

Magdalena ULRICHS

Wpływ zmian płynności sektora bankowego na sferę realną gospodarki polskiej¹

Wiele zmiennych i relacji ekonomicznych zachowuje się inaczej w zależności od stanu, w jakim znajduje się gospodarka. W przypadku niestalości parametrów takich relacji należy uwzględnić ich zmienność w modelach empirycznych. Modele o zmiennych parametrach, których zmiany mają charakter skokowy nazywamy przełącznikowymi. Modele owe mogą być z powodzeniem używane do identyfikacji momentów zmian stanów (punktów zwrotnych). Szczególnym przypadkiem są modele przełącznikowe, w których zmiany w czasie parametrów dokonuje się za pomocą zmiennych zero-jedynkowych (Maddala, 2006; Welfe, 1998). Stosowanie zmiennych zero-jedynkowych wymaga jednak znajomości dat zmian stanów, co w analizie punktów zwrotnych jest utrudnione. W tym przypadku moment ten traktowany jest jako dodatkowy parametr modelu podlegający estymacji. Można przyjąć, że procesem sterującym przechodzenie ze stanu do kolejnego stanu jest pewien proces stochastyczny, np. jednorodny łańcuch Markowa. Otrzymujemy w ten sposób tzw. przełącznikowe modele Markowa (*Markov-Switching Models — MS Models*). Ich zastosowanie w analizach ekonomicznych rozpowszechnił James D. Hamilton² (1988, 1989). Modele te stały się popularnym narzędziem analizy niestacjonarnych szeregów czasowych. Charakteryzują się one tym, że w procesie generującym dane obserwacje powstały na skutek różnych mechanizmów losowych, czyli w szeregu możemy zidentyfikować występowanie tzw. stanów. Metoda ta uważana jest za niezwykle skuteczną³. Zyskała szczególne znaczenie przy modelowaniu i analizie procesów finansowych, charakteryzujących się asymetrycznymi rozkładami, w przypadku których w procesach generujących dane obecna jest nieliniowość.

¹ Praca finansowana z funduszu Narodowego Centrum Nauki, umowa nr 5294/B/H03/2011/40.

² Analiza wzrostu gospodarczego mierzonego poziomem dochodu narodowego w kolejnych kwartałach.

³ Dla danych polskich estymacje punktów zwrotnych za pomocą przełącznikowych modeli Markowa można znaleźć m.in.: Fic T. (2009), s. 49—66; Decewicz A., Dędyś M. (1999), s. 177—184.

MODELE PRZEŁĄCZNIKOWE MARKOWA

Założmy, że proces generujący dane (DGP) zależy od stanu, w jakim znajduje się gospodarka. Rozważmy następujący proces generujący zmienną Y_t :

$$Y_t = a_{0S_t} + a_{1S_t} X_t + \varepsilon_t \quad \text{dla } t=1, \dots, T \quad (1)$$

gdzie:

$S_t \in \{1, \dots, k\}$ — przestrzeń stanów,
 $\varepsilon_t | S_t \sim N(0, \sigma_{S_t}^2)$ — składnik losowy, którego wariancja zależy od stanu gospodarki.

Idea modeli przełącznikowych Markowa polega na uwzględnieniu faktu, że proces generujący dane zależy od nieobserwowalnej zmiennej reprezentującej stan gospodarki w okresie t . Parametry modelu określającego zmienne systemu zależą zatem od pewnej stochastycznej nieobserwowalnej zmiennej $S_t \in \{1, \dots, k\}$ charakteryzującej stan gospodarki. Proces stochastyczny generujący nieobserwowalne stany może być ergodycznym łańcuchem Markowa, określonym przez prawdopodobieństwo przejścia ze stanu j do stanu i . Jeżeli ilość stanów jest skończona, tj. $i = 1, \dots, k$, to można wyznaczyć prawdopodobieństwo $p_{ij} = P(S_t = j | S_{t-1} = i)$, które mówi, że gospodarka w okresie t jest w stanie i pod warunkiem, że w okresie $t-1$ była w stanie j , przy czym spełniony jest warunek $\sum_{j=1}^k p_{ij} = 1 \forall i \in \{1, \dots, k\}$.

Macierz prawdopodobieństwa przejścia dana jest jako $\mathbf{P} = \begin{bmatrix} p_{11} & \cdots & p_{1k} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ p_{k1} & \cdots & p_{kk} \end{bmatrix}$,

gdzie p_{ij} jest prawdopodobieństwem przejścia systemu ze stanu j do stanu i .

Otrzymujemy w ten sposób k -stanowy łańcuch Markowa z prawdopodobieństwem przejścia ze stanu j do stanu i (Hamilton, 1994).

Modele przełącznikowe Markowa są elastycznym narzędziem służącym do modelowania szeregów czasowych podlegających zmianom strukturalnym. W zależności od tego, które parametry podlegają przełączeniu możemy wyróżnić m.in. następujące procesy generujące dane (Thams, 2007):

- *MSM* — *Markov-Switching mean* — proces ze zmienną średnią,
- *MSI* — *Markov-Switching intercept* — proces ze zmiennym wyrazem wolnym,
- *MSA* — *Markov-Switching autoregressive parameters* — proces ze zmiennym parametrem autoregresyjnym,
- *MSH* — *Markov-Switching heteroscedasticity* — proces ze zmienną wariancją,

- *MSVAR* — *Markov-Switching VAR models* — wektorowe modele autoregresyjne (*VAR*) ze zmiennymi parametrami oraz kombinacje tych modeli.

Założmy, że $k = 2$ — otrzymujemy wtedy dwie reprezentacje procesu Y_t . Na przykład model jednorównaniowy, w którym wyraz wolny, parametry autoregresyjne kolejnych p (opóźnień zmiennej endogenicznej) oraz wariancja zależą od stanu systemu (model typu *MSIAH* — *AR(p)*) można zapisać następująco:

- dla $i = 1$ $Y_t = a_{01} + a_{11}Y_{t-1} + \dots + a_{p1}Y_{t-p} + \varepsilon_t$, gdzie $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_1^2)$,
- dla $i = 2$ $Y_t = a_{02} + a_{12}Y_{t-1} + \dots + a_{p2}Y_{t-p} + \varepsilon_t$, gdzie $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_2^2)$.

Z kolei wielorównaniowy model przełącznikowy Markowa typu *VAR(q)*, w którym zarówno wyraz wolny, parametry autoregresyjne dla q opóźnień zmiennych endogenicznych oraz wariancja zależą od stanu systemu można natomiast zapisać jako:

$$y_t = A_{0, S_t} + A_{1, S_t} y_{t-1} + \dots + A_{q, S_t} y_{t-q} + \varepsilon_t, \quad \text{gdzie } \varepsilon_t | S_t \sim NID(0, \Sigma_{S_t}^2)$$

WSPÓŁZALEŻNOŚĆ RYNKU FINANSOWEGO I SFERY REALNEJ GOSPODARKI

Rynek finansowy pełni obecnie niezmiernie istotną rolę w kształtowaniu gospodarki. Jest on mocno powiązany z realną sferą gospodarki, otoczeniem międzynarodowym, jak również zależy silnie od czynników monetarnych i prowadzonej polityki pieniężnej. Polski rynek finansowy podlegał systematycznemu rozwojowi. Potencjał gospodarczy stymulujący ten rozwój pochodzi przede wszystkim z zamożności społeczeństwa, która jest wypadkową ogólnego rozwoju gospodarczego kraju. Jednocześnie rozwój rynków finansowych pobudza rozwój gospodarczy. Widoczne są dwukierunkowe zależności pomiędzy rynkiem finansowym i zmiennymi objaśniającymi inne sfery gospodarki. Siła wpływu obu sektorów gospodarki zależy jednak od stopnia rozwoju rynku finansowego. Przyjmuje się, że jeśli rynek finansowy nie jest jeszcze w pełni rozwinięty sfera realna ma większy wpływ na rynek finansowy niż rynek finansowy na sferę realną, jednak wraz z rozwojem rynku finansowego wzrasta jego wpływ na realną sferę gospodarki. Badania wskazują, że Polska jeszcze nie ma silnie rozwiniętego rynku finansowego i obserwowany jest większy wpływ sfery realnej gospodarki na sferę finansową.

Spośród sektorów rynku finansowego najsilniejszy wpływ na gospodarkę polską ma sektor bankowy. Jest to związane z dominującym w naszej gospodarce niemiecko-japońskim modelem rynku finansowego. Zgodnie z nim największą rolę odgrywa wpływ sektora bankowego na sferę realną, natomiast rynek papierów wartościowych nie pełni tak znacznej roli w kształtowaniu koniunktury gospodarczej (w przeciwieństwie do modelu anglosaskiego, opartego w głównej mierze na rynku akcji i obligacji, które stanowią główne źródło uzyskiwania

kapitału finansowego). W najbliższych latach wpływ sektora finansowego na sferę realną gospodarki będzie najprawdopodobniej wzrastał, szczególnie jeśli Polska wstąpi do strefy euro. Wówczas zmniejszy się siła wpływu kursu walutowego, a powinien wzrosnąć wpływ rynku papierów wartościowych. W kontekście silnego uzależnienia zmian zachodzących w gospodarce od rozwoju rynku bankowego niezmiernie istotne wydaje się zbadanie, jakie znaczenie dla zmian w sferze realnej gospodarki mają zmiany strukturalne występujące w systemie bankowym oraz w jaki sposób są one przenoszone na zmienne sfery realnej.

W Polsce od początku istnienia dwustopniowego systemu bankowego mamy do czynienia z jego operacyjną nadpłynnością. Sposób zarządzania płynnością sektora bankowego jest istotnym czynnikiem determinującym popyt i podaż wolnych pieniędzy w jego systemie. Nadpłynność sektora bankowego powodowała, że banki komercyjne, dysponując rezerwami przewyższającymi rezerwy minimalne, odgrywały niezmiernie istotną rolę jako dostarczyciel gotówki na rynek finansowy.

Wykres 1 przedstawia nadwyżkę depozytów nad kredytami w sektorze bankowym. Nadwyżka ta może obrazować stopień nadpłynności sektora bankowego (*bank liquidity ratio* — *BLR*). Do końca 2008 r. widoczna była nadwyżka środ-

ków finansowych w systemie bankowym, jednak wraz ze wzrostem akcji kredytowej banków nadwyżka ta systematycznie obniżała się.

IDENTYFIKACJA ZMIAN STRUKTURALNYCH

W celu oceny, czy występowały zmiany strukturalne w systemie bankowym oraz w sferze realnej gospodarki oszacowano przełącznikowe modele autoregresyjne rzędu p ($AR(p)$) dla PKB oraz dla stopnia płynności sektora bankowego. Następnie, w celu weryfikacji, czy zmiany strukturalne obecne na rynku finansowym są powiązane (jednocześnie bądź z opóźnieniem/wyprzedzeniem) ze zmianami w sferze realnej gospodarki oszacowano wektorowy model autoregresyjnych $VAR(q)$.

Dane statystyczne użyte do estymacji to dane kwartalne. Wszystkie szeregi zostały oczyszczone z sezonowości (za pomocą procedury Census X12). Oszacowano 3 modele — dwa jednorównaniowe oraz dwurównaniowy uwzględniający powiązania pomiędzy analizowanymi zmiennymi.

Stopień płynności sektora bankowego

Oszacowano model $MSIH - AR(1)$ dla pierwszego przyrostu zmiennej BLR . Model ten ma postać⁴ $\Delta BLR_t = a_{0k} + a_1 \Delta BLR_{t-1} + \varepsilon_t$, gdzie $\varepsilon \sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$, $k = 1, 2$.

Próba obejmowała okres od I kwartału 1997 r. do II kwartału 2012 r. Otrzymano następujące oszacowania parametrów modelu⁵:

TABL. 1. OCENY PARAMETRÓW MODELU $MSIH - AR(1)$
ORAZ $AR(2)$ DLA ZMIENNEJ ΔBLR

Wyszczególnienie	$\hat{a}_0$	$\hat{a}_1$	$\hat{\sigma}_{\varepsilon}$	Średni nieprzerwany czas trwania
Stan 1	-0,0019	0,417	0,015	7,24
Stan 2	0,0125	0,417	0,029	3,44
Łącznie	-0,005	0,416	0,020	nie dotyczy

Źródło: obliczenia własne.

Macierz prawdopodobieństwa przejścia jest następująca $\mathbf{P} = \begin{bmatrix} 0,86 & 0,29 \\ 0,14 & 0,71 \end{bmatrix}$.

⁴ Wyróżniono w analizowanych systemach jedynie 2 stany, przyjęcie większej liczby stanów, ze względu na bardzo dużą liczbę parametrów do oszacowania, nie zwiększa własności predykcyjnych oszacowanych modeli.

⁵ Obliczenia przeprowadzono w pakiecie MS_Regress (*The MATLAB Package for Markov-Regime Switching Models*) — Perlin M. (2010).

W przypadku modelu *MSIH* – *AR*(1) dla stopnia płynności sektora bankowego zidentyfikowano dwa stany gospodarki — stan 1 obrazujący okres ujemnego średniego przyrostu poziomu analizowanej zmiennej i mniejszej wariancji oraz stan 2, w którym oszacowano dodatni średni przyrost poziomu płynności sektora bankowego, jak również obserwowano większą jego wariancję (tabl. 1).

Na wyk. 2 przedstawiono wygładzone prawdopodobieństwo przebywania systemu w stanach 1 i 2.

Analiza prawdopodobieństwa przebywania systemu w danym stanie pozwala określić okresy, w których sektor bankowy znajdował się w stanach 1 oraz 2. Stan 1 obejmował okresy: pierwsze półrocze 1998 r., lata 2000—2007 oraz od III kwartału 2009 r. do II kwartału 2012 r. W pozostałych okresach prawdopodobieństwo przebywania w stanie 2 przewyższało prawdopodobieństwo przebywania w stanie 1.

PKB

Dla PKB oszacowano model *MSIH* – *AR*(1) dla pierwszego przyrostu tej zmiennej. Próba obejmowała okres od I kwartału 1995 r. do II kwartału 2012 r. Oszacowano model autoregresyjny postaci: $\Delta GDP_t = a_{0k} + a_1 \Delta GDP_{t-1} + \vartheta_t$, gdzie $\vartheta_t \sim N(0, \sigma_{\vartheta k}^2)$, $k = 1, 2$, gdzie GDP_t — realny PKB, ceny stałe przy roku odniesienia 2005.

**TABL. 2. OCENY PARAMETRÓW MODELU *MSIH* — *AR*(1)
ORAZ *AR*(1) DLA ZMIENNEJ ΔGDP**

Wyszczególnienie	$\hat{a}_0$	$\hat{a}_1$	$\hat{\delta}_\varepsilon$	Średni nieprzerwany czas trwania
Stan 1	2195,93	0,03	2137,24	21,73
Stan 2	2859,85	0,03	6504,42	5,07
Łącznie	2382,74	0,03	3596,34	nie dotyczy

Źródło: jak przy tabl. 1.

Oszacowana macierz prawdopodobieństw przejścia jest następująca

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} 0,94 & 0,22 \\ 0,06 & 0,78 \end{bmatrix}.$$

W przypadku modelu *MSIH* — *AR*(1) dla pierwszego przyrostu PKB zidentyfikowano dwa stany gospodarki — stan 1 obrazujący okres niższego średniego przyrostu poziomu analizowanej zmiennej i mniejszej wariancji oraz stan 2, w którym oszacowano wyższy średni przyrost PKB, jak również obserwowano większą wariancję (tabl. 2).

Na wyk. 3 przedstawiono wygładzone prawdopodobieństwa przebywania systemu w stanach 1 oraz 2.

Stan 1 zdominował okresy: od połowy 1995 r. do połowy 1996 r., od początku 1997 r. do początku 2000 r. oraz od I kwartału 2009 r. do połowy 2012 r. W pozostałych okresach prawdopodobieństwo przebywania w stanie 2 przewyższało prawdopodobieństwo przebywania w stanie 1.

Model *MSIAH* – *VAR*(1) dla ΔGDP oraz ΔBLR

W celu oceny zależności pomiędzy płynnością sektora bankowego i zmianami PKB w Polsce oszacowano model *VAR*(1) z dwiema zmiennymi endogenicznymi ΔGDP oraz ΔBLR dla dwóch stanów ($k = 2$).

TABL. 3. OCENY PARAMETRÓW MODELU *MSIAH* – *VAR*(1)
ORAZ *VAR*(1) DLA ZMIENNEJ ΔGDP

Wyszczególnienie	Wyraz wolny	ΔGDP_{t-1}	ΔBLR_{t-1}	$\hat{\delta}$
Pierwsze równanie — zmienna objaśniana ΔGDP_t				
Stan 1	2422,72	-0,10	-40196,02	1992,15
Stan 2	-314,36	0,38	-56932,46	6131,01
Łącznie	1807,26	0,11	-31264,03	3204,06
Drugie równanie — zmienna objaśniana ΔBLR_t				
Stan 1	-0,004	0,0000013	0,51	0,00023
Stan 2	-0,015	-0,0000007	0,25	0,00077
Łącznie	-0,003	-0,0000008	0,38	0,00045

Źródło: jak przy tabl. 1.

Zestawiając średni czas nieprzerwanego trwania stanów 1 oraz 2 dla modelu *MSIAH* – *VAR*(1) otrzymujemy dla tych stanów następujący czas trwania: stan 1 — 17,46, stan 2 — 4,51.

Macierz prawdopodobieństwa przejścia jest następująca $\mathbf{P} = \begin{bmatrix} 0,94 & 0,22 \\ 0,06 & 0,78 \end{bmatrix}$.

W przypadku analizowanego modelu *MSIAH* – *VAR*(1) zidentyfikowano również dwa stany gospodarki — stan 1, obrazujący okres mniejszej wariancji oraz stan 2, gdy obserwowano większą jego wariancję (tabl. 3).

Na wyk. 4 przedstawiono wygładzone prawdopodobieństwo przebywania systemu w stanach 1 oraz 2.

Stan 1 zdominował okresy: od II kwartału 1997 r. do końca 1998 r., od III kwartału 1999 r. do początku 2007 r. oraz od połowy 2009 r. do połowy 2012 r. W pozostałych okresach prawdopodobieństwo przebywania w stanie 2 przewyższało prawdopodobieństwo przebywania w stanie 1.

Podsumowanie

Oszacowano modele przełącznikowe z ukrytymi łańcuchami Markowa dla PKB, stopnia płynności sektora bankowego oraz powiązań pomiędzy tymi zmiennymi. Na podstawie odpowiednich modeli oszacowano prawdopodobieństwo przebywania gospodarki w jednym z dwóch wyróżnionych stanów. Stan 1 dotyczył okresu większej stabilności zarówno gospodarki, jak i sektora bankowego (są to okresy, w których oszacowana wariancja była mniejsza), stan 2 obejmował okresy zwiększonej zmienności. Średni czas nieprzerwanego trwania stanu 1 na rynku kredytowym wynosił nieco ponad 7 kwartałów, podczas gdy dla stanu 2 było to niespełna 3,5 kwartału. Również w przypadku PKB średni czas nieprzerwanego przebywania w stanie 1 był dłuższy niż średni stan przebywania w stanie 2 (odpowiednio 21,73 kwartału oraz 5,07 kwartału). Model *VAR* potwierdza tę zależność (dla stanu 1 nieprzerwany czas trwania wynosił 17,46 kwartału, a dla stanu 2 — ok. 4,51 kwartału).

Potwierdzeniem współzależności sektora bankowego i realnej sfery gospodarki jest współwystępowanie zidentyfikowanych stanów. Zmiany stanów gospodarki są zbieżne z analizą tempa zmian PKB. W latach 1996 i 1997 w Polsce obserwowany był bardzo szybki wzrost gospodarczy, któremu poza popytem wewnętrznym sprzyjał wzrost stopnia finansowania podmiotów gospodarczych przez kredyty bankowe, wzrost inwestycji oraz zatrudnienia, jak i na-

plyw kapitału zagranicznego (stan 2). Pod koniec 1997 r. zaczęły być widoczne w gospodarce oznaki spowolnienia koniunktury — spadała wartość wskaźnika WIG (Drozdowicz-Bieć, 2012), zmniejszał się portfel zamówień w sektorze przedsiębiorstw i zwiększał się poziom zapasów. W roku 1997 na świecie wybuchł kryzys azjatycki, którego skutki dotknęły partnerów handlowych Polski. W 1998 r. rozprzestrzenił się kryzys rosyjski (przełom lat 1998/1999 to okres, w którym zidentyfikowano stan 2 w sektorze bankowym, jak również w przypadku modelu *VAR*), którego skutki były dla Polski silniej odczuwane niż skutki kryzysu azjatyckiego.

Przełom lat 1999/2000 to okres krótkiego ożywienia gospodarczego, jednak już od początku 2001 r. widoczne były symptomy ponownego wyhamowania rozwoju gospodarczego (nieznaczny spadek prawdopodobieństwa przebywania PKB w stanie 1). W Polsce w okresie tym prowadzono restrykcyjną politykę monetarną, jednocześnie wprowadzono kosztowne reformy. Pogłębiało to dodatkowo osłabienie wynikające z wpływu kryzysu światowego. Od roku 2002 zaobserwowano ożywienie gospodarcze. Pozytywny szok wynikający z akcesji Polski do UE wygasł stosunkowo szybko, jednakże uruchomił potencjał do rozwoju gospodarczego. Spowodowało to, że przedsiębiorstwa finansowały się w coraz większym stopniu z kredytu bankowego.

Lata 2006 i 2007 to okres bardzo szybkiego rozwoju gospodarczego Polski (okres zwiększonej wariancji w modelu PKB — stan 2), przy rosnącej presji inflacyjnej, zwiększeniu zapotrzebowania na kredyty, co powoduje przegrzanie gospodarki. Początkowe objawy spowolnienia gospodarczego w Polsce widoczne były już w 2006 r. Na skutek kryzysu światowego z lat 2007—2009 osłabienie koniunktury w Polsce zaczęło być widoczne, a na rynkach finansowych rozprzestrzenił się kryzys. Ponownie obserwować można było zwiększenie wariancji widocznej w sektorze bankowym. W latach 2007—2009 prawdopodobieństwo przebywania w stanie 2 przewyższało prawdopodobieństwo przebywania w stanie 1, we wszystkich 3 analizowanych modelach. Od początku 2010 r. prawdopodobieństwo przebywania w stanie 1 przewyższało prawdopodobieństwo przebywania w stanie 2, co oznacza, że gospodarka powróciła do okresu większej stabilności zarówno sektora bankowego, jak i sfery realnej.

dr Magdalena Ulrichs — *Uniwersytet Łódzki*

LITERATURA

- Decewicz A., Dędyś M. (1999), *Przełącznikowe łańcuchy Markowa w badaniach koniunktury*, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH”, z. 63
- Drozdowicz-Bieć M. (2012), *Cykle i wskaźniki koniunktury*, Wydawnictwo Poltext
- Fic T. (2009), *Cykl koniunkturalny w Polsce. Wnioski z modeli Markowa*, „Ekonomista”, nr 1
- Hamilton D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press

- Hamilton J. D. (1988), *Rational Expectations Econometric Analysis of Changes in Regime: An Investigation of the Term Structure of Interest Rates*, „Journal of Economic Dynamics and Control”, No. 12
- Hamilton J. D. (1989), *A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle*, „Econometrica”, No. 57
- Maddala G. S. (2006), *Ekonometria*, PWN, Warszawa
- Perlin M. (2010), *MS Regress — The MATLAB Package for Markov Regime Switching Models*, <http://ufrrgs.academia.edu/MarceloPerlin>
- Welfe A. (1998), *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*, PWE, Warszawa
- Thams A. (2007), *Inflation Transmissions in the EMU: A Markov-Switching VECM Analysis*, „MPRA Paper”, No. 1643

SUMMARY

Variables and economic relations behave differently depending on the state of the economy. In the case of parameter instability, their variability should be taken into account in the theoretical models. The observed two-way relationships between the variables of the financial market and the real economy are not fixed. Especially during economic crisis reflected fluctuations in the financial market can strongly destabilize the real economy. The main objective of the study was to identify structural changes, both visible on the financial markets and in the real economy and in the relations between them. The conclusions of the estimated MS-VAR model confirm that in the period 1995—2012 in the Polish banking sector experienced structural changes which had an impact on changes in the real economy of Poland.

РЕЗЮМЕ

Переменные и экономические отношения ведут себя по разному в зависимости от состояния, в каком находится экономика. В случае нестабильности параметров, их изменчивость необходимо учитывать в теоретических моделях. Наблюдаемая двусторонняя зависимость между переменными финансового рынка и сферы реальной экономики не является постоянной. Особенно в период экономического кризиса наблюдаемые колебания на финансовом рынке могут сильно дестабилизировать реальную сферу экономики. Главной целью обследования была идентификация структурных изменений, как на финансовом рынке, так и в реальной сфере экономики, а также в отношениях между ними. Выводы из оценки модели MS-VAR подтверждают, что в период 1995—2012 в польском банковском секторе замечались структурные перемены оказывающие влияние на изменения в реальной польской экономике.