

PRACE NAUKOWE

Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu

RESEARCH PAPERS

of Wrocław University of Economics

Nr 371

**Inwestycje finansowe i ubezpieczenia –
tendencje światowe a rynek polski**

Redaktorzy naukowci

Krzysztof Jajuga

Wanda Ronka-Chmielowiec



Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
Wrocław 2014

Redakcja wydawnicza: Jadwiga Marcinek
Redakcja techniczna: Barbara Łopusiewicz
Korekta: Barbara Cibis
Łamanie: Małgorzata Czupryńska
Projekt okładki: Beata Dębska

Informacje o naborze artykułów i zasadach recenzowania
znajdują się na stronie internetowej Wydawnictwa
www.pracnaukowe.ue.wroc.pl
www.wydawnictwo.ue.wroc.pl

Publikacja udostępniona na licencji Creative Commons
Uznanie autorstwa-Użycie niekomercyjne-Bez utworów zależnych 3.0 Polska
(CC BY-NC-ND 3.0 PL)



© Copyright by Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu
Wrocław 2014

ISSN 1899-3192
ISBN 978-83-7695-411-0

Wersja pierwotna: publikacja drukowana

Zamówienia na opublikowane prace należy składać na adres:
Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
tel./fax 71 36 80 602; e-mail: econbook@ue.wroc.pl
www.ksiegarnia.ue.wroc.pl

Druk i oprawa: TOTEM

Spis treści

Wstęp	9
Waldemar Aspadarec: Wyniki inwestycyjne funduszy hedge po doświadczeniach kryzysu finansowego	11
Aleksandra Baszczyńska: Metoda jądrowa w analizie finansowych szeregów czasowych.....	23
Katarzyna Byrka-Kita, Mateusz Czerwiński, Agnieszka Perepeczo: Reakcja akcjonariuszy na sprzedaż znaczących pakietów akcji.....	32
Katarzyna Byrka-Kita, Dominik Rozkrut: Ryzyko jako determinanta premii z tytułu kontroli – empiryczna weryfikacja.....	43
Iwona Chomiak-Orsa, Piotr Staszkiwicz: Reduced form of the standard approach for operational risk for economic capital assessment	54
Tadeusz Czernik: Efekt histerezy – wycena opcji i implikowana zmienność	65
Tadeusz Czernik, Daniel Iskra: Modyfikacja geometrycznego ruchu Browna oparta na czasie przebywania. Wycena instrumentów pochodnych, implikowana zmienność – badania symulacyjne.....	75
Magdalena Frasyniuk-Pietrzyk, Radosław Pietrzyk: Efektywność inwestycji funduszy emerytalnych w Polsce – wybrane problemy.....	88
Monika Hadaś-Dyduch: Produkty strukturyzowane – ujęcie algorytmiczne zysku z uwzględnieniem oddziaływania wskaźników rynku finansowego	101
Magdalena Homa: Wpływ strategii inwestycyjnej ubezpieczonego na rozkład wartości portfela ubezpieczeniowego w UFK.....	112
Marietta Janowicz-Lomott, Krzysztof Łyskawa: Kształtowanie indeksowych ubezpieczeń upraw oparte na indywidualizmie w postrzeganiu ryzyka przez gospodarstwa rolne w Polsce	123
Łukasz Jasiński: Innowacje produktowe w ubezpieczeniach zdrowotnych w Polsce.....	137
Lidia Karbownik: Determinanty zagrożenia finansowego przedsiębiorstw sektora TSL w Polsce.....	149
Tomasz Karczyński, Edward Radośniński: Ocena relacji pomiędzy trendami giełd światowych a trendami giełd Europy Środkowowschodniej na przykładzie warszawskiej Giełdy Papierów Wartościowych	165
Krzysztof Kowalke: Efektywność informacyjna Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie	177
Mieczysław Kowerski: Uwagi dotyczące sposobu liczenia stopy wypłaty dywidendy.....	188

Robert Kurek: Systemy informacyjne nadzoru ubezpieczeniowego.....	203
Agnieszka Majewska: Porównanie strategii zabezpieczających portfel akcji z wykorzystaniem kontraktów <i>futures</i> na WIG20 w okresach spadków i wzrostów cen	213
Tomasz Miziołek: Ocena efektywności zarządzania funduszami ETF posiadającymi ekspozycję na polski rynek akcji	224
Joanna Olbryś: Efekt przedziałowy parametru ryzyka systematycznego na GPW w Warszawie SA	236
Andrzej Paliński: Wykorzystanie wartości likwidacyjnej aktywów kredytobiorcy i metody Monte Carlo do wyznaczenia oprocentowania kredytu bankowego.....	245
Jarosław Pawłowski: Zarządzanie ryzykiem pogodowym – przykład wykorzystania pogodowego instrumentu pochodnego przez producenta piwa w Polsce.....	255
Dorota Pekasiewicz: Wybrane testy zgodności dotyczące rozkładów statystyk ekstremalnych i ich zastosowanie w analizach finansowych.....	268
Marcin Salamaga: Efektywność krótkoterminowych inwestycji w złoto	278
Anna Sroczyńska-Baron: Analiza wysokości progu oferty obowiązkowej przy przejściach spółek w oparciu o teorię gier kooperacyjnych	289
Waldemar Tarczyński: Ocena różnych wariantów fundamentalnego portfela papierów wartościowych	298
Magdalena Ulrichs: Zmiany strukturalne na polskim rynku finansowym a sfera realna gospodarki – analiza empiryczna	310
Stanisław Wanat: Efekt dywersyfikacji ryzyka w Solvency II w świetle wyników ilościowego badania wpływu QIS5	320
Ryszard Węgrzyn: Ocena trafności prognoz zmienności indeksu WIG20 konstruowanych na podstawie wybranych modeli klasy GARCH oraz rynkowej zmienności implikowanej.....	331
Stanisław Wieteska: Wybuch jako element ryzyka w ubezpieczeniach od ognia i innych zdarzeń losowych.....	344
Marcelina Więckowska: Obligacje w zarządzaniu ryzykiem katastroficznym	359
Piotr Wybieralski: Zastosowanie wybranych instrumentów pochodnych w warunkach ograniczonej dostępności limitów skarbowych na walutowym rynku pozagieldowym	371
Dariusz Zarzecki: Koszt kapitału, płynność i ryzyko – analiza sektorowa na rynku amerykańskim	383

Summaries

Waldemar Aspadarec: Investment performance of hedge funds after the financial crisis	22
Aleksandra Baszczyńska: Kernel method in the analysis of financial time series	31
Katarzyna Byrka-Kita, Mateusz Czerwiński, Agnieszka Perepeczo: Market reactions to transfer of control within block trades in public companies – empirical evidence	42
Katarzyna Byrka-Kita, Dominik Rozkrut: Risk as a determinant of control premium – empirical evidence.....	53
Iwona Chomiak-Orsa, Piotr Staszkiwicz: Zredukowana forma metody standardowej do oceny kapitału ekonomicznego	64
Tadeusz Czernik: Hysteretic-like effect – derivative pricing and implied volatility	74
Tadeusz Czernik, Daniel Iskra: Modified geometric Brownian motion – occupation time approach. Derivative pricing, implied volatility – simulations.....	87
Magdalena Frasyniuk-Pietrzyk, Radosław Pietrzyk: Pension funds performance in Poland – selected problems	100
Monika Hadaś-Dyduch: Valuation of structured product according to algorithmic interaction with regard to the financial market	110
Magdalena Homa: Effect of investment strategy for the distribution of the portfolio value in unit-linked insurance.....	121
Marietta Janowicz-Lomott, Krzysztof Łyskawa: Individualism in risk perception by farms in Poland and in the development of insurance products	136
Łukasz Jasiński: Product innovations in health insurances in Poland.....	148
Lidia Karbownik: Determinants of financial threat of the enterprises from transport, forwarding and logistic sector in Poland	164
Tomasz Karczyński, Edward Radościński: Assessment of relation between global and Central Europe stock market trends on the example of the Warsaw Stock Exchange	176
Krzysztof Kowalke: Effectiveness of information on the Warsaw Stock Exchange	187
Mieczysław Kowerski: Some remarks on the calculation of the dividend payout ratio	202
Robert Kurek: Information systems of insurance supervision	212
Agnieszka Majewska: Comparison of hedging using futures on WIG20 in periods of price increases and decreases	223
Tomasz Miziolek: Evaluation of the effectiveness of management exchange-traded funds having exposure on the Polish equity market	235

Joanna Olbryś: Intervalling effect bias in beta: empirical results in the Warsaw Stock Exchange	244
Andrzej Paliński: Bank loan pricing with use the of the Monte Carlo method and the liquidation value of borrower's assets.....	254
Jarosław Pawłowski: Weather risk management – example of using weather derivative by a producer of beer in Poland	267
Dorota Pekasiewicz: Selected tests of goodness of extreme distributions and their application in financial analyses.....	277
Marcin Salamaga: The effectiveness of short-term investment in gold	288
Anna Sroczyńska-Baron: The analysis of the limit of obligatory offer based on the theory of cooperative games	297
Waldemar Tarczyński: Assessment of different variants of fundamental portfolio of securities	309
Magdalena Ulrichs: Structural changes on the Polish financial market and the real economy – an empirical analysis	319
Stanisław Wanat: The diversification effect in Solvency II in the light of the fifth quantitative impact study	330
Ryszard Węgrzyn: Assessment of the forecasts accuracy of the WIG20 index volatility constructed on the basis of selected models of the GARCH class and market implied volatility.....	343
Stanisław Wieteska: Explosion as an element of risk in insurance from fire and other random events.....	358
Marcelina Więckowska: Bonds for catastrophe risk management.....	370
Piotr Wybieralski: The application of selected currency derivatives in terms of constrained amounts of treasury limits in the OTC market.....	382
Dariusz Zarzecki: Cost of capital, liquidity and risk – sectoral analysis on the American capital market.....	411

Magdalena Ulrichs

Uniwersytet Łódzki

e-mail: magdau@uni.lodz.pl

ZMIANY STRUKTURALNE NA POLSKIM RYNKU FINANSOWYM A SFERA REALNA GOSPODARKI – ANALIZA EMPIRYCZNA

Streszczenie: Rynki finansowe są zwykle mniej stabilne niż rynki pozostałych form kapitałów. Decyzje inwestycyjne podejmowane przez podmioty gospodarcze, a szczególnie te, które dotyczą rynku finansowego, mogą być zatem obciążone dość wysokim ryzykiem inwestycyjnym. Głównym celem badania jest empiryczna identyfikacja momentów zmian parametrów strukturalnych relacji wiążących rynek kapitałowy (reprezentowany przez indeks WIG) oraz rynek pieniężny ze zmianami produktu krajowego brutto. Wnioski z oszacowanych przełącznikowych modeli MS-VAR potwierdzają, iż w okresie 1995-2012 na polskim rynku finansowym występowały zmiany strukturalne, które były powiązane ze zmianami w realnej sferze gospodarki¹.

Słowa kluczowe: modele przełącznikowe Markowa, zmiany strukturalne, rynek finansowy.

DOI: 10.15611/pn.2014.371.27

1. Wstęp

We współczesnej gospodarce ruch przepływów finansowych pomiędzy poszczególnymi podmiotami odbywa się na rynku finansowym. Przy czym na rynku tym dochodzi nie tylko do rozliczeń transakcji zawieranych pomiędzy podmiotami gospodarczymi, ale również do finansowania ich działalności [Dębski 2002]. Rozwój rynków finansowych jest związany ze stanem gospodarki i może pobudzać rozwój gospodarczy. Przyjmuje się, iż jeśli rynek finansowy nie jest jeszcze w pełni rozwinięty, większy wpływ ma sfera realna na rynek finansowy niż rynek finansowy na sferę realną, jednak wraz z rozwojem rynku finansowego wzrasta siła jego wpływu na realną sferę gospodarki.

Stan gospodarki zależy w dużej mierze od sytuacji na rynku finansowym, rynek ten pełni ważną funkcję w kształtowaniu rozwoju gospodarczego. Stabilny system

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

finansowy w istotny sposób wspiera realizację celów polityki monetarnej banku centralnego, a przez to tworzy podstawy do osiągnięcia długookresowego wzrostu gospodarczego. W warunkach rosnącej integracji finansowej gospodarek straty spowodowane przez kryzysy wywodzące się z sektora finansowego mogą być szczególnie dotkliwe. W przypadku wystąpienia kryzysu finansowego straty podmiotów sektora finansowego gwałtownie przenoszą się na gospodarkę realną, co ogranicza ponadto jej dostęp do kredytów niezbędnych do zapewnienia normalnego poziomu aktywności ekonomicznej. Polityka gospodarcza przeciwdziałająca lub ograniczająca ryzyka systemowe w kontekście stabilności finansowej nazywana jest polityką makroostrożnościową. Celem polityki makroostrożnościowej jest identyfikacja i ograniczenie ryzyka systemowego, rozumianego jako ryzyko wystąpienia zakłóceń w funkcjonowaniu krajowego systemu finansowego lub jego istotnej części, mających swe źródło w samym systemie finansowym lub poza nim, którego powstanie może wywołać poważne negatywne skutki dla realnej sfery działania gospodarki narodowej [Szpunar 2012]. Polityka makroostrożnościowa powinna być dostosowana do stanu, w jakim znajduje się gospodarka. Identyfikacja obserwowanych na rynku finansowym niestabilności, które są powiązane ze wzrostem gospodarczym, pozwala dostosować politykę makroostrożnościową do niwelowania skutków takich zaburzeń.

Głównym celem prezentowanego badania jest identyfikacja w latach 1995-2012 okresów zwiększonej niestabilności rynku kapitałowego i ocena, czy okresy te są powiązane z niestabilnością sfery realnej gospodarki. W tym celu dokonano estymacji dwurównaniowych przełącznikowych modeli autoregresyjnych opisujących zależności pomiędzy rynkiem kapitałowym oraz rynkiem pieniężnym a zmianami produktu krajowego brutto; oceniono, czy parametry w wyróżnionych dwóch stanach różnią się istotnie, oraz oszacowano prawdopodobieństwa przebywania systemu w określonym stanie. W analizowanych systemach wyznaczano zatem dwa stany: stan pierwszy odpowiada okresom, w których występowały większe wahania na analizowanych rynkach, natomiast stan drugi obrazuje stan większej stabilności na tych rynkach.

2. Modele ze zmiennymi parametrami

Jeżeli nie da się potwierdzić stałości parametrów modelu ekonometrycznego w czasie, to właściwe jest klasyfikowanie świata pod względem stanów (reżimów), np. okres recesji, ekspansji, okresy kryzysów. W takim przypadku wiele zmiennych i relacji ekonomicznych zachowuje się inaczej w zależności od stanu, w jakim znajduje się gospodarka. Niestalość parametrów w czasie należy zatem uwzględnić w modelach empirycznych. Modelami przełącznikowymi nazywamy wszystkie modele o zmiennych parametrach, w których zmiany mają charakter skokowy [Maddala 2006]. Modele takie mogą być używane do identyfikacji momentów zmian stanów (momenty przełączenia). Jeżeli momenty przełączenia są znane, to naturalne staje

się ich uwzględnienie np. za pomocą zmiennych zero-jedynkowych, jednak jeżeli nie są one znane, to należy je oszacować na podstawie dostępnych informacji. Moment przełączenia można traktować jako dodatkowy parametr modelu podlegający estymacji. Jeżeli przyjmiemy, iż procesem sterującym przechodzenie ze stanu do kolejnego stanu jest jednorodny łańcuch Markowa, to otrzymujemy tzw. przełącznikowe modele Markowa (Markov Switching Models, MS Models). Modele² te stały się popularnym narzędziem analizy niestacjonarnych szeregów czasowych, w których, obserwacje są generowane przez różne mechanizmy losowe, czyli w szeregu możemy zidentyfikować występowanie różnych stanów. Aktualnie metoda ta uważana jest za niezwykle skuteczną, zyskała istotne znaczenie przy modelowaniu i analizie procesów finansowych³, szczególnie procesów o asymetrycznych i nielinowych rozkładach.

3. Wyniki empiryczne na podstawie modeli przełącznikowych Markowa

Przeprowadzona analiza empiryczna polegała na oszacowaniu dwóch dwurównaniowych wektorowych autoregresyjnych modeli przełącznikowych Markowa [Krolzig 2001; Ehrmann et al. 2003] ze zmiennymi parametrami strukturalnymi oraz wariancją składnika losowego zależną od stanu (modele typu MSIAH-VAR(p) [Thams 2007]) i na ich podstawie oszacowaniu momentów wystąpienia zmian strukturalnych w ocenach zależności pomiędzy rynkiem kapitałowym (reprezentowanym przez zmiany indeksu WIG), rynkiem pieniężnym (reprezentowanym przez zmiany rynkowych stóp procentowych) a zmianami realnego produktu krajowego brutto.

Dla powyższych zmiennych oszacowano przełącznikowe wektorowe modele autoregresyjne MSIAH-VAR(p) rzędu p postaci⁴:

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{A}_{0,S_t} + \mathbf{A}_{1,S_t} \mathbf{Y}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_{p,S_t} \mathbf{Y}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t,$$

gdzie: \mathbf{Y}_t – macierz zmiennych endogenicznych modelu; \mathbf{A}_{i,S_t} – i -ta macierz parametrów modelu dla stanu S_t ; $S_t \in \{1, \dots, k\}$ – przestrzeń stanów; $\boldsymbol{\varepsilon}_t | S_t \sim NID(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_{S_t}^2)$ – macierz składników losowych.

² James D. Hamilton [1988, 1989] jako pierwszy zastosował modele przełącznikowe Markowa do badania koniunktury gospodarczej i rozpowszechnił ich zastosowanie w ekonomii.

³ Szerokie zastosowanie modeli przełącznikowych Markowa można znaleźć dla badania koniunktury gospodarczej. Dla danych polskich estymacje punktów zwrotnych za pomocą przełącznikowych modeli Markowa można znaleźć m.in. w: [Fic 2009; Decewicz, Dędyś 1999]. Zastosowanie mają one również w analizie finansowych szeregów czasowych o większej częstotliwości (np. [Koško, Pietrzak 2008; Doman 2004]).

⁴ Wektorowe modele autoregresyjne ze zmiennym wyrazem wolnym, parametrami autoregresyjnymi oraz zmienną wariancją składnika losowego (zob. [Thams 2007]).

Oszacowano dwa modele: pierwszy objaśniający relację pomiędzy zmianami indeksu WIG a zmianami realnego PKB, drugi ilustrujący relację pomiędzy zmianami realnej stopy WIBOR1M a zmianami realnego PKB w Polsce.

W badaniu przyjęto dwuelementową przestrzeń stanów procesów $S_t \in \{1,2\}$ (wyróżniono stan pierwszy odpowiadający okresom, w których występowały większe wahania na analizowanych rynkach, natomiast stan drugi obrazuje okresy większej stabilności na tych rynkach), dla których oszacowano macierze przejścia. Jeżeli wartość wygładzonego prawdopodobieństwa przebywania w danym stanie przekroczy przyjętą arbitralnie wielkość (naturalne jest przyjęcie wartości 0,5), to można uznać, że układ rzeczywiście znajdował się w wyróżnionym stanie. Można zatem przydzielić każdemu z badanych okresów stan, a momenty zmian stanu interpretować jako momenty przełączenia (zmiany ocen parametrów strukturalnych modelu).

Estymacji modeli dokonano na podstawie polskich danych kwartalnych obejmujących okres od pierwszego kwartału 1995 r. do czwartego kwartału 2012 r.⁵ Analizie poddano stacjonarne poziomy⁶ następujących zmiennych:

- GDP_t – zmiana poziomu PKB, mln zł, ceny stałe przy roku odniesienia 2005;
- $WIBOR_t$ – zmiana realnej stopy WIBOR1M;
- WIG_t – zmiana poziomu indeksu Warszawskiego Indeksu Giełdowego.

3.1. Model 1 – zależności pomiędzy zmiennymi $WIBOR_t$ oraz GDP_t

Na podstawie wartości kryterium informacyjnego Schwarz (BIC)⁷ oraz testów istotności opóźnień oszacowano model MSIAH-VAR(1) z dwiema zmiennymi endogenicznymi: GDP_t oraz $WIBOR_t$ dla dwóch stanów ($k = 2$). Otrzymano następujące oceny parametrów⁸:

⁵ Wszystkie szeregi zostały oczyszczone z wahań sezonowych – zastosowano procedurę Census X12.

⁶ Zarówno test ADF, jak i PP wskazują, na poziomie istotności poniżej 0,01, iż przyrosty badanych zmiennych są stacjonarne, natomiast ich poziomy zintegrowane w stopniu pierwszym.

⁷ Modele MS-VAR są wysoce parametrochłonne, dlatego oszacowano najprostsze ich wersje. W przypadku dwóch stanów oraz opóźnienia pierwszego rzędu w modelu MSIAH-VAR oszacowania wymaga 20 parametrów, wprowadzenie dłuższego rozkładu opóźnień powoduje znaczne zwiększenie liczby szacowanych parametrów, co przy nieznaczącej liczbie obserwacji nie zwiększa zdolności prognostycznych równań. Również z tego powodu zostały oszacowane oddzielne modele opisujące zależność pomiędzy rynkiem finansowym reprezentowanym przez indeks giełdowy WIG a PKB oraz pomiędzy zmianami stóp procentowych o PKB. Zbudowanie większego systemu wymaga dłuższych szeregów czasowych lub przejścia na dane o większej częstotliwości.

⁸ Obliczenia przeprowadzono w pakiecie MS_Regress (The MATLAB Package for Markov Regime Switching Models) [Perlin 2010].

Tabela 1. Wartości kryteriów informacyjnych AIC i BIC

Kryterium	Opóźnienie			
	1 kw.	2 kw.	3 kw.	4 kw.
AIC	1707,42	1641,14	1667,03	1648,08
BIC	1722,70	1765,68	1771,89	1776,23

Źródło: obliczenia własne.

W przypadku analizowanego modelu MSIAH-VAR(1) otrzymano następujące oszacowania parametrów w poszczególnych stanach (por. tab. 2).

Tabela 2. Oceny parametrów modelu MSIAH-VAR(1) dla GDP_t oraz $WIBOR_t$.

Stan	Wyraz wolny	GDP_{t-1}	$WIBOR_{t-1}$	$\hat{\sigma}$	R^2
Pierwsze równanie – zmienna objaśnian GDP _t					
Stan 1	591,65 (1081,52)	-0,55 (0,08)	-2278,12 (315,24)	8851,50	0,64
Stan 2	1009,49 (635,18)	-0,69 (0,05)	1048,19 (185,14)	5198,51	
Drugie równanie – zmienna objaśniana WIBOR _t					
Stan 1	-0,21 (0,37)	0,0001 (0,00003)	-0,72 (0,11)	3,03	0,54
Stan 2	-0,27 (0,15)	-0,0001 (0,00001)	-0,78 (0,05)	1,27	

Oznaczenia przyjęte w tabelicy: w nawiasach pod ocenami parametrów podano błędy szacunku tych ocen, $\hat{\sigma}$ – odchylenie standardowe reszt, R^2 – współczynnik determinacji

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3. Średni czas nieprzerwanego trwania stanu 1 oraz stanu 2

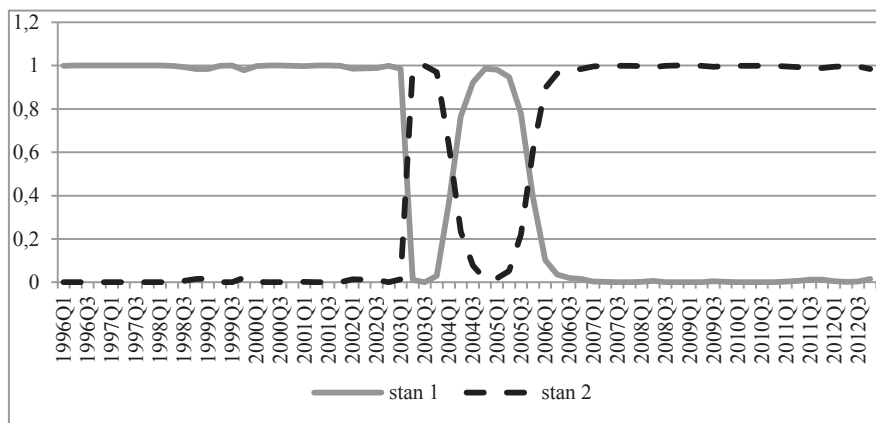
Stan	Czas trwania
Stan 1	21,23
Stan 2	30,91

Źródło: obliczenia własne.

Oszacowana macierz prawdopodobieństw przejścia jest następująca:

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} 0,95 & 0,03 \\ 0,05 & 0,97 \end{bmatrix}.$$

Na poniższym rysunku przedstawiono wygładzone prawdopodobieństwa przebywania systemu w stanie 1 oraz w stanie 2.



Rys. 1. Oszacowanie prawdopodobieństwa przebywania systemu w stanie 1 (linia ciągła) oraz w stanie 2 (linia przerywana) dla modelu MSIAH-VAR(1)

Źródło: opracowanie własne.

Analiza prawdopodobieństw przebywania systemu w danym stanie pozwala zidentyfikować następujące okresy: od 1 kwartału 1996 r. do końca 2002 r., przełom 2004 i 2005 r. oraz od początku 2006 r. do 2012 r. – stan 1, pozostałe okresy – stan 2.

Zidentyfikowano jedynie 3 momenty przełączenia pomiędzy stanami: 2 kwartał 2003 r., 2 kwartał 2004 r. oraz 4 kwartał 2005 r. Średni czas nieprzerwanego przebywania systemu w stanie pierwszym wynosi nieco ponad 21 kwartałów, podczas gdy dla stanu drugiego wynosi niecałe 31 kwartałów.

3.2. Model 2 – zależności pomiędzy indeksem WIG_t a PKB_t

Na podstawie wartości kryterium informacyjnego Schwarza (BIC) oraz testów istotności opóźnień oszacowano model MSIAH-VAR(1) z dwiema zmiennymi endogenicznymi: GDP_t oraz WIG_t dla dwóch stanów ($k = 2$). Otrzymano następujące oceny parametrów:

Tabela 4. Wartości kryteriów informacyjnych AIC i BIC

Kryterium	Opóźnienie			
	1 kw.	2 kw.	3 kw.	4 kw.
AIC	2774,57	2734,87	2709,49	2707,63
BIC	2774,57	2816,43	2814,35	2835,78

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5. Oceny parametrów modelu MSIAH-VAR(1) dla GDP_t oraz $WIBOR_t$

Stan	Wyraz wolny	GDP_{t-1}	$WIBOR_{t-1}$	$\hat{\sigma}$	R^2
Pierwsze równanie – zmienna objaśniana GDP_t					
Stan 1	-288,33 (433,28)	-1,50 (0,37)	0,33 (0,08)	9947,29	0,55
Stan 2	416,25 (815,50)	-0,59 (0,06)	0,03 (0,10)	6699,33	
Drugie równanie – zmienna objaśniana WIG_t					
Stan 1	18,76 (6,71)	-0,03 (0,11)	-0,11 (0,55)	8305,94	0,49
Stan 2	114,69 (335,32)	-0,05 (0,05)	-0,92 (0,08)	4307,39	

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 6. Średni czas nieprzerwanego trwania stanu 1 oraz stanu 2

Stan	Czas trwania
Stan 1	1,45
Stan 2	6,81

Źródło: obliczenia własne.

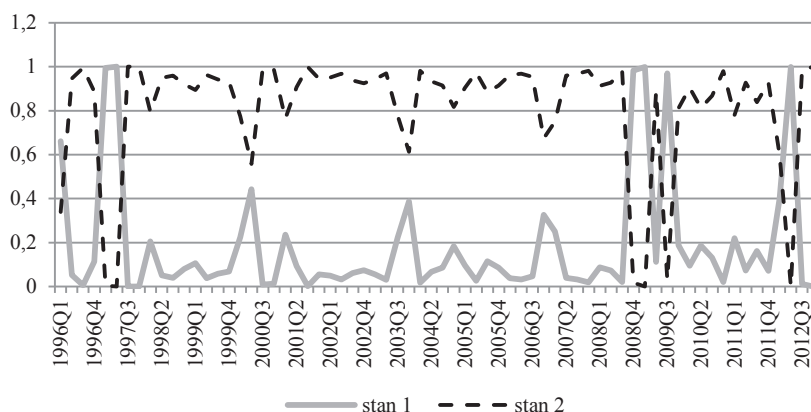
Oszacowana macierz prawdopodobieństw przejścia jest następująca:

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} 0,31 & 0,15 \\ 0,69 & 0,85 \end{bmatrix}.$$

W przypadku pokazanego powyżej oszacowanego modelu typu MSIAH-VAR(1) zidentyfikowano również dwa stany (por. tab. 5). Średni czas nieprzerwanego przebywania systemu w stanie pierwszym wynosi ok. 1,5 kwartału, podczas gdy dla stanu drugiego wynosi niecałe 7 kwartałów (por. tab. 6).

Na rysunku 2. przedstawiono wygładzone prawdopodobieństwa przebywania systemu w stanie 1 oraz w stanie 2.

Stan drugi obejmował okresy: 3 kwartał 1996 r. oraz od 3 kwartału 1997 r. do 3 kwartału 2008 r.; następnie do końca 2009 r. następuje częsta zmiana stanów. Od początku 2010 r. do połowy 2012 r. widoczna jest przewaga prawdopodobieństwa wystąpienia ponownie stanu 2, natomiast w połowie 2012 r. stanu 1.



Rys. 2. Oszacowanie prawdopodobieństwa przebywania systemu w stanie 1 (linia ciągła) oraz w stanie 2 (linia przerywana) dla modelu MSIAH-VAR (1)

Źródło: opracowanie własne.

4. Podsumowanie

Oszacowane modele pozwoliły na zidentyfikowanie dwóch stanów: stan pierwszy obejmuje okresy większej zmienności, natomiast stan drugi dotyczy okresu większej stabilności analizowanych systemów (są to okresy, dla których oszacowana wariancja była niższa). Średni czas nieprzerwanego przebywania systemów w stanie pierwszym jest w obu przypadkach krótszy niż średni stan przebywania w stanie drugim. W przypadku obu stanów oceny parametrów opisujących zależności pomiędzy poszczególnymi zmiennymi różnią się istotnie. Wskazuje to na konieczność dostosowania polityki gospodarczej (np. polityki pieniężnej oraz makroostrożnościowej) do stanu, w jakim znajduje się gospodarka. Ma to szczególne znaczenie w przypadku prowadzenia polityki w okresach znacznej niestabilności występującej na rynku finansowym (czyli okresach, w których może dojść do destabilizacji systemu finansowego). Trudność prognozowania *ex ante* stanów gospodarki powoduje jednak, iż szybkie dostosowanie polityki gospodarczej do stanu gospodarki jest trudne.

Oszacowane momenty przełączenia można odnieść do zachodzących w analizowanym okresie procesów gospodarczych. W latach 1996-1997 obserwowany był bardzo szybki wzrost gospodarczy [Drozdowicz-Bieć 2012], któremu sprzyjał wzrost stopnia finansowania podmiotów gospodarczych przez kredyty bankowe (stan 2). Pod koniec 1997 r. w gospodarce zaczęły być widoczne oznaki spowolnienia koniunktury, jak również spadały wartości wskaźnika WIG. Latem 1997 r. na świecie wybuchł kryzys azjatycki, a w 1998 r. kryzys rosyjski (efekty tych kryzysów nie miały jednak odzwierciedlenia w oszacowanych prawdopodobieństwach).

Od roku 2002 obserwowane było ożywienie gospodarcze w Polsce. W latach 2003-2005 wystąpiły momenty przełączenia pomiędzy stanem 1 a 2 w relacji objaśniającej wpływ stóp procentowych na PKB. Początkowe objawy spowolnienia gospodarczego w Polsce zauważalne były już w 2006 r. Na skutek światowego kryzysu finansowego z lat 2007-2009 w Polsce nastąpiło osłabienie koniunktury, co mogło skutkować silną destabilizacją relacji WIG a PKB w latach 2008-2009; zmiany reżimów były w tym okresie stosunkowo liczne.

Literatura

- Decewicz A., Dędyś M., 1999, *Przełącznikowe łańcuchy Markowa w badaniach koniunktury*, Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH, z. 63, s. 177-184.
- Dębski W., 2002, *Rynek finansowy i jego mechanizmy. Podstawy teorii i praktyki*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Doman R., 2004, *Forecasting the Polish Financial Market Volatility with Markov Switching Models. Macromodels*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Drozdowicz-Bieć M., 2012, *Cykle i wskaźniki koniunktury*, Wydawnictwo Poltext, Warszawa.
- Ehrmann M., Ellison M., Valla N., 2003, *Regime-dependent impulse response functions in a Markov-switching vector autoregression model*, Economics Letters, no. 78, p. 295-299.
- Fic T., 2009, *Cykl koniunkturalny w Polsce. Wnioski z modeli Markowa*, Ekonomista, nr 1, s. 49-66.
- 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.
- Kośko M., Pietrzak M., 2008, *Modeling Financial Time Series Volatility with Markov Switching Models*, Dynamic Econometric Models, vol. 8, p. 155-162.
- Krolzig H.-M., 2001, *Business cycle measurement in the presence of structural change: international evidence*, International Journal of Forecasting, no. 17, p. 349-368.
- Maddala G.S., 2006, *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Perlin M., 2010, *MS_Regress – The MATLAB Package for Markov Regime Switching Models*, SSRN 1714016.
- Szpunar P.J., 2012, *Rola polityki makroostrożnościowej w zapobieganiu kryzysom finansowym*, Materiały i Studia NBP, nr 278.
- Thams A., 2007, *Inflation Transmissions in the EMU: A Markov-Switching VECM Analysis*, MPRA Paper, no. 1643.

STRUCTURAL CHANGES ON THE POLISH FINANCIAL MARKET AND THE REAL ECONOMY – AN EMPIRICAL ANALYSIS

Summary: Financial markets are usually less stable than other forms of capital markets. Investment decisions, especially those related to the financial market, may therefore be subject to a relatively high investment risk. The main aim of the study is the empirical identification of moments of changes of structural parameters of the relations between capital market (represented by the WIG index) and the money market with changes in gross domestic product. Conclusions based on estimated - MS-VAR models confirm that, in the period 1995-2012, the Polish financial market experienced structural changes that were connected with changes in the real economy.

Keywords: Markov Switching Models, structural changes, financial market.