

Paweł Miłobędzki, Maria Blangiewicz

Uniwersytet Gdański

ASYMETRIA DOSTOSOWANIA STÓP PROCENTOWYCH NA POLSKIM RYNKU DEPOZYTÓW MIĘDZYBANKOWYCH

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 offer rate*) dla depozytów złotych – stopy procentowe, po których banki – uczestnicy rynku w ramach obowiązujących dziennych limitów udzielają innym bankom pożyczki na określony termin – od jednego dnia do 12 miesięcy. Stopy te stanowią podstawę ustalania 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 zatem na rozmiary kredytu i popyt w gospodarce oraz na stopę inflacji.

Narodowy Bank Polski (NBP) oddziałuje na stopy procentowe rynku międzybankowego w sposób pośredni, zarządzając płynnością sektora bankowego przez operacje otwartego rynku (podstawowe, dostrajające, strukturalne), system uśrednionej rezerwy obowiązkowej, operacje depozytowo-kredytowe oraz kredyt techniczny, a także realizując strategię bezpośredniego celu inflacyjnego – przez stanowienie oficjalnych stóp procentowych: referencyjnej, lombardowej, depozytowej. Informuje również uczestników rynku o swych zamiarach, ogłaszając trend w polityce pieniężnej (restrykcyjny, neutralny, liberalny) w komunikatach po comiesięcznych posiedzeniach swojego organu – Rady Polityki Pieniężnej (RPP).

Celem niniejszej pracy jest pokazanie, że stopy WIBOR wykazują wspólne wzorce zmienności w czasie, które mogą być modelowane na gruncie hipotezy

(teorii) oczekiwań struktury czasowej stóp procentowych (*expectations hypothesis of term structure of interest rates*; zob. np. [4]). Stopy te znajdują się w długookresowej równowadze, do której w krótkim okresie dostosowują się asymetrycznie. Za przyczynę tego stanu rzeczy uważamy odmienne zachowania uczestników rynku w okresach wzrostów i spadków stóp procentowych. W związku z tym za podstawę modelowania tej zależności przyjmujemy wektorowy, dwuwymiarowy model korekty błędem (*vector error correction model* – VECM)¹ ze składnikiem korekty zbudowanym na podstawie progowych modeli autoregresyjnych: zwykłego (*threshold autoregressive model* – TAR) oraz z impetem (*momentum threshold autoregressive model* – M-TAR), zaproponowanych przez H. Tonga ([29]) oraz rozwiniętych przez W. Endersa i C.W.J. Grangera ([12]) oraz W. Endersa i P.L. Siklosa ([13]). Wnioskowanie o naturze zależności między stopami WIBOR przeprowadzamy dla par depozytów o zapadalności tygodniowej (1w), miesięcznej (1m), trzymiesięcznej (3m), półrocznej (6m) oraz rocznej (1r) na podstawie ich dziennych szeregów z okresu 4.01.1999-1.04.2005 uzyskanych z portali internetowych: money.pl i hoga.pl. Stosowne obliczenia wykonaliśmy, posługując się pakietem Gauss 3.2.14².

Z przeprowadzonych analiz wynikają 3 zasadnicze wnioski: (a) stopy referencyjne WIBOR znajdują się w długookresowej równowadze, do której w krótkim okresie dostosowują się asymetrycznie; (b) w świetle kryterium informacyjnego Akaike dla modeli wielorównaniowych „właściwym” modelem zależności pomiędzy tymi stopami jest wektorowy model korekty błędem z opóźnieniami rzędu do szóstego włącznie i składnikiem korekty typu TAR lub M-TAR, w którym stopy dla depozytów o krótszych zapadalnościach są przyczynami w sensie Grangera dla stóp dla depozytów o dłuższych zapadalnościach i odwrotnie – stopy dla depozytów o dłuższych zapadalnościach są przyczynami dla stóp dla depozytów o krótszych zapadalnościach; (c) wpływ na kształtowanie się stóp referencyjnych ma nastawienie w polityce pieniężnej RPP.

Pozostała część pracy zorganizowana jest w 3 oddzielne części. W pierwszej przedstawiamy teoretyczne podstawy modelowania zmienności stóp procentowych na podstawie hipotezy oczekiwań oraz wektorowego modelu korekty błędem typu Engle’a-Grangera dla asymetrycznego dostosowania stóp referencyjnych, zbudowanego na podstawie modeli progowych TAR i M-TAR. Część druga poświęcona jest analizie kształtowania się tych stóp dla depozytów o zapadalnościach 1w, 1m, 3m, 6m oraz 1r: wnioskowaniu o stopniu ich integracji, wyznaczeniu długookresowej relacji równowagi – atraktora oraz estymacji wektorowych modeli korekty błędem przy założeniu asymetrii w dostosowaniu stóp referencyjnych. Całość kończą syntetyczne wnioski.

¹ Zob. np. [14].

² W programie obliczeniowym wykorzystano m.in. procedurę Least Squares Package 3.2a 1993-1995, Applied Data Associates.

2. Teoretyczne podstawy modelowania stóp procentowych

Podstawą ekonometrycznej analizy struktury czasowej stóp procentowych jest hipoteza oczekiwania, której różne współczesne formy wywodzą się z prac J. Fishera i F.A. Lutza³. W myśl tej hipotezy natychmiastowa stopa zwrotu (*spot yield*) z inwestycji w n -okresową obligację w okresie t , $R_t^{(n)}$ jest równa średniej ważonej stopą zwrotu z bieżącej inwestycji i z 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 ryzyko, $\theta(n, m)$:

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

gdzie: E_t – operator oczekiwania formułowanych na gruncie wiedzy z okresu t , $n > m$ oraz $k = n/m \in C_+$.

Równanie (1) uzyskuje się, zakładając, że oczekiwane natychmiastowe stopy zwrotu z obligacji dla wszystkich terminów zapadalności są sobie równe z dokładnością do stałej, lub jako liniową aproksymację nieliniowych teorii oczekiwania struktury czasowej⁴. Konkretnie wzorce zmienności premii za ryzyko odpowiadają jednej z czterech szczególnych wersji tej hipotezy: czystej (*pure expectations hypothesis* – PEH; $\theta(n, m) = 0$ dla wszystkich n i m), ze stałą premią (*constant term premium* – CTP; $\theta(n, m) = \text{const}$ dla wszystkich n i m), preferencji płynności (*liquidity preference hypothesis* – LPH; $\theta(n, m) > \theta(n-1, m) > \dots > \theta(m+1, m)$) lub też premii zmieniającej się w czasie (*time-varying premium* – TVP; $\theta(n, m, t)$). Premia za ryzyko może zależeć nie tylko od oczekiwań odnośnie do przyszłych stóp zwrotu, ale od popytu i podaży na obligacje w różnych segmentach rynku. Założenie to prowadzi do teorii struktury terminowej opartej na segmentacji rynku lub preferowanych habitatach⁵.

Z równania (1) wyprowadza się wniosek, że różnica pomiędzy natychmiastowymi stopami zwrotu z inwestycji w dwie obligacje o różnych zapadalnościach może posłużyć do przewidywania zmian tych stóp w przyszłości. Do wniosku takiego dochodzi się, odejmując stopę zwrotu $R_t^{(m)}$ od obu stron równania (1) i po przekształceniach otrzymuje się:

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

³ Zob. [15] i [23].

⁴ Zob. dyskusja w [4] oraz pracach tam przywoływanych.

⁵ Zob. podsumowanie teorii oczekiwania w pracy [8, s. 494-498]. W literaturze polskiej o różnych teoriach struktury terminowej stóp procentowych pisze np. M. Świętoń w [28, rozdz. 1.4].

gdzie $\Delta^m R_t^{(m)} = R_{t+m}^{(m)} - R_t^{(m)}$. Wyrażenie $PFS_t^{(n,m)}$ nazywane jest spreadem doskonale prognozowanym (*perfect foresight spread*), czyli takim, który wynika z modelu w sytuacji, w której uczestnicy rynku w sposób doskonały odgadują przyszłe stopy zwrotu. Z równania (2) wynika, 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.

Z równania (1) wynika także zależność

$$S_t^{(n,m)} = \frac{m}{n-m} [E_t R_{t+m}^{(n-m)} - R_t^{(n)}]. \quad (3)$$

Stąd spread $S_t^{(n,m)}$ odzwierciedla oczekiwaną zmianę natychmiastowej stopy zwrotu z obligacji o dłuższej zapadalności w ciągu m okresów.

Warto również zauważyć, że jeśli natychmiastowa stopa zwrotu $R_t^{(m)}$ ($R_t^{(n)}$) jest procesem losowym zintegrowanym w stopniu pierwszym, a premia za ryzyko $\theta(n,m)$ – stacjonarna, w świetle równania (2) spread $S_t^{(n,m)}$ jest stacjonarny, co oznacza, że wektor $[1, -1]^T$ jest wektorem kointegrującym dla pary zmiennych $R_t^{(m)}$, $R_t^{(n)}$. Stopy zwrotu pozostają wówczas w długookresowej równowadze, która daje się opisać za pomocą relacji

$$R_t^{(n)} = R_t^{(m)} + v_t \quad (4a)$$

lub

$$S_t^{(n,m)} = v_t, \quad (4b)$$

gdzie v_t to stacjonarny proces losowy.

W przypadku ogólnym dopuszcza się występowanie po stronie prawej elementów deterministycznych (stałej, trendu). Wówczas (4b) przyjmuje postać

$$S_t^{(n,m)} = \alpha_0 + \alpha_1 t + v_t. \quad (5)$$

Jeśli uwzględni się możliwość asymetrii dostosowania spreadu do jego poziomu długookresowego, proces ten można opisać za pomocą zależności

$$\Delta v_t = I_t \rho_1 v_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 v_{t-1} + \xi_t, \quad (6)$$

gdzie: $I_t = 1$ dla $S_{t-1}^{(n,m)} \geq \alpha_0 + \alpha_1 t$ oraz $I_t = 0$ dla $S_{t-1}^{(n,m)} < \alpha_0 + \alpha_1 t$ (model TAR) lub $I_t = 1$ dla $\Delta S_{t-1}^{(n,m)} \geq \alpha_0 + \alpha_1 t$ oraz $I_t = 0$ dla $\Delta S_{t-1}^{(n,m)} < \alpha_0 + \alpha_1 t$ (model M-TAR), $\alpha_0 + \alpha_1 t$ – próg dostosowania (gdy badany proces jest stacjonarny, wówczas $\alpha_0 = \alpha_1 = 0$ oznacza stacjonarność wokół zera, $\alpha_0 \neq 0$, $\alpha_1 = 0$ – stacjonarność wokół średniej; $\alpha_0 \neq 0$, $\alpha_1 \neq 0$ – stacjonarność wokół trendu), ξ_t – składnik losowy typu białoszumowego, niezależny od v_k dla $k < t$.

Warunkiem stacjonarności szeregu $\{v_t\}$ jest to, ażeby $\rho_1, \rho_2 < 0$ oraz $(1 + \rho_1)(1 + \rho_2) < 1$. Proces dostosowania może być symetryczny ($\rho_1 = \rho_2$)⁶ lub asymetryczny ($\rho_1 \neq \rho_2$). W takiej sytuacji z twierdzenia Grangera o reprezentacji wynika istnienie modelu korekty błędem dla zmiennych $R_t^{(i)}$ ($i = n, m$) w postaci⁷

$$\Delta R_t^{(i)} = \rho_{i1} I_t v_{t-1} + \rho_{i2} (1 - I_t) v_{t-1} + \dots + \mu_{ii}, \quad (7)$$

gdzie ρ_{ij} są miarami prędkości dostosowania ($j = 1, 2$), a μ_{ii} jest składnikiem losowym typu białoszumowego. W równaniu tym po jego prawej stronie mogą występować zmienne endogeniczne $\Delta R_{t-j}^{(i)}$ ($i = n, m; j = 1, 2, \dots, s$) oraz zmienne egzogeniczne, np. zmienne zero-jedynkowe, obrazujące nastawienie w polityce pieniężnej RPP. Wówczas (7) można zapisać w postaci

$$\Delta R_t^{(i)} = \gamma_{0i} + \gamma_{1i} \Delta R_{t-1}^{(n)} + \dots + \gamma_{k(i),i} \Delta R_{t-k(i)}^{(n)} + \delta_{1i} \Delta R_{t-1}^{(m)} + \dots + \delta_{s(i),i} \Delta R_{t-s(i)}^{(m)} + d_{1i} Y_{1t} + d_{2i} Y_{2t} + \rho_{i1} I_t \hat{v}_{t-1} + \rho_{i2} (1 - I_t) \hat{v}_{t-1} + \mu_{ii}, \quad (8)$$

gdzie: $\hat{v}_t$ – reszty wyznaczone z relacji (5), $Y_{1t} = 1$ ($Y_{1t} = 0$), gdy nastawienie RPP jest (nie jest) restrykcyjne; $Y_{2t} = 1$ ($Y_{2t} = 0$), gdy nastawienie jest (nie jest) neutralne, $k(i), s(i) \leq s$.

Po potwierdzeniu stopnia integracji zmiennych $R_t^{(i)}$, na podstawie modelu (6) rozstrzygaliśmy o (nie)stacjonarności szeregu $\{v_t\}$. W modelu tym szereg oryginalny zastępowaliśmy szeregiem reszt $\{\hat{v}_t\}$ z modelu (5), przy czym rozważaliśmy jedną z trzech sytuacji: $\alpha_0 = \alpha_1 = 0$, $\alpha_0 \neq 0, \alpha_1 = 0$ albo $\alpha_0, \alpha_1 \neq 0$. Po prawej stronie modelu (6) – w celu wybielenia błędów – dodawaliśmy opóźnione zmienne $\Delta \hat{v}_t$ ⁸. W przypadku odrzucenia hipotezy o niestacjonarności badaliśmy następnie symetrię dostosowania, weryfikując z kolei układ hipotez: $H_0: \rho_1 = \rho_2$, $H_A: \rho_1 \neq \rho_2$ ⁹. W praktyce oznacza to zastosowanie dwustopniowej procedury R.F. Engle'a i C.W.J. Grangera ([14]) do badania skointegrowania stóp zwrotu $R_t^{(n)}$ oraz $R_t^{(m)}$, z modyfikacją W. Endersa i C.W.J. Grangera ([12]) pozwalającą

⁶ W tym przypadku regresja (6) staje się regresją Dickeya-Fullera $\Delta v_t = \rho v_{t-1} + \xi_t$.

⁷ Zob. [13].

⁸ Por. z równaniem (6) w pracy [12]. Tablice wartości krytycznych stosownych statystyk testowych, przy założeniu niestacjonarności szeregu $\{v_t\}$ dla modeli TAR i M-TAR dla dwóch różnych progów dostosowania ($\alpha_0 = 0$, $\alpha_0 \neq 0$), podają np. Enders i Granger, Enders, Caner i Hansen (zob. [12; 11] oraz [5]), a moc wnioskowania analizując Enders i Siklos, Cook i Manning, Enders, Caner i Hansen (zob. [13; 7; 11] oraz [5]).

⁹ W sytuacji odrzucenia hipotezy o niestacjonarności $\{v_t\}$ estymatory MNK parametrów ρ_1 i ρ_2 mają asymptotyczny łączny rozkład normalny, zob. np. [29] za [12, s. 305].

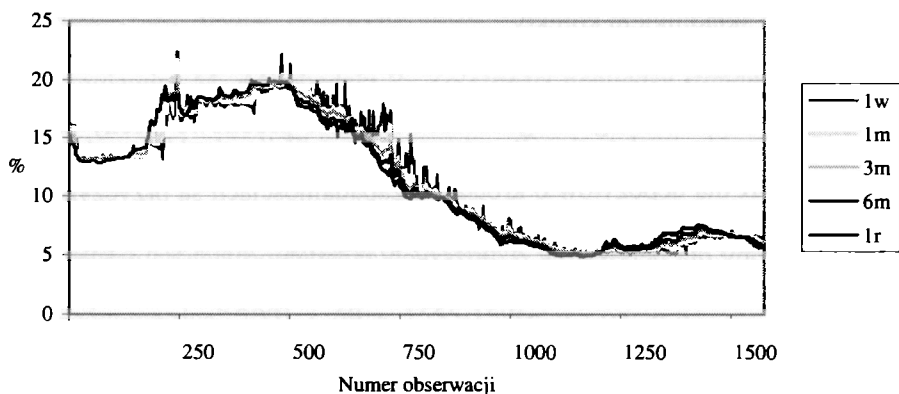
na uwzględnienie asymetrii w procesie dostosowania tych stóp do poziomu długookresowego. Wreszcie stosując metodę Zellnera (założyliśmy możliwość wystąpienia różnych rzędów opóźnień w obu równaniach) oszacowaliśmy parametry strukturalne układu (8).

Procedurę zbliżoną do powyżej opisanej zastosowano w analizie struktury czasowej stóp procentowych w Australii, Wielkiej Brytanii, Japonii, USA (zob. [22; 27; 20; 1; 12; 30; 10; 6]) oraz w Polsce [3].

3. Zależności między stopami referencyjnymi WIBOR

W okresie od 4.01.1999 r. do 1.04.2005 r. dzienne szeregi stóp WIBOR oraz spready pomiędzy nimi charakteryzowały się tendencją malejącą oraz znaczną, zmieniającą się zmiennością (zob. rys. 1a i 1b). Szeregi czasowe stóp referencyjnych są szeregami zintegrowanymi w stopniu pierwszym, a szeregi czasowe ich spreadów – poza spreadem 1r6m¹⁰ – szeregami zintegrowanymi w stopniu zerowym, na co wskazują próbkowe wartości statystyki $ADF_{\max}$ Leybourne'a, KPSS oraz Phillipsa-Perrona (zob. tab. 1a i 1b w załączniku). Z kolei próbkowe wartości statystyki F Endersa-Grangera, zamieszczone w tab. 2, sugerują stacjonarność wszystkich spreadów oraz zależność długookresową pomiędzy odpowiednimi stopami, zgodną z modelem TAR (6m3m, 1m6m) lub M-TAR (1m1w, 1m3m).

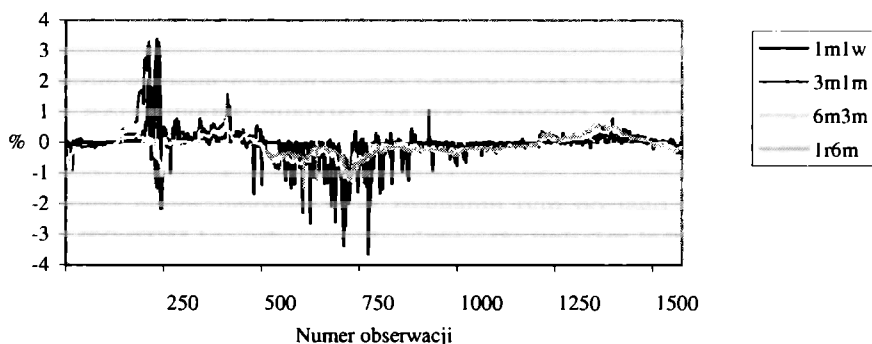
Postać modelu wraz z rodzajem progu dostosowania wybraliśmy, kierując się kryterium Akaikego. Test Walda w każdym przypadku pozwolił nam odrzucić hipotezę o symetrii dostosowania w długim okresie ($\rho_1 \neq \rho_2$, zob. tab. 2, wiersz 4, dół tabeli, Załącznik).



Rys. 1a. Dzielne stopy WIBOR, 4.01.1999-1.04.2005

Źródło: opracowanie własne.

¹⁰ Spread 1r6m jest różnicą pomiędzy stopami WIBOR roczną i półroczną, czyli $S_t^{(52,26)}$, gdzie t jest numerem tygodnia.



Rys. 1b. Dzielne spready pomiędzy stopami WIBOR, 4.01.1999-1.04.2005

Źródło: opracowanie własne.

Powyższe wyniki wykorzystaliśmy w estymacji układu relacji krótkookresowych (8). Jej rezultaty zestawiliśmy w tab. 3 (zob. Załącznik). Z danych zawartych w tej tabeli wynikają następujące wnioski:

- (a) w świetle kryterium informacyjnego Akaikego dla modeli wielorównaniowych „właściwym” modelem zależności pomiędzy parami stóp WIBOR jest wektorowy, dwuwymiarowy model korekty błędem z opóźnieniami rzędu do szóstego włącznie i asymetrycznym składnikiem korekty typu TAR lub M-TAR; próbkowe oceny statystyki AIC (zob. wiersz 1, dół tab. 3) są dla tych modeli zazwyczaj większe od próbkowych ocen tej statystyki dla odpowiednich modeli z symetrycznym składnikiem korekty¹¹;
- (b) w krótkim okresie istotny wpływ na stopy WIBOR w modelach obrazujących zależności pomiędzy parami tych stóp, poza parą 6m3m, mają asymetryczne odchylenia od równowagi długookresowej (zob. próbkowe oceny statystyki W3, wiersz 7, dół tab. 3);
- (c) stopy WIBOR dla depozytów o krótszych zapadalnościach są przyczyną w sensie Grangera stóp WIBOR dla depozytów o dłuższych zapadalnościach, i odwrotnie – stopy dla depozytów o dłuższych zapadalnościach są przyczyną stóp dla depozytów o krótszych zapadalnościach (zob. próbkowe oceny statystyk W1 i W2, wiersze 8-9, dół tab. 3);
- (d) istotny wpływ na przynajmniej jedną ze stóp WIBOR dla wszystkich par stóp referencyjnych, poza parą 6m3m, ma restrykcyjne oraz neutralne nastawienie w polityce pieniężnej RPP (zob. próbkowe oceny statystyk $t(d_{1i})$ oraz $t(d_{2i})$, wiersze 14-16, dół tab. 3).

¹¹ Wyniki oszacowań modelu BVEC z symetrycznym składnikiem korekty autorzy udostępnią na życzenie zainteresowanych czytelników.

Wnioski te pozwoliły nam uznać wektorowy, dwuwymiarowy model korekty błędem ze składnikiem korekty zbudowanym na podstawie progowych modeli autoregresyjnych TAR i M-TAR za przydatne narzędzie w modelowaniu stóp procentowych na rynku depozytów międzybankowych w Polsce.

4. Zakończenie

Przeprowadzone badanie ujawniło, że pary stóp WIBOR o różnych terminach zapadalności (od 1w do 1r) w długim okresie znajdują się w równowadze, do której w krótkim okresie dostosowują się asymetrycznie, zgodnie z mechanizmem autoregresyjnym typu TAR lub M-TAR. Pomiedzy tymi stopami występują opóźnione sprzężenia dwukierunkowe: stopy dla depozytów o krótszych zapadalnościach są przyczynami w sensie Grangera dla stóp dla depozytów o dłuższych zapadalnościach, a stopy dla depozytów o dłuższych zapadalnościach są przyczynami dla stóp dla depozytów o krótszych zapadalnościach. Istotny wpływ na przynajmniej jedną ze stóp WIBOR dla wszystkich par stóp, poza parą 6m3m, ma restrykcyjne oraz neutralne nastawienie w polityce pieniężnej RPP.

Literatura

- [1] Anderson H.M., *Transaction Costs and Non-Linear Adjustment Towards Equilibrium in the US Treasury Bill Market*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” 1997, t. 59, s. 465-484.
- [2] Balke N.S., Wohar M.E., *Nonlinear Dynamics and Covered Interest Rates Parity*, „Empirical Economics” 1998, t. 23, s. 535-559.
- [3] Blangiewicz M., Miłobędzki P., *Zależności pomiędzy stopami referencyjnymi WIBID i WIBOR dla depozytów o tym samym terminie zapadalności*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej im. Karola Adamieckiego w Katowicach, w redakcji.
- [4] Campbell J.Y., R.J.Shiller R.J., *Yield Spreads and Interest Rates Movements: A Bird's Eye View*. „Review of Economic Studies” 1991, t. 58, s. 495-514.
- [5] Caner M., Hansen B.E., *Threshold Autoregression with a Unit Root*, „Econometrica” 2001, t. 69, s. 1555-1596.
- [6] Clements M.P., Galvão A.B., *A Comparson of Tests of Nonlinear Cointegration with Application to the Predictability of US Interest Rates Using the Term Structure*, „International Journal of Forecasting” 2004, t. 20, s. 219-236.
- [7] Cook S., Manning N., *The Power of the Asymmetric Unit Root Tests under Threshold and Consistent-Threshold Estimation*, „Applied Economics” 2003, t. 35, s. 1543-1550.

- [8] Cuthbertson K., Nitzsche D., *Quantitative Financial Economics. Bonds, Stocks and Foreign Exchange*, Wiley, Chichester 2003.
- [9] Dacco R., Satchel S., *Forward and Spot Exchange Rates in a Bivariate TAR Framework*, „European Journal of Finance” 2001, t. 7, s. 131-143.
- [10] Dijk van D., Fransens P.H., *Nonlinear Error Correction Models for Interest Rates in The Netherlands*, [w:] W.A. Barnett (red.), *Nonlinear Econometric Modelling in Time Series Analysis*, Proceedings of the eleventh international symposium in economic theory and econometrics, Cambridge University Press, Cambridge 2000, s. 203-227.
- [11] Enders W., *Improved Critical Values for the Enders-Granger Unit-Root Test*, „Applied Economic Letters” 2001, t. 8, s. 257-261.
- [12] Enders W., Granger C.W.J., *Unit Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates*, „Journal of Business and Economic Statistics” 1998, t. 16, s. 304-311.
- [13] Enders W., Siklos P.L., *Cointegration and Threshold Adjustment*, „Journal of Business and Economic Statistics” 2001, t. 19, s. 166-176.
- [14] Engle R.F., Granger C.W.J., *Cointegration and Error Correction Representation. Estimation and Testing*, „Econometrica” 1987, t. 55, s. 251-276.
- [15] Fisher I., *The Theory of Interest*, MacMillan, London 1930.
- [16] Hamilton J., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton 1994.
- [17] Hansen B.E., *Inference in TAR Models*, „Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics” 1997, t. 2, s. 1-14.
- [18] 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.
- [19] 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.
- [20] Kuo S.H., Enders W., *The Term Structure of Japanese Interest Rates: The Equilibrium Spread with Asymmetric Dynamics*, „Journal of the Japanese and International Economies” 2004, t. 18, s. 84-98.
- [21] 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.
- [22] Lim A.C., *Bank Interest Rate Adjustments: Are They Asymmetric?*, „Economic Record” 2001, t. 77, s. 135-147.
- [23] Lutz F.A., *The Structure of Interest Rates*. „Quarterly Journal of Economics” 1940, t. 55, s. 36-63.
- [24] Million N., *Central Bank's Interventions and the Fisher Hypothesis: A Threshold Cointegration Investigation*, „Economic Modelling” 2004, t. 21, s. 1051-1064.

- [25] Petrucelli J., Woolford S., *A Threshold AR(1) Model*, „Journal of Applied Probability” 1984, t. 21, s. 270-286.
- [26] *Regulamin fixingu stawek referencyjnych WIBOR i WIBID*, Polskie Stowarzyszenie Dealerów Bankowych Forex Polska, Warszawa, 1 luty 2004 roku.
- [27] Shin D.W., Lee D., *Tests for Asymmetry in Possibly Nonstationary Time Series Data*, „Journal of Business and Economic Statistics” 2001, t. 19, s. 233-244.
- [28] Świętoń M., *Terminowa struktura dochodowości skarbowych papierów wartościowych w Polsce w latach 1998-2001*, „Materiały i Studia” 2002 nr 150, NBP, Warszawa.
- [29] Tong H., *Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis*, Springer Verlag, New York 1983.
- [30] Tsay R.S., *Testing and Modelling Multivariate Threshold Models*, „Journal of the American Statistical Association” 1998, t. 93, s. 1188-1202.
- [31] Ziarko-Siwek U., Kamiński M., *Empiryczna weryfikacja teorii oczekiwań terminowej struktury stóp procentowych w Polsce*, „Materiały i Studia” 2003 nr 159, NBP, Warszawa.

ASYMMETRY IN THE ADJUSTMENT OF THE WIBOR INTEREST RATES AT THE POLISH INTERBANK MARKET

Summary

The paper is devoted to the analysis of the interest rates spreads at the Polish interbank market. It assumed that in the long run WIBOR long and short interest rates are in equilibrium, in the short run however, the adjustment towards equilibrium is asymmetric due to different behaviour of traders in bull and bear markets. The analysis is nested in the bivariate vector error correction model (BVEC) framework with the error correcting term build upon threshold (TAR) and momentum threshold autoregressions (M-TAR). The inference about the nature of the interest rates spreads is based upon the daily time series from the period January 4, 1999-April 1, 2005. The main finding is that in the long run the long-short rate relations are constant and linear attractors. Akaike and Schwarz-Bayes system criteria strongly support the hypothesis stating that the proper model for the long-short interest rates relations are the bivariate VECs with either TAR or M-TAR correcting term in which the shorter rate is the Granger cause for the longer rate, and the longer rate is the cause for the shorter rate. The RPP's attitude towards the monetary policy is found to have an impact on interest rates behaviour.

Załącznik

Tabela 1a. Wyniki testów pierwiastka jednostkowego i stacjonarności dla wybranych stóp WIBOR, obserwacje dzienne z okresu 4.01.1999-1.04.2005

WIBOR		Test									
Typ	n	Procedura Leybourne'a				KPSS			Phillips-Perron		
		ADF _f	AIC(j)	ADF _r	AIC(J)	KPSS _A	KPSS _B	l	PP _A	PP _B	l
1w	1575	-1,2801	-616,73 (9)	0,5399	-617,37 (9)	5,0835	0,8232	24	-0,7632	-1,7034	24
1m	1575	-1,4309	191,70 (6)	0,8338	191,14 (6)	5,1236	0,7839	24	-0,6299	-1,4374	24
3m	1575	-1,5497	1178,60 (2)	1,2074	1176,30 (2)	5,1512	0,7636	24	-0,3559	-1,2356	24
6m	1575	-1,4686	1316,20 (8)	1,2150	1306,60 (8)	5,1130	0,7474	24	-0,2419	-1,2664	24
1r	1063	-4,2456 ^A	1177,60 (2)	3,5639 ^A	1165,50 (2)	3,4017	1,1404	22	-4,1429	-1,6775	22

ADF_f, ADF_r – wartości statystyk testu ADF dla obserwacji uporządkowanych chronologicznie (f) oraz występujących w porządku odwrotnym (r); AIC(j) – wartość kryterium informacyjnego Akaikiego w relacji pomocniczej testu ADF wraz z rzedem opóźnień (j) likwidującym autokorelację; l – parametr obciążenia (*truncation lag*); asymptotyczne wartości krytyczne dla ADF_f i Phillipsa-Perrona: -3,41 dla relacji pomocniczej ze stałą i trendem (B), -2,86 dla relacji pomocniczej ze stałą (A), -1,95 dla relacji pomocniczej bez elementów deterministycznych (pozostałe przypadki); wartości krytyczne testu KPSS_A: 0,463 (hipoteza o stacjonarności względem stałej), KPSS_B: 0,1416 (hipoteza o stacjonarności względem trendu); wszystkie wartości krytyczne podane są dla poziomu istotności $\alpha = 0,05$

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 1b. Wyniki testów pierwiastka jednostkowego i stacjonarności dla wybranych spreadów pomiędzy stopami WIBOR, obserwacje dzienne z okresu 4.01.1999-1.04.2005

WIBOR		Test									
Typ	n	Procedura Leybourne'a				KPSS			Phillips-Perron		
		ADF _f	AIC(j)	ADF _r	AIC(J)	KPSS _A	KPSS _B	l	PP _A	PP _B	l
1m1w	1575	-8,2199	-259,19 (2)	-8,2229	-259,02 (2)	0,5935	0,5325	24	-11,6488	-11,6813	24
3m1m	1575	-5,1469	615,40 (6)	-5,0406	613,51 (6)	0,4374	0,3976	24	-6,4875	-6,5049	24
6m3m	1575	-3,3924	1926,10 (6)	-2,6964	1918,30 (6)	0,7320	0,5612	24	-3,9091	-3,9278	24
1r6m	1063	-1,7523	1341,80 (4)	-1,5971	1337,60 (4)	2,7904	0,2288	22	-2,8516	-4,7808	22
1m1w	1575	-8,2199	-259,19 (2)	-8,2229	-259,02 (2)	0,5935	0,5325	24	-11,6488	-11,6813	24

ADF_f, ADF_r – wartości statystyk testu ADF dla obserwacji uporządkowanych chronologicznie (f) oraz występujących w porządku odwrotnym (r); AIC(j) – wartość kryterium informacyjnego Akaikiego w relacji pomocniczej testu ADF wraz z rzedem opóźnień (j) likwidującym autokorelację; l – parametr obciążenia (*truncation lag*); asymptotyczne wartości krytyczne dla ADF_f i Phillipsa-Perrona: -3,41 dla relacji pomocniczej ze stałą i trendem (B), -2,86 dla relacji pomocniczej ze stałą (A), -1,95 dla relacji pomocniczej bez elementów deterministycznych (pozostałe przypadki); wartości krytyczne testu KPSS_A: 0,463 (hipoteza o stacjonarności względem stałej), KPSS_B: 0,1416 (hipoteza o stacjonarności względem trendu); wszystkie wartości krytyczne podane są dla poziomu istotności $\alpha = 0,05$

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2. Oszacowania modeli TAR i M-TAR dla spreadów pomiędzy stopami WIBOR, obserwacje dzienne z okresu 4.01.1999-1.04.2005

Statystyka	Spread			
	1mlw	3mlm	6m3m	1r6m
	Model			
	MTAR- zgodny n=1572	MTAR- trend n=1573	TAR-zgodny n=1573	TAR-zgodny n=1059
	Augmentacja			
	2	1	1	3
ρ_1	-0,06111	-0,07996	-0,10859	-0,00181
$t(\rho_1)^a$	-3,4222**	-7,1491**	-4,3663**	-0,35672
ρ_2	-0,21376	-0,01474	-0,0091	-0,08304
$t(\rho_2)^b$	-9,9167**	-1,2678	-2,2461*	-4,3059**
AIC ^c	-186,1318	658,3604	1966,6493	1363,9688
Φ^d	53,933**	26,252**	11,981**	9,3173**
$\rho_1 = \rho_2^e$	30,7737**	16,5487**	15,6284**	16,687**
Autokorelacja ^f	0,0368	0,0187	0,002	0,0297
α_0	-0,07	0,0374	0,2	-0,41
α_1	×	-0,0001	×	×

W wierszach zamieszczono wartości próbkowe: ^a – statystyki t-Studenta dla $H_0: \rho_1=0$; ^b – statystyki t-Studenta dla $H_0: \rho_2=0$; ^c – kryterium informacyjnego Akaikego; ^d – statystyki F Endersa-Grangera dla $H_0: (\rho_1=0 \text{ i } \rho_2=0)$; ^e – statystyki χ^2 Walda dla $H_0: \rho_1=\rho_2$; ^f – Boxa-Pierce'a na autokorelację; * (**) – istotność na poziomie istotności $\alpha=0,05$ ($\alpha=0,01$)

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3. Oszacowania modeli BVEC dla stóp WIBOR z asymetrycznym składnikiem korekty

Statystyka	Model								
	1mlw		3mlm			6m3m		1r6m	
	Zmienna objaśniana								
	$\Delta 1m$	$\Delta 1w$	$\Delta 3m$	$\Delta 1m$	$\Delta 6m$	$\Delta 3m$	$\Delta 1r$	$\Delta 6m$	
1	2	3	4	5	6	7	8	9	
γ_{it}	0,0052	0,0286	x	x	x	x	x	x	
$t(\gamma_{it})$	-0,6877	2,3079	x	x	x	x	x	x	
γ_{1i}	-0,1352	0,1034	-0,0164	0,0715	-0,2583	-0,0472	-0,2241	0,2790	
$t(\gamma_{1i})$	-4,0874	1,9830	-0,4778	1,1263	-6,1112	-1,0116	-5,4481	6,4228	
γ_{2i}	-0,0700	0,0695	-0,0275	-0,1885	-0,0577	-0,0092	-0,1152	0,1563	
$t(\gamma_{2i})$	-2,3009	1,7104	-0,8091	-2,9803	-1,3665	-0,1997	-2,5965	3,3357	
γ_{3i}	-0,1112	-0,1440	-0,0803	-0,2178	-0,0853	-0,0507	-0,0943	0,0697	
$t(\gamma_{3i})$	-3,7192	-3,5314	-2,4096	-3,4837	-2,6043	-1,8579	-2,0958	1,4688	
γ_{4i}	x	x	x	-0,1006	-0,0430	-0,0016	-0,0741	0,0198	
$t(\gamma_{4i})$	x	x	x	-2,1487	-1,3224	-0,0579	-1,6598	0,4204	
γ_{5i}	x	x	x	-0,2409	0,0227	0,0173	-0,0946	-0,0474	
$t(\gamma_{5i})$	x	x	x	-5,2382	0,6992	0,6400	-2,1644	-1,0272	
γ_{6i}	x	x	x	x	-0,1632	-0,0937	0,1242	0,1410	
$t(\gamma_{6i})$	x	x	x	x	-5,1341	-3,4639	3,1061	3,3389	
δ_{it}	0,1320	0,0538	0,0948	0,0203	0,3326	0,1537	0,2941	-0,1884	
$t(\delta_{it})$	6,1849	1,6024	5,2230	0,6038	8,8411	3,7017	7,7380	-4,6967	
δ_{1i}	0,0901	x	0,0828	0,1234	0,1084	0,0854	0,1589	-0,0826	
$t(\delta_{1i})$	5,6469	x	4,5232	3,6279	2,8199	2,0232	3,8161	-1,8780	
δ_{2i}	0,032	x	0,0511	0,0307	0,0371	x	0,0999	-0,0777	

cd. tab. 3

1	2	3	4	5	6	7	8	9
$t(\delta_{1i})$	2,0678	x	2,8208	0,9106	1,5713	x	2,3667	-1,7443
δ_{4i}	x	x	x	0,0123	0,0320	x	0,0832	-0,0216
$t(\delta_{4i})$	x	x	x	0,4879	1,3625	x	1,9757	-0,4850
δ_{5i}	x	x	x	0,0601	0,0381	x	0,0725	0,0306
$t(\delta_{5i})$	x	x	x	2,396	1,6231	x	1,7589	0,7033
δ_{6i}	x	x	x	x	0,0752	x	-0,1842	-0,2045
$t(\delta_{6i})$	x	x	x	x	3,2689	x	-4,9083	-5,1614
d_{1i}	0,0015	-0,0463	-0,0024	-0,0174	x	x	-0,0179	-0,0096
$t(d_{1i})$	0,1288	-2,4527	-0,5479	-2,1215	x	x	3,0900	-1,5696
d_{2i}	x	x	-0,0083	-0,0055	x	x	x	x
$t(d_{2i})$	x	x	-2,0318	-0,7339	x	x	x	x
ρ_{1i}	0,0688	0,132	0,0461	0,1577	0,0576	0,0901	0,0634	0,0572
$t(\rho_{1i})$	4,5462	5,4352	5,3789	9,8586	3,1003	4,3967	5,5085	4,7063
ρ_{2i}	0,0544	0,2813	0,0270	0,0619	0,0538	0,0677	0,0300	0,0476
$t(\rho_{2i})$	3,1288	10,188	3,1161	3,7950	5,8737	6,7304	2,9491	4,4335
W1	28,868	18,597	6,5458	52,604	73,545	16,744	53,462	57,175
W2	56,548	2,555	45,195	17,743	90,012	15,741	94,691	59,037
W3	0,4209	16,986	2,8248	20,574	0,0364	1,0198	5,3184	0,3984
W4	33,557	x	23,776	x	2,039	x	6,4707	x
$Q(1)$	0,0001	0,435	0,0093	0,1174	0,025	0,0134	0,0631	0,0042
$Q(5)$	2,4048	2,9211	0,3620	0,6942	0,1547	0,8657	0,1079	0,1311
ARCH(1)	239,23	61,972	43,245	263,81	227,88	42,885	194,70	198,11
ARCH(5)	280,67	84,789	58,202	327,22	291,20	54,567	250,42	252,74
AIC/SBC	43,838	-4,392	1922,5	1858,2	3352,4	3288,1	2646,1	2571,7

W tabeli znajdują się wartości próbkowe statystyk testów: $t(\beta_j)$ – t-Studenta, Walda dla ograniczeń: W1: $\gamma_i = \dots = \gamma_{i(x)/i} = 0$; W2: $\delta_i = \dots = \delta_{i(y)/i} = 0$; W3: $\rho_{1i} = \rho_{12}$; W4: $\rho_{11} = \rho_{12}$; $\rho_{21} = \rho_{22}$; $Q(m)$ – Boxa-Pierce'a na autokorelację rzędu m , ARCH(s) – LM Engle'a-Bollersleva dla efektów typu ARCH rzędu s ; 'i' – numer równania w dwurównaniowym układzie VAR, $i=1,2$; AIC – systemowe kryterium informacyjne Akaikiego, SBC – systemowe kryterium informacyjne Schwarza-Bayesa; czcionka pogrubiona w dolnej części tablicy oznacza istotność na poziomie $\alpha=0,05$

Źródło: obliczenia własne.