o zapadalności jednego okresu, $R_t^{(1)}$ (stopie krótkiej), powiększonej o premię płynności, $\theta_t^{(n)}$, tj. (zob. np. Tzavalis, Wickens, 1998; Cuthbertson, Nietzsche, 2003; Blangiewicz, Miłobędzki, 2009)

$$E_t h_{t+1}^{(n)} = E_t \left[\ln P_{t+1}^{(n-1)} - \ln P_t^{(n)} \right] = R_t^{(1)} + \theta_t^{(n)}, \quad (1)$$

gdzie E_t – operator warunkowej wartości oczekiwanej ze względu na zbiór informacji dostępnych inwestorom w chwili t . Jeśli należne odsetki naliczane są w sposób ciągły, wówczas $\ln P_t^{(n)} = -nR_t^{(n)}$, gdzie $R_t^{(n)}$ – natychmiastowa stopa zwrotu z obligacji o zapadalności n okresów (stopa długa), oraz

$$E_t \left[h_{t+1}^{(n)} \right] = E_t \left[nR_t^{(n)} - (n-1)R_{t+1}^{(n-1)} \right] = \frac{1}{n-1} \left[R_t^{(n)} - R_t^{(1)} \right] + \frac{1}{n-1} \theta_t^{(n)}. \quad (2)$$

Rozwiązując równanie (2) w przód otrzymamy

$$R_t^{(n)} = \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} E_t R_{t+i}^{(1)} + \Theta_t^{(n)}. \quad (3)$$

Natychmiastowa stopa długa jest zatem średnią arytmetyczną bieżącej oraz oczekiwanych, natychmiastowych stóp krótkich z okresu $[t, t+(n-1)]$, powiększoną o rolowaną w tym okresie premię płynności (*rolling over term premium*), $\Theta_t^{(n)} = (1/n) \sum_{i=0}^{n-1} E_t \theta_{t+i}^{(n)}$.

Odjęcie od równania (3) stronami natychmiastowej stopy krótkiej, $R_t^{(1)}$, prowadzi po przekształceniach do

$$S_t^{(n,1)} = E_t \sum_{i=1}^{n-1} \left(1 - \frac{i}{n} \right) \Delta R_{t+i}^{(1)} + \Theta_t^{(n)}. \quad (4)$$

Z zależności tej wynika, że bieżący spread stóp procentowych, $S_t^{(n,1)} = R_t^{(n)} - R_t^{(1)}$, winien być równy warunkowej ze względu na dostępny inwestorom zasób informacji w chwili t optymalnej prognozie zmian natychmiastowej stopy krótkiej, tzw. „spreadowi doskonale prognozowanemu” (*perfect foresight spread*), powiększonemu o rolowaną premię płynności. Jeśli więc oczekiwane, natychmiastowe przyszłe stopy krótkie są zmiennymi zintegrowanymi w stopniu pierwszym, a rolowana premia płynności jest stacjonarna, stacjonarny jest także bieżący spread stóp procentowych, a stopy długa i krótka – są skointegrowane. Wykazują wspólny wzorzec zmienności stochastycznej. W sytuacji, w której premia płynności jest stała w czasie ($\Theta_t^{(n)} = \Theta^{(n)}$), wektorem kointegrującym jest $[1, -1, -\Theta^{(n)}]'$. Jeśli dodatkowo odchylenia tych stóp od ich relacji równowagi długookresowej są asymetryczne, wówczas na mocy twierdzenia Grangera o reprezentacji (zob. Enders, Siklos, 2001) krótkookresowe zmiany natychmiastowej stopy długiej i krótkiej można odzwierciedlić za pomocą wektorowego, dwuwymiarowego modelu korekty błędem z asymetrycznym składnikiem korekty

$$\begin{aligned} \Delta R_t^{(i)} &= \mu_i + \rho_{i1} I_t^{(n)} [S_{t-1}^{(n,1)} - \Theta^{(n)}] + \rho_{i2} [1 - I_t^{(n)}] [S_{t-1}^{(n,1)} - \Theta^{(n)}] + \dots \\ &\dots + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{nj}^i \Delta R_{t-j}^{(n)} + \sum_{j=1}^{p-1} \beta_{1j}^i \Delta R_{t-j}^{(1)} + \xi_{it}, \end{aligned} \quad (5)$$

gdzie: $I_t^{(n)} = 1 \Leftrightarrow S_{t-1}^{(n,1)} \geq \Theta^{(n)}$, $I_t^{(n)} = 0 \Leftrightarrow S_{t-1}^{(n,1)} < \Theta^{(n)}$, $\mu_i, \alpha_{nj}^i, \beta_{1j}^i$ – parametry strukturalne, ρ_{ik} – współczynniki obrazujące rozmiary korekty odchylenia stopy długiej i krótkiej od ich relacji równowagi długookresowej ($i = n, 1; k = 1, 2$), ξ_{it} – składniki losowe. W sytuacji, w której $\rho_{i1} = \rho_{i2}$ korekta odchylenia przebiega symetrycznie.

W celu estymacji modelu (5), po potwierdzeniu stopnia integracji stopy długiej i krótkiej, zastosowałem dwustopniową procedurę Engle-Grangera (1987), zmodyfikowaną przez Endersa i Grangera (1998).

Najpierw metodą najmniejszych kwadratów (MNK) oszacowałem parametry relacji długookresowej w postaci

$$S_t^{(n,1)} = \Theta^{(n)} + \eta_t^{(n)}, \quad (6)$$

gdzie $\eta_t^{(n)}$ – składnik losowy. O (nie)stacjonarności spreadu $S_t^{(n,1)}$ rozstrzygałem w oparciu o równanie pomocnicze

$$\Delta \hat{\eta}_t^{(n)} = I_{t-1}^{(n)} \rho_1^{(n)} \hat{\eta}_{t-1}^{(n)} + [1 - I_{t-1}^{(n)}] \rho_2^{(n)} \hat{\eta}_{t-1}^{(n)} + v_t^{(n)}, \quad (7)$$

gdzie: $\hat{\eta}_t^{(n)}$ – reszty z regresji (6), $v_t^{(n)}$ – składnik losowy typu białoszumowego, niezależny od $\eta_t^{(n)}$ dla $k < t$, dodając po prawej jego stronie opóźnione zmienne $\Delta \hat{\eta}_t^{(n)}$ wszędzie tam, gdzie było to konieczne w celu wybielenia błędów⁴. Wartości krytyczne stosownych statystyk testowych brałem z tablic zamieszczonych w pracach Endersa i Grangera (1998), Endersa (2001) oraz Endersa i Siklosa (2001). W przypadku odrzucenia hipotezy o niestacjonarności spreadu badałem symetrię odchylenia stopy długiej i krótkiej od ich relacji równowagi długookresowej weryfikując następujący układ hipotez: $H_0: \rho_1^{(n)} = \rho_2^{(n)}$, $H_A: \rho_1^{(n)} \neq \rho_2^{(n)}$ ⁵.

W drugim etapie, na podstawie zgodnej oceny prognozy dostosowania (rolowanej premii płynności $\Theta^{(n)}$), ustalałem znak indykatora $I_t^{(n)}$ oraz szacowałem MNK model (5). Określałem także strukturę przyczynowości w zbiorze stóp procentowych nakładając stosowne restrynkcje zerowe na parametry α_{nj}^i i β_{lj}^i .

Model (5) posłużył mi do wyznaczenia odpowiedzi impulsowych na szoki jednostkowe wprowadzane do każdego z jego równań. Biorąc pod uwagę specyfikę konstruowania odpowiedzi impulsowych w modelach asymetrycznych (zob. Koop, Pesaran, Potter, 1995), obliczałem ścieżki uogólnionych odpowiedzi impulsowych wyprowadzane z ostatniego okresu próby^{6 7}. Stosując rekurencyjne podstawienia (pomijałem człony deterministyczne) określałem poziomy stopy długiej i krótkiej dla każdego okresu oraz znak odchylenia od ich relacji równowagi długookresowej, co stanowiło wskazówkę, które parametry dostosowania winny być użyte do obliczeń w następnym podstawieniu. Od wartości tak wyznaczonych ścieżek poziomów stóp procentowych odejmowałem ich wartości w okresie wyjściowym (ostatnim okresie próby) otrzymując w rezultacie odpowiednie przyrosty – odpowiedzi na impulsy.

⁴Z uwagi na to, że przy asymetrii dostosowania stóp procentowych do ich relacji równowagi długookresowej średnia z próby jest obciążonym estymatorem prognozy dostosowania szacując (7) wyznaczyłem go stosując metodę Chana (1993). Pokazał on, iż przyjęcie za wartość progową wartości minimalizującej sumę kwadratów reszt \hat{v}_t prowadzi do uzyskania superzgodnego estymatora prognozy dostosowania. Wartość progową wybrałem spośród 70% środkowych elementów uporządkowanego rosnąco szeregu reszt $\hat{\eta}_t$ (zob. np. Enders, 2001 oraz Enders, Siklos, 2001).

⁵W sytuacji odrzucenia hipotezy o niestacjonarności szeregu $\{S_t^{(n,1)}\}$ estymatory MNK parametrów $\rho_1^{(n)}$ i $\rho_2^{(n)}$ mają asymptotyczny łączny rozkład normalny; zob. np. Tong (1983).

⁶Odpowiedzi na impulsy ortogonalne zależą od porządku zmiennych w rozważanym modelu; zob. np. Pesaran, Pesaran (1997).

⁷W modelach dopuszczających asymetrię dostosowania wielkości ekonomicznych do ich relacji równowagi długookresowej parametr dostosowania w okresie dla którego wyznaczana jest odpowiedź na impuls zależy od wartości zmiennych w modelu z okresu poprzedniego, stąd dla różnych momentów początkowych wyznaczania odpowiedzi impulsowych otrzymuje się różne ścieżki odpowiedzi; zob. Koop, Pesaran, Potter (1995).

Badanie zwięzła dynamiczna prognoza stóp procentowych dla par depozytów o zapadalnościach $(n,1)$. Uzyskałem ją na 3 sposoby: szkieletowy, bootstrapowy oraz na podstawie symulacji Monte Carlo.

Prognozy szkieletowe (naiwne) wyznaczyłem bezpośrednio na podstawie oszacowanego modelu VECM z asymetrycznym składnikiem korekty.

W przypadku prognoz bootstrapowych do wartości prognoz dynamicznych w poszczególnych okresach dodawałem reszty z bootstrapowanej macierzy reszt oszacowanego modelu VECM, specyficzne dla okresów odpowiadającym dodatnim i ujemnym odchyleniom stopy długiej i krótkiej od ich poziomu równowagi długookresowej.

Prognozy Monte Carlo uzyskiwałem w sposób analogiczny do prognoz bootstrapowych, przy czym reszty dla każdego reżimu odchylenia od równowagi długookresowej generowane były z łącznego, dwuwymiarowego rozkładu normalnego o macierzach kowariancji estymowanych osobno dla każdego reżimu.

Techniki otrzymywania prognoz na podstawie modeli asymetrycznych szczegółowo opisują Clements i Smith (1997) oraz De Gooijer i Vidiella-i-Anguera (2004).

Uzyskane w powyższy sposób prognozy dynamiczne porównałem z prognozami wyznaczonymi na podstawie liniowego modelu VECM stosując takie standardowe miary dokładności prognoz *ex-post*, jak obciążenie, błąd średniokwadratowy oraz uśredniony współczynnik zmienności⁸.

3. SPRAWOZDANIE WYNIKÓW BADANIA EMPIRYCZNEGO

Na wykresach 1 i 2 (zob. Dodatek) przedstawiam kształtowanie się w okresie styczeń 1999–grudzień 2007 roku wykorzystanych w badaniu empirycznym miesięcznych szeregów stóp referencyjnych WIBOR oraz ich spreadów. Z wykresów tych wynika, że szeregi stóp procentowych – w odróżnieniu od szeregów ich spreadów – rzadko przechodzą przez swoje wartości średnie, co sugeruje ich niestacjonarność. Przyjęcie powyższe wzmacniają wyniki testów pierwiastka jednostkowego DF-GLS, KPSS oraz DF/ADF⁹.

O stacjonarności spreadów $S_t^{(n,1)}$ dla $n = 3, 6, 9, 12$ miesięcy zaświadcza także zamieszczone w tabeli 1 (zob. Dodatek) oceny statystyki testowej F Endera-Grangera. Zamieszczone w tej tabeli oceny statystyki testowej χ^2 sugerują symetrię dostosowania stopy długiej i krótkiej do ich relacji równowagi długookresowej dla wszystkich rozważanych par stóp WIBOR poza parą o zapadalnościach 1 i 12 miesięcy.

⁸Ten ostatni jest liczony jako pierwiastek kwadratowy ze współczynnika Theila, pomnożony przez 100.

⁹Zob. Hobijn, Franses, Ooms (1998), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin (1992) oraz Dickey, Fuller (1981). Wyniki testów Autor udostępni na życzenie zainteresowanych Czytelników.

Rolowane premie płynności $\Theta^{(n)}$, z wyjątkiem premii dla pary stóp $(n,1) = (6,1)$, wzrastają monotonicznie i nie przekraczają 0,8%.

Powyższe wyniki wykorzystałem w estymacji modelu (5). Jej rezultaty zestawiałem w tabeli 2, uzupełniając je o rezultaty estymacji modelu VECM z symetrycznym składnikiem korekty. Z danych zawartych w tej tabeli wnikają następujące wnioski:

- (a) w świetle kryteriów informacyjnych Akaike (AIC) i Schwarza-Bayesa (SBC) dla modeli wielorównaniowych „właściwym” modelem zależności pomiędzy stopą długą i krótką dla wszystkich rozważanych par depozytów poza parą $(n,1) = (3,1)$ jest model VECM z symetrycznym składnikiem korekty; oceny statystyk AIC i SBC są dla tych modeli większe od ocen tych statystyk dla odpowiednich modeli z asymetrycznym składnikiem korekty;
- (b) na asymetryczny charakter korekty w krótkim okresie dla pary depozytów o zapadalnościach 1 i 3 miesięcy wskazuje ocena statystyki Walda [$\chi^2(1) = 15,3676$], znacznie przekraczająca wartość krytyczną statystyki $\chi^2(1)$ na zwyczajowo przyjmowanym poziomie istotności $\alpha = 0,05$; obie stopy silniej reagują na ujemne niż na dodatnie odchylenia od ich relacji równowagi długookresowej¹⁰;
- (c) w szeregach czasowych stopy krótkiej ($n = 1$, równanie II) dla wszystkich rozważanych par depozytów poza parą $(n,1) = (6,1)$ występują efekty ARCH do rzędu 6 włącznie;
- (d) stopa krótka jest przyczyną w rozumieniu Grangera dla stopy długiej tylko dla pary depozytów o zapadalnościach 1 i 3 miesięcy; występowanie zależności odwrotnej stwierdzam tylko dla pary depozytów o zapadalnościach 1 i 3 miesięcy oraz 1 i 6 miesięcy.

Analiza wykresów 3–4 (prawych ich paneli), na których przedstawiam uogólnione odpowiedzi impulsowe w równaniach stopy długiej i krótkiej dla pary depozytów o zapadalnościach 1 i 3 miesięcy, wyznaczone na podstawie modelu VECM z asymetrycznym składnikiem korekty, wskazują na prawie zgodny z hipotezą (teorią) oczekiwań struktury terminowej stóp procentowych spadek (wzrost) stopy długiej i krótkiej w przyszłości w reakcji na wzrost stopy krótkiej (długiej)¹¹ oraz występowanie w obu rodzajach stóp procentowych silniejszych odpowiedzi na szoki w stopach długich niż szoki w stopach krótkich. Podobne zależności, wyznaczone na podstawie modelu VECM z symetrycznym składnikiem korekty, zaobserwowałem dla pozostałych par depozytów.

¹⁰Wyniki stosownej procedury Autor udostępni na życzenie zainteresowanych Czytelników.

¹¹Spadek obu stóp w przyszłości jest poprzedzony chwilowym, nieznacznym ich wzrostem. Zakłócenia wywołane wzrostem stopy długiej nie mają trwałego charakteru.

Z kolei w tabeli 3 zestawilem wyniki oceny jakości prognoz stopy długiej (równanie I) i krótkiej (równanie II) na 3 i 6 okresów naprzód uzyskane metodą szkieletową (SK), bootstrapową (BS) oraz na podstawie symulacji Monte Carlo (MC) na podstawie modelu VECM z symetrycznym i asymetrycznym składnikiem korekty. Prognozy te dla pary stóp o zapadalnościach 1 i 3 miesięcy zobrazowałem na wykresie 5.

Analiza jakości prognoz w oparciu o klasyczne miary *ex-post* dla pojedynczych zmiennych (obciążenie, błąd średniokwadratowy, uśredniony współczynnik zmienności) dowiodła, że prognozy na 3 okresy naprzód stóp procentowych dla depozytów o zapadalnościach 1 i 3 miesięcy są dokładniejsze, gdy uwzględnia się asymetrię składnika korekty błędem. W przypadku pozostałych zapadalności dokładniejszymi prognozami okazały się być te, które wyznaczyłem w oparciu o standardowy model VECM. Prognozy na 6 okresów naprzód stóp procentowych dla depozytów o zapadalnościach 1, 3 oraz 6 miesięcy wyznaczyłem dokładniej przy zastosowaniu modelu z asymetrycznym składnikiem korekty błędem. Spośród wykorzystywanych metod prognozowania w warunkach asymetrii najdokładniejsze prognozy uzyskałem stosując metodę naiwną.

4. PODSUMOWANIE

Wyniki empiryczne badania nad strukturą terminową stóp procentowych na rynku międzybankowym w Polsce upoważniają do stwierdzenia, że stopy krótka i długa dla wszystkich rozważanych par stóp WIBOR zmieniały się w zasadzie zgodnie z przewidywaniami wynikającymi z hipotezy (teorii) oczekiwań struktury terminowej. Stopy te znajdowały się w długookresowej równowadze, a ich spredu wykazywały własności kointegrujące i prognostyczne.

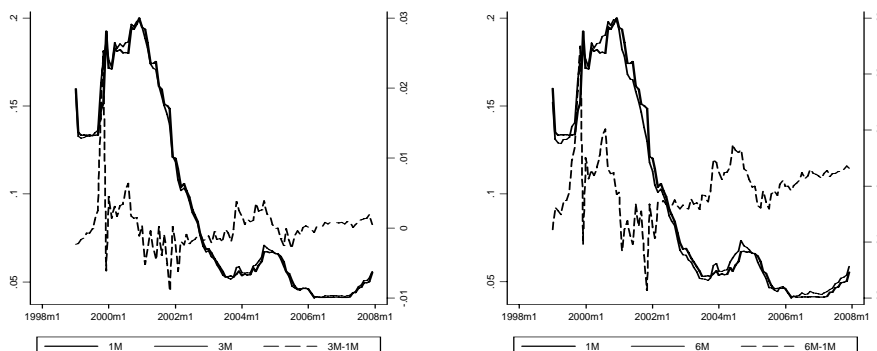
Stopy z krótszego końca krzywej terminowej, tj. stopy dla depozytów o zapadalnościach 1 i 3 miesięcy, odchodziły się w krótkim okresie od ich relacji równowagi długookresowej asymetrycznie, przy czym silniej reagowały na ujemne odchylenia od relacji równowagi. Odchylenia stóp z dłuższego końca krzywej terminowej, tj. stóp o zapadalnościach od 6 do 12 miesięcy, oraz stopy miesięcznej od ich relacji równowagi długookresowej były symetryczne.

Bieżący wzrost stopy krótkiej (długiej) skutkował spadkiem (wzrostem) stopy długiej i krótkiej w przyszłości, przy czym spadki obu stóp poprzedzał ich chwilowy, nieznaczny wzrost. Obie stopy procentowe silniej reagowały na szoki w stopach długich niż na szoki w stopach krótkich.

Prognozy na 3 okresy naprzód stóp procentowych dla depozytów o zapadalnościach 1 i 3 miesięcy okazały się dokładniejsze, gdy uwzględniałem asymetrię składnika korekty błędem. W przypadku pozostałych zapadalności dokładniejszymi prognozami okazały się być te, które wyznaczyłem w oparciu o standardowy model VECM. Z kolei prognozy na 6 okresów naprzód stóp procentowych dla depozytów o zapadalnościach 1, 3 oraz 6 miesięcy wyznaczyłem

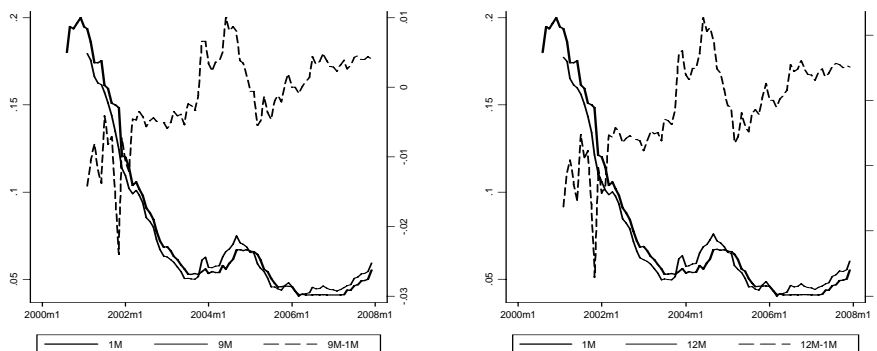
dokładniej stosując model z asymetrycznym składnikiem korekty błędem. Spośród wykorzystywanych metod prognozowania w warunkach asymetrii najdokładniejsze prognozy uzyskałem stosując metodę naiwną.

DODATEK



Wykres 1. Stopy WIBOR 1M, 3M, 6M oraz ich spready

Źródło: opracowanie własne.



Wykres 2. Stopy WIBOR 1M, 9M i 12M oraz ich spready

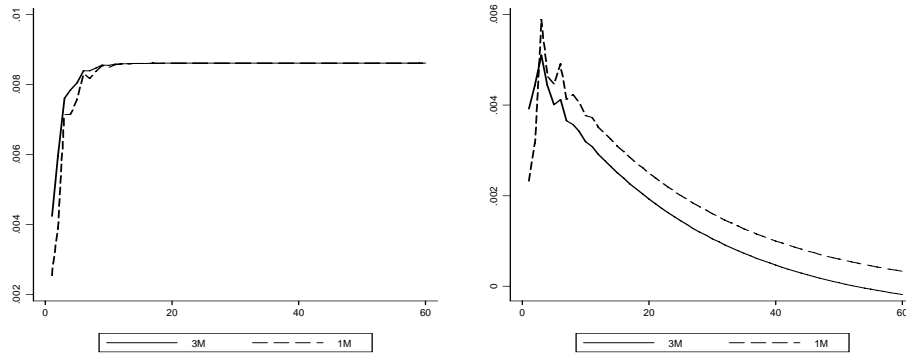
Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1. Wyniki testów pierwiastka jednostkowego i stacjonarności

$n,1$	k	F	χ^2	Premia	AIC	SBC	Auto(12)
3,1	0	22,9530	0,6095	0,0020	455,0690	452,3961	8,2504
6,1	0	14,5028	1,5892	-0,0032	427,9093	425,2365	16,6340
9,1	0	5,6835	2,0762	0,0044	356,0740	353,6673	19,5290
12,1	0	6,0330	3,7919	0,0077	349,8999	347,4932	13,2154

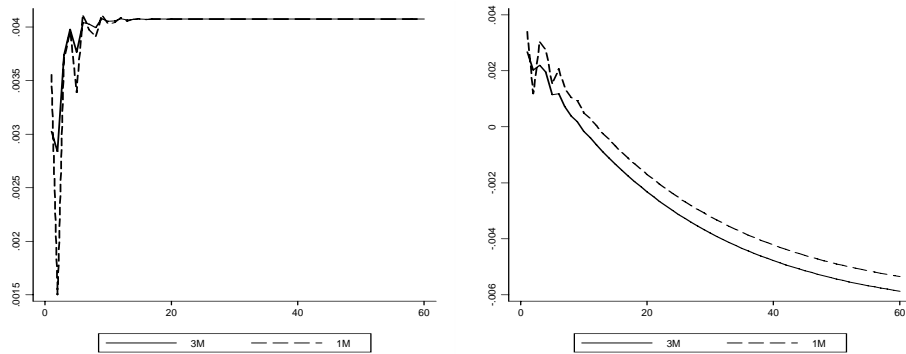
Wartości krytyczne statystyki F Endersa-Grangera: $F_{0,05} = 6,06$ i $F_{0,1} = 5,08$ ($n = 100$, rząd augmentacji $k = 0$), zob. Enders (2001), tabl. 1; wartości krytyczne $\chi^2_{0,05}(1) = 3,84$, $\chi^2_{0,1}(1) = 2,71$, $\chi^2_{0,05}(12) = 21,03$ oraz $\chi^2_{0,1}(12) = 18,55$.

Źródło: obliczenia własne.



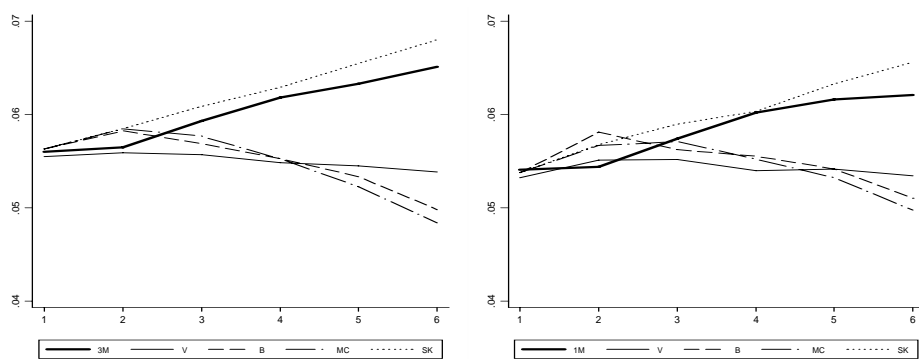
Wykres 3. Impuls uogólniony w równaniu stopy WIBOR 3M (model symetryczny – lewy i asymetryczny – prawy panel)

Źródło: opracowanie własne.



Wykres 4. Impuls uogólniony w równaniu stopy WIBOR 1M (model symetryczny – lewy i asymetryczny – prawy panel)

Źródło: opracowanie własne.



Wykres 5. Prognoza stóp WIBOR 3M (lewy) i 1M (prawy panel)

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2. Charakterystyka modeli VECM

VECM		Symetryczny				Asymetryczny			
Spred	$n,1$	3,1	6,1	9,1	12,1	3,1	6,1	9,1	12,1
VAR	p	3	3	2	3	3	3	2	3
Premia		0,0020	-0,0032	0,0044	0,0077	0,0020	-0,0032	0,0044	0,0077
LL		913,7194	895,3376	733,6827	727,9086	921,9183	895,7053	735,5292	728,2486
AIC		901,7194	883,3376	725,6827	715,9086	907,9183	881,7053	725,5292	714,2486
SBC		885,7957	867,4138	716,1049	701,6164	889,3406	863,1276	713,5570	697,5744
Równ I	Auto(12)	15,2002	11,3809	9,2423	9,4160	8,4437	12,2696	9,1595	9,3133
	ARCH(6)	5,0013	10,597	3,2595	1,5550	2,2492	9,9950	2,4594	1,5245
	White	1,2182	1,2875	0,0337	0,0128	0,0032	0,9252	0,1353	0,0212
	Gr(1→ n)	2,2356	3,7273	0,0678	2,3001	6,8516	3,7996	0,0920	2,1442
Równ II	Auto(12)	18,0500	11,5812	21,9080	19,4457	16,1170	12,3787	19,8230	20,1374
	ARCH(6)	16,5860	4,4306	17,2500	18,5720	24,936	5,7743	19,3310	19,1430
	White	2,0680	48,0549	60,1729	48,5513	9,3210	50,3650	57,0261	45,0059
	Gr(n →1)	7,6325	7,1378	0,0094	0,8757	7,6806	7,5256	0,0496	0,7336
Wald		×	×	×	×	15,6376	0,1197	2,9484	1,0239

$n,1$ – model; p – rząd opóźnienia w modelu VAR; LL, AIC, SBC – systemowe wartości logarytmicznej funkcji wiarygodności, kryteriów informacyjnych Akaike i Schwarza-Bayesa, Auto(r), ARCH(r) – statystki LM na autokorelację rzędu r i efekty ARCH rzędu r [rozkł. $\chi^2(r)$]; White – statystyka White’a na heteroskedastyczność; Gr – test Walda (przyczynowość w rozumieniu Grangera), [rozkł. $\chi^2(p-1)$], (1→ n) – kierunek oddziaływania; Wald – test Walda (równość efektów oddziaływania dodatnich i ujemnych odchyłeń od relacji równowagi długookresowej na przyrosty długich i krótkich stóp WIBOR), [rozkł. $\chi^2(1)$]; oceny statystyk podane grubą czcionką – istotność na poziomie istotności $\alpha = 0,05$.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3. Własności prognostyczne modeli VECM i TVECM

Proгноza											
Horyz	Równ	Miernik	VECM				SK				
			Symetryczny				Asymetryczny				
			<i>n,1</i>								
			3	6	9	12	3	6	9	12	
3 miesiące	I	Obc	0,0016	-0,0008	-0,0013	-0,0018	-0,0013	-0,0009	-0,0018	-0,0020	
		RMSE	0,0021	0,0016	0,0019	0,0023	0,0015	0,0016	0,0023	0,0025	
		Theil%	3,7071	2,6723	3,1592	3,7803	2,5659	2,7028	3,7253	4,0270	
	II	Obc	0,0008	-0,0029	-0,0022	-0,0017	-0,0012	-0,0029	-0,0026	-0,0019	
		RMSE	0,0014	0,0031	0,0024	0,0018	0,0017	0,0031	0,0027	0,0020	
		Theil%	2,5801	5,6064	4,3343	3,1762	2,9835	5,6235	4,8957	3,5692	
6 miesięcy	I	Obc	0,0053	0,0012	0,0000	-0,0009	-0,0017	0,0010	-0,0012	-0,0013	
		RMSE	0,0067	0,0026	0,0017	0,0017	0,0019	0,0024	0,0017	0,0018	
		Theil%	11,0278	4,0888	2,6446	2,6053	3,0873	3,8695	2,6213	2,8478	
	II	Obc	0,0041	-0,0011	-0,0010	-0,0007	-0,0015	-0,0011	-0,0019	-0,0010	
		RMSE	0,0054	0,0023	0,0017	0,0013	0,0020	0,0023	0,0021	0,0014	
		Theil%	9,2737	3,9013	2,9314	2,2079	3,3760	3,8828	3,5613	2,4384	
Proгноza											
Horyz	Równ	Miernik	BS				MC				
			Asymetryczny				Asymetryczny				
			<i>n,1</i>								
			3	6	9	12	3	6	9	12	
3 miesiące	I	Obc	0,0002	-0,0009	-0,0021	-0,0020	-0,0003	-0,0008	-0,0016	-0,0019	
		RMSE	0,0018	0,0017	0,0026	0,0024	0,0015	0,0017	0,0022	0,0024	
		Theil%	3,0835	2,7506	4,1986	3,9246	2,5782	2,7741	3,6667	3,9273	
	II	Obc	-0,0007	-0,0030	-0,0029	-0,0017	-0,0007	-0,0029	-0,0025	-0,0019	
		RMSE	0,0023	0,0032	0,0030	0,0018	0,0015	0,0032	0,0026	0,0019	
		Theil%	4,1007	5,8747	5,4715	3,2447	2,7404	5,7742	4,7411	3,4756	
6 miesięcy	I	Obc	0,0054	0,0017	-0,0006	-0,0013	0,0056	0,0013	0,0009	-0,0090	
		RMSE	0,0080	0,0031	0,0019	0,0019	0,0087	0,0027	0,0029	0,0017	
		Theil%	13,2492	5,0045	3,0199	2,8867	14,3740	4,3632	4,6220	2,7236	
	II	Obc	0,0035	-0,0009	-0,0015	-0,0009	0,0040	0,0010	-0,0004	-0,0007	
		RMSE	0,0060	0,0025	0,0021	0,0015	0,0065	0,0023	0,0022	0,0014	
		Theil%	10,2472	4,2593	3,6060	2,5310	11,1190	3,9580	3,7323	2,3826	

Źródło: obliczenia własne.

LITERATURA

- Blangiewicz M., Miłobędzki P. (2009), *The Rational Expectations Hypothesis of the Term Structure at the Polish Interbank Market*, „Przegląd Statystyczny”, nr 1, s. 23–39.
- Campbell J.Y., Shiller R.J. (1991), *Yield Spreads and Interest Rates Movements: A Bird's Eye View*, „Review of Economic Studies”, t. 58, s. 495–514.
- Caner M., Hansen B.E. (2001), *Threshold autoregression with a unit root*, „Econometrica”, t. 69, s. 1555–1596.
- Chan K.S. (1993), *Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model*, „Annals of Statistics”, t. 21, s. 520–533.
- Cheung Y.-W., Lai K.S. (1995), *Lag Order and Critical Values of the Augmented Dickey-Fuller Test*, „Journal of Business and Economic Statistics”, t. 13, s. 277–280.
- Clements M.P., Smith J. (1997), *The performance of alternative forecasting methods for SETAR models*, „International Journal of Forecasting”, t. 13, s. 463–475.
- Cuthbertson K., Nitzsche D. (2003), *Long Rates, Risk Premia and Over-reaction Hypothesis*, „Economic Modelling”, t. 20, s. 417–435.
- De Gooijer J.G., Vidiella-i-Anguera A. (2004), *Forecasting threshold cointegrated systems*, „International Journal of Forecasting”, t. 20, s. 237–253.
- Dickey D.A., Fuller W.A. (1981), *Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series Models: Tests and Implications*. „American Statistician”, t. 40, s. 12–26.
- Enders W. (2001), *Improved critical values for the Enders-Granger unit-root test*, „Applied Economic Letters”, t. 8, s. 257–261.
- Enders W., Granger C.W.J. (1998), *Unit Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates*, „Journal of Business and Economic Statistics”, t. 16, s. 304–311.
- Enders W., Siklos P.L. (2001), *Cointegration and Threshold Adjustment*, „Journal of Business and Economic Statistics”, t. 19, s. 166–176.
- Engle R.F., Granger C.W.J. (1987), *Cointegration and Error Correction Representation. Estimation and Testing*, „Econometrica”, t. 55, s. 251–276.
- Fisher I. (1886), *Appreciation and Interest*, „Publications of the American Economic Association”, t. 11, s. 23–29, 88–92.
- Fisher I. (1930), *The Theory of Interest*, MacMillan, London.
- Hobijn B., Franses P., Ooms M. (1998), *Generalizations of the KPSS-test for Stationarity*, Econometric Institute, Erasmus University Rotterdam, Report 9802/A.
- Hurn A.S., Moody T., Muscatelli V.A. (1995), *The Term Structure of Interest Rates in the London Interbank Market*, „Oxford Economic Papers”, t. 47, s. 418–436.
- Koop G., Pesaran M.H., Potter S.M. (1995), *Impulse response in nonlinear multivariate models*, „Journal of Econometrics”, t. 74, s. 119–147.
- Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P., Shin Y. (1992), *Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root*, „Journal of Econometrics”, t. 54, s. 159–178.
- Lutz F.A. (1940), *The Structure of Interest Rates*, „Quarterly Journal of Economics”, t. 55, s. 36–63.
- Pesaran M.H., Pesaran B. (1997), *Microfit 4.0*, Oxford University Press, Oxford.
- Regulamin fixingu stawek WIBOR i WIBID (2004), Polskie Stowarzyszenie Dealerów Bankowych Forex Polska, Warszawa.
- Sims C. (1980), *Macroeconomics and reality*, „Econometrica”, t. 48, s. 1–48.
- Tong H. (1983), *Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis*, Springer Verlag, New York.
- Tzavalis E., Wickens M. (1998), *A Re-Examination of the Rational Expectations Hypothesis of the Term Structure: Reconciling the Evidence from Long-Run and Short-Run Tests*, „International Journal of Finance and Economics”, t. 3, s. 229–239.

THE TERM STRUCTURE OF THE POLISH INTERBANK RATES. A NOTE
ON THE SYMMETRY OF THEIR REVERSION TO THE MEAN

A b s t r a c t. The empirical analysis of the term structure of the Polish interbank rates has revealed that the short and the long rates from the whole spectrum of maturities have evolved almost accordingly to the expectations hypothesis. They have exhibited common stochastic trends, their spreads have had cointegrating properties as well as much predictive power. Of all WIBORs considered it is only a 3 month rate that has asymmetrically been reverting to the mean.

K e y w o r d s: term structure of interest rates, expectations hypothesis, asymmetric adjustment, TVECM, Polish interbank market, Warsaw Interbank Offered Rates.