

Aneta Włodarczyk

Ekonometryczne narzędzia wykorzystywane do pozyskania informacji na temat zmienności inwestycji portfelowych OFE

Ekonomiczne Problemy Usług nr 87, 582-593

2012

Artykuł został opracowany do udostępnienia w internecie przez Muzeum Historii Polski w ramach prac podejmowanych na rzecz zapewnienia otwartego, powszechnego i trwałego dostępu do polskiego dorobku naukowego i kulturalnego. Artykuł jest umieszczony w kolekcji cyfrowej bazhum.muzhp.pl, gromadzącej zawartość polskich czasopism humanistycznych i społecznych.

Tekst jest udostępniony do wykorzystania w ramach dozwolonego użytku.

ANETA WŁODARCZYK
Politechnika Częstochowska

EKONOMETRYCZNE NARZĘDZIA WYKORZYSTYWANE DO POZYSKANIA INFORMACJI NA TEMAT ZMIENNOŚCI INWESTYCJI PORTFELOWYCH OFE

Wprowadzenie

W dobie społeczeństwa informacyjnego i gospodarki opartej na wiedzy coraz większego znaczenia nabierają złożone technologie informatyczno-ekonometryczne. Obecnie, w dynamicznie zmieniającej się rzeczywistości, informatyka sprzężona z nowoczesnymi, coraz doskonalszymi narzędziami ekonometrycznymi umożliwia pozyskiwanie dodatkowych informacji wspomagających proces podejmowania decyzji inwestycyjnych¹ czy proces dokonywania wyboru podmiotu, któremu chcemy powierzyć środki finansowe zgromadzone na poczet przyszłej emerytury. Przedmiotem działalności Otwartych Funduszy Emerytalnych (OFE) jest gromadzenie i efektywne inwestowanie środków finansowych pochodzących od członków funduszu celem akumulacji ich kapitału emerytalnego. Powszechnie Towarzystwa Emerytalne (PTE), zarządzające środkami finansowymi OFE, mogą prowadzić niezależną politykę inwestycyjną, której ramy zostały określone specjalnymi limitami dla poszczególnych kategorii lokat i ich udziałów w wartości aktywów². Powszechnie Towarzystwa Emerytalne, ustalając skład portfeli inwestycyjnych, biorą pod uwagę nie tylko limity inwestycyjne, ale i dwa za-

¹ Przegląd najnowszych metod ekonometrycznych wykorzystywanych do oceny ryzyka inwestycyjnego zawiera m. in. praca: W. Skrodzka, *Metody oceny pomiaru wartości zagrożonej w warunkach wzmoczonej niestabilności rynków finansowych*, w: *Przedsiębiorstwo w warunkach kryzysu*, Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego, Sopot 2009, nr 3/2, s. 549–551.

² Ustawa z dnia 25 marca 2011 r. o zmianie niektórych ustaw związanych z funkcjonowaniem systemu ubezpieczeń społecznych, DzU z 2011 r., nr 75, poz. 398.

sadnicze kryteria dotyczące osiągnięcia maksymalnej rentowności inwestowanych środków członków funduszu przy jednoczesnym zapewnieniu maksymalnego bezpieczeństwa aktywom będącym przedmiotem inwestycji, aby osiągnąć efekt stabilnego i długoterminowego wzrostu inwestowanych aktywów³. Realizacja tak sformułowanych celów działalności inwestycyjnej OFE powinna prowadzić do maksymalizacji wartości jednostki rozrachunkowej w długim horyzoncie czasowym oraz jednoczesnego utrzymywania niskiego poziomu ryzyka inwestycyjnego.

Z powyższych powodów niezwykle istotną kwestią staje się implementacja najnowszych osiągnięć technologii informatycznej oraz narzędzi ekonometrycznych do oceny zmienności wartości portfeli inwestycyjnych funduszy emerytalnych. Przykładem nowoczesnego produktu, który jest efektem wspólnej pracy informatyków i ekonometryków, jest pakiet komputerowy PcGive, działający w środowisku Ox, który zawiera m.in. takie moduły, jak „Volatility Models (GARCH)”, „Time Series Models (ARFIMA)”, „Regime Switching Models”⁴, które umożliwiają modelowanie zmienności cen instrumentów finansowych notowanych z wysoką częstotliwością na rynkach finansowych.

Celem tego opracowania jest przedstawienie narzędzi ekonometrycznych, jakimi są przełącznikowe modele Markowa, wraz z modułem „Regime Switching Models” pakietu PcGive oraz ich zastosowanie do identyfikacji czasu trwania stanów wysokiej zmienności wartości portfeli inwestycyjnych OFE w Polsce w okresie 1.01.2005–31.10.2011, który charakteryzowały nie tylko zmienne trendy na rynku giełdowym, ale również zmiana koniunktury w całej gospodarce. Tego typu informacje mogą być przydatne do przeprowadzenia analizy porównawczej funduszy emerytalnych ze względu na potencjalne ryzyko towarzyszące ich działalności inwestycyjnej.

1. Przełącznikowe modele Markowa

Hamilton (1994) wprowadził nową klasę modeli – przełącznikowe modele Markowa – do opisu poziomu średniego i poziomu zmienności ekonomicznych szeregów czasowych, w których występują zmiany strukturalne. W modelach przełącznikowych zakłada się, że zarówno mechanizm sterujący zmianami w obrębie poszczególnych reżimów, jak i mechanizm zmiany reżimu jest losowy. Zatem specyficzny charakter tym modelom nadają: obserwowalny proces ekonomiczny oraz

³ Por. K. Jajuga, W. Ronka-Chmielowiec, K. Kuziak., A. Wojtasiak, *Polityka inwestycyjna otwartych funduszy emerytalnych – analiza istniejących rozwiązań i propozycje zmian*, 2004, www.knf.gov.pl.

⁴ Por. J.A. Doornik, D. F. Hendry, *Econometric Modelling-PcGive™ 13*, Timberlake Consultants Ltd., London 2009, Vol. III, s. 69–154.

nieobserwowalny proces sterujący. Przełącznikowy model Markowa zaproponowany przez Hamiltona ma następującą postać:⁵

$$y_t - \mu(s_t) - \mathbf{x}_t' \boldsymbol{\gamma} = \rho(y_{t-1} - \mu(s_{t-1}) - \mathbf{x}_{t-1}' \boldsymbol{\gamma}) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_t}^2) \quad [1]$$

gdzie: y – zmienna endogeniczna, \mathbf{X} – wektor zmiennych egzogenicznych, $\boldsymbol{\gamma}$ – parametry strukturalne modelu, s_t – nieobserwowalna zmienna modelowana jako jednorodny łańcuch Markowa o N stanach i macierzy prawdopodobieństw przejścia $\mathbf{P} = [p_{ij}]_{i,j \in \{1,2,\dots,N\}}$, określająca reżim, w jakim znajduje się zmienna y_t w chwili t .

W związku z powyższym można wprowadzić następujące oznaczenia dla macierzy prawdopodobieństw przejścia \mathbf{P} ⁶:

$$\mathbf{P} = (p_{ij}) = \begin{pmatrix} & s_t = 0 & s_t = 1 & \dots & s_t = N-1 \\ s_{t+1} = 0 & p_{0|0} & p_{0|1} & \dots & p_{0|N-1} \\ s_{t+1} = 1 & p_{1|0} & p_{1|1} & \dots & p_{1|N-1} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ s_{t+1} = N-1 & p_{N-1|0} & p_{N-1|1} & \dots & p_{N-1|N-1} \\ \hline \sum & 1 & 1 & \dots & 1 \end{pmatrix} \quad [2]$$

gdzie:

$$\sum_{i=0}^{N-1} p_{ij} = 1, \quad p_{ij} \geq 0 \quad \text{dla } i, j = 0, 1, \dots, N-1. \quad [3]$$

Elementy macierzy \mathbf{P} , określające prawdopodobieństwa przejścia procesu ze stanu j w chwili t do stanu i w chwili $t+1$, spełniają następującą własność Markowa:

$$P(s_{t+1} = i | s_t = j, s_{t-1} = k, \dots, y_t, y_{t-1}, \dots, y_0) = P(s_{t+1} = i | s_t = j) = p_{ij} \quad [4]$$

⁵ Por. J.D. Hamilton, *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey 1994, s. 820.

⁶ Por. A. Włodarczyk, *Using Markov Switching Models for Forecasting Zloty Exchange Rate Volatility*, w: *The Challenges for Reconversion. Innovation – Sustainability – Knowledge Management*, red. P. Pachura, ISI Pierrard, HEC du Luxemburg, Virton 2006, s. 533.

Wprowadzenie przełączenia typu Markowa w poziomie średniej warunkowej dla procesu autoregresyjnego powoduje, że równocześnie zmianie podlega poziom nieopóźnionej, jak i opóźnionej zmiennej endogenicznej, a tym samym charakter relacji przyczynowo-skutkowej między nimi, która opisywana jest przez parametr ρ . Ponadto specyfikacja [1] zakłada heteroskedastyczność składnika losowego modelu, w związku z czym dopuszczono zmianę reżimu nie tylko w średniej warunkowej procesu, ale również w wariancji procesu.

Najczęściej stosowaną metodą estymacji parametrów przełącznikowego modelu Markowa jest metoda największej wiarygodności (MNW), gdyż estymatory MNW są zgodne, asymptotycznie nieobciążone, asymptotycznie najefektywniejsze i asymptotycznie normalne⁷. Hamilton (1994) do estymacji parametrów tego modelu wykorzystywał algorytm EM (*Expectations Maximization*) zaproponowany przez Dempstera, Laird i Rubina (1977). Jednakże w pakiecie PcGive do estymacji parametrów przełącznikowego modelu Markowa można wykorzystać bardziej efektywny algorytm FSQP (*Feasible Sequential Quadratic Programming*) opracowany przez Lawrence'a oraz Titsa (2001).⁸

Hamilton (1994) formułuje następującą relację na warunkowy rozkład dwustanowej ($N = 2$) zmiennej sterującej zmianami reżimu s_t ⁹:

$$P(s_t = j_0, s_{t-1} = j_1 | \Phi_t) = \frac{f(y_t | s_t = j_0, s_{t-1} = j_1, \Phi_{t-1}) \cdot P(s_t = j_0, s_{t-1} = j_1 | \Phi_{t-1})}{\sum_{i_0=1}^2 \sum_{i_1=1}^2 f(y_t | s_t = i_0, s_{t-1} = i_1, \Phi_{t-1}) \cdot P(s_t = i_0, s_{t-1} = i_1 | \Phi_{t-1})} \quad [5]$$

gdzie postać funkcji gęstości rozkładu warunkowego zmiennej y_t zależy od funkcji gęstości $g(\cdot)$ postulowanego rozkładu składnika losowego¹⁰:

$$f(y_t | s_t = j_0, s_{t-1} = j_1, \Phi_{t-1}) = \frac{1}{\sigma_{s_t}} g_j \left(\frac{y_t - \mu_t(j)}{\sigma_{s_t}} \right) \quad [6]$$

⁷ Por. Z. Psaradakis, M. Sola, *Finite-sample properties of the maximum likelihood estimator in autoregressive models with Markov switching*, „Journal of Econometrics” 1998, No. 86, s. 369–386.

⁸ Por. C.T. Lawrence, A.L. Tits, *A computationally efficient feasible sequential quadratic programming algorithm*, „SIAM Journal of Optimization” 2001, No. 11, s. 1092–1118.

⁹ Por. J.D. Hamilton, *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey 1994, s. 822–825.

¹⁰ Por. J.D. Hamilton, *Analysis of Time Series subject to Changes in Regime*, „Journal of Econometrics” 1990, No. 45, s. 68–69.

natomiast $\mu_t(j)$ oznacza warunkową średnią procesu, zależną od tego, iż w chwilach t , $t-1$ proces znajdował się w reżimach j_0, j_1 . Wyznaczanie wartości prawdopodobieństw tego, że w chwilach t , $t-1$ proces znajdował się w reżimach j_0, j_1 związane jest z następującym rekurencyjnym postępowaniem:

$$\begin{aligned} P(s_1 = 0 | \Phi_0) &= \frac{1 - p_{11}}{2 - p_{00} - p_{11}} \\ P(s_1 = 1 | \Phi_0) &= \frac{1 - p_{00}}{2 - p_{00} - p_{11}} \end{aligned} \quad [7]$$

$$P(s_t = j_0, s_{t-1} = j_1 | \Phi_{t-1}) = p_{j_0|j_1} \sum_{i_2=1}^2 P(s_{t-1} = j_1, s_{t-2} = i_2 | \Phi_{t-1}) \quad [8]$$

Dodatkowym produktem estymacji parametrów przełącznikowego modelu typu Markowa są szeregi prawdopodobieństw określających szanse tego, że obserwacja w chwili t została wygenerowana w nieobserwowalnym reżimie 1¹¹:

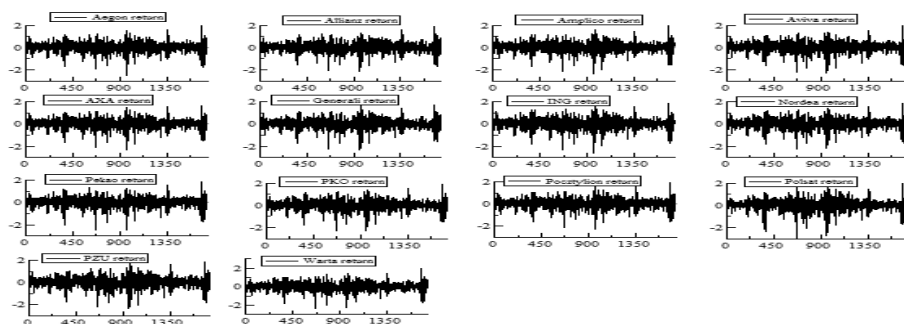
$$P(s_t = 1 | \Phi_{t-1}) = \sum_{j_1=1}^2 P(s_t = 1, s_{t-1} = j_1 | \Phi_{t-1}) \quad [9]$$

W tym miejscu warto podkreślić, iż moduł „Regime Switching Models” pakietu PcGive umożliwia przyjęcie takiej specyfikacji równania [1], w której oprócz przełączenia typu Markowa średniej warunkowej procesu o strukturze autoregresyjnej i średniej ruchomej (MS-ARMA) można przełączać losowo również wariancję składnika losowego.

2. Modelowanie zmienności wartości jednostek rozrachunkowych OFE z wykorzystaniem przełącznikowych modeli Markowa

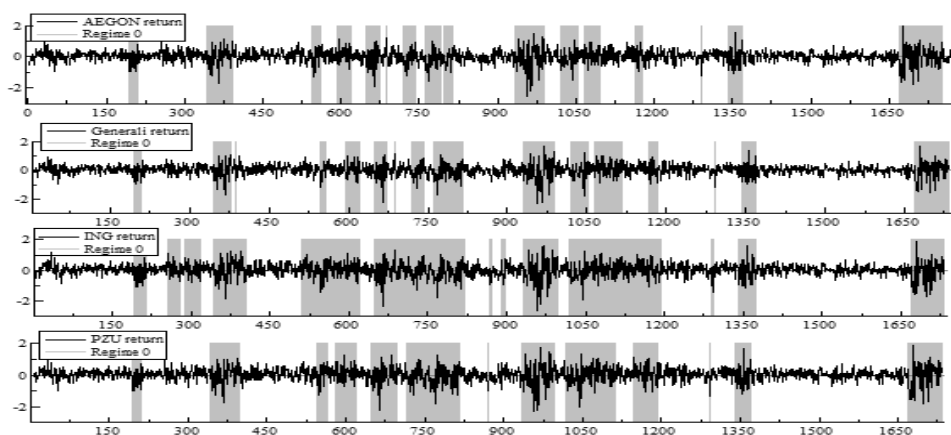
W części empirycznej opracowania wykorzystano przełącznikowy model typu Markowa do identyfikacji okresów wysokiej zmienności wartości jednostek rozrachunkowych OFE w Polsce. Analizując przedstawione na rysunku 1 wartości logarytmicznych stóp zwrotu dziennych jednostek rozrachunkowych poszczególnych OFE w okresie 1.01.2005–31.10.2011, można zauważyć, iż w niewielkim stopniu różnią się pomiędzy sobą.

¹¹ Por. M. Doman, R. Doman, *Modelowanie zmienności i ryzyka. Metody ekonometrii finansowej*, Wolters Kluwer Polska, Kraków 2009, s. 2420–243.



Rys. 1. Stopy zwrotu wartości jednostek rozrachunkowych OFE w Polsce w okresie 1.01.2005–31.10.2011

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych: www.knf.gov.pl



Rys. 2. Stopy zwrotu wartości jednostek rozrachunkowych OFE w Polsce w okresie 1.01.2005–31.10.2011 na tle prawdopodobieństw osiągnięcia reżimu wysokiej zmienności

Źródło: opracowanie własne.

Estymację parametrów przełącznikowego modelu Markowa MS(2)-AR(1), zgodnie z relacjami [1] – [9], przeprowadzono przy wykorzystaniu modułu „Regime Switching Models” pakietu PcGive, uzyskując następujące wyniki (por. tabela 1). Należy zwrócić uwagę, iż oszacowane wariancje procesu różnią się na przestrzeni obydwu reżimów oraz prawdopodobieństwa przejścia dla łańcucha Markowa są wysokie, na przykład p_{00} przyjmuje wartości od 0.94902 do 0.993475. Świadczy to o tym, iż jeśli proces znajdzie się w reżimie 0 (reżim wysokiej zmienności) albo 1 (reżim normalnej zmienności), to prawdopodobnie pozostanie w nim

w następnej chwili, gdyż szanse przełączenia do innego reżimu są niewielkie (poniżej 10%).

Tabela 1

Oceny parametrów przełącznikowego modelu Markowa dla AEGON i Allianz Polska OFE¹²

Parametr	AEGON OFE		Allianz Polska OFE	
	Ocena parametru	p-value	Ocena parametru	p-value
Stała (0)	-0.08885	0.067	-0.05771	0.205
Stała (1)	0.05273	0.000	0.04703	0.000
AR-1 (0)	0.19130	0.000	0.18347	0.000
AR-1 (1)	0.19349	0.000	0.18396	0.000
wariancja (0)	0.66941	0.000	0.64130	0.000
wariancja (1)	0.30704	0.000	0.29682	0.000
$\pi_i 0$ ($i = 0, i = 1$)	0.94902	0.05098	0.9544	0.0456
$\pi_i 1$ ($i = 0, i = 1$)	0.01452	0.98548	0.0139	0.9861
Logarytm największej wiarygodności	-780.2084	-	-728.4892	-
Box-Pirce (40) test	42.377	0.4114	43.654	0.3593
ARCH 1-5 test	2.6138	0.0231	1.4840	0.1918
Jarque-Bera test	0.4390	0.8029	0.4518	0.7978

Źródło: obliczenia własne.

Można na tej podstawie wnioskować o utrzymywaniu się stanów wysokiej i normalnej zmienności wartości jednostek rozrachunkowych funduszy emerytalnych w analizowanym okresie. Na podstawie uzyskanych w procedurze estymacji wartości prawdopodobieństw wygładzonych można również oszacować moment przełączenia procesu z reżimu wysokiej zmienności do reżimu niskiej zmienności (musi być spełniona następująca zależność: $P(s_t = 0/\Phi_T; \theta) > 0,5$ i $P(s_{t+1} = 0/\Phi_T; \theta) < 0,5$). Analizując rozmieszczenie stanów wysokiej zmienności wartości portfeli inwestycyjnych wybranych OFE (por. rysunek 2), należy zauważyć, iż przełączenia pomiędzy reżimami wysokiej i niskiej zmienności w przypadku analizowanych funduszy emerytalnych nie rozkładały się równomiernie w czasie. Można bowiem wyróżnić podokresy charakteryzujące się częstszymi (okres ostatniego światowego kryzysu finansowego) i rzadszymi (okresy przed kryzysem subprime i po kryzysie) przełączeniami pomiędzy zdefiniowanymi w badaniu reżimami, co potwierdza występowanie efektu grupowania wariacji w szeregach stóp zwrotu WJR OFE. W tabeli 2 zaprezen-

¹² Zamieszczone w tabeli statystyki podsumowujące własności standaryzowanych reszt modeli ekonometrycznych, brak autokorelacji składnika losowego (Box-Pirce (40)), brak efektu ARCH (ARCH 1-5) i normalność rozkładu standaryzowanych reszt (Jarque-Bera) zostały opisane m.in. w pracy: S. Laurent, *Estimating and Forecasting ARCH Models Using G@RCH*, Timberlake Consultants Ltd., London 2009, s. 20–23.

towano wyniki, na podstawie których można zidentyfikować momenty zmiany reżimu zmienności dla inwestycji portfelowych wybranych OFE w okresie 1.01.2005–31.10.2011.

Tabela 2

Okresy podwyższonej zmienności wartości jednostek rozrachunkowych OFE

Amplico	Aviva BZ WBK	Pekao	Polsat
06.10-20.10.2005	11.10-21.10.2005	03.10-14.10.2005	05.10-02.11.2005
12.05-24.07.2006	27.10.2005	15.05-27.06.2006	03.01-06.02.2006
15.01-25.01.2007	15.05-29.06.2006	27.02-07.03.2007	28.02-08.03.2006
26.02-15.03.2007	18.01-24.01.2007	09.05-16.05.2007	15.05-27.06.2006
10.05-13.06.2007	26.02-15.03.2007	06.06-12.06.2007	14.12-20.12.2006
25.07-28.08.2007	14.05.2007	25.07-29.08.2007	12.01-19.03.2007
05.11-29.11.2007	06.06-11.06.2007	05.11-05.12.2007	12.04-25.04.2007
07.01-08.02.2008	26.07-29.08.2007	07.01-06.02.2008	27.04-12.06.2007
29.02-19.03.2008	02.11-05.12.2007	03.03-18.03.2008	10.07-25.09.2007
10.09-26.11.2008	04.01-15.02.2008	12.09-25.11.2008	30.10.2007-25.03.2008
14.01-05.05.2009	27.02-20.03.2008	15.01-23.01.2009	21.04-05.05.2008
11.08-24.08.2009	05.09-26.11.2008	03.02-25.02.2009	09.06-18.06.2008
05.02.2010	14.01-26.02.2009	26.03-09.04.2009	23.06-16.12.2008
19.04-27.05.2010	24.03-09.04.2009	11.08-24.08.2009	05.01-22.09.2009
02.08-28.10.2011	12.08-26.08.2009	04.02-05.02.2010	27.11-30.11.2009
	04.02-08.02.2010	19.04-27.05.2010	04.02-05.02.2010
	19.04-27.05.2010	02.08-07.10.2011	19.04-27.05.2010
	02.08-10.10.2011		02.08-28.10.2011
	18.10-24.10.2011		

Źródło: obliczenia własne.

Analizując momenty rozpoczęcia i czas trwania stanów wysokiej zmienności wartości portfeli inwestycyjnych OFE, można wskazać wspólne dla wszystkich funduszy okresy odznaczające się wyższym prawdopodobieństwem zmiany wartości jednostek rozrachunkowych (WJR). Najlepsze lata dla działalności OFE, charakteryzujące się relatywnie niskim poziomem inflacji, dobrą koniunkturą w gospodarce i rosnącą płynnością rynku finansowego przypadają na okres 2005–2006, w którym nie zidentyfikowano częstych przełączeń procesu do reżimu wysokiej zmienności. W badanym okresie z możliwości przeprowadzenia dywersyfikacji międzynarodowej skorzystało 11 funduszy emerytalnych, przy czym częściej dokonywały inwestycji zagranicznych cztery największe fundusze działające na rynku (Amplico OFE, Aviva OFE Aviva WBK, ING OFE, OFE PZU Złota Jesień)¹³.

¹³ Por. *Informacja o działalności inwestycyjnej funduszy emerytalnych w okresie 30.09.2005–30.09.2008*, Komisja Nadzoru Finansowego, Warszawa 2008, s. 27, 31–34, www.knf.gov.pl

Niestety, atrakcyjność lokat zagranicznych została ograniczona przez silną aprecjację złotego, co znalazło odzwierciedlenie m.in. w podwyższonej zmienności WJR OFE w październiku 2005 roku. Z kolei silna przecena na krajowym rynku papierów wartościowych w połowie 2006 roku przyczyniła się do wzrostu zmienności WJR funduszy, zidentyfikowanego za pomocą przełącznikowego modelu Markowa jako okres wysokiej zmienności występujący u wszystkich funduszy emerytalnych w maju, czerwcu i lipcu 2006 roku.

W roku 2007 struktura portfela inwestycyjnego OFE podlegała dość wyraźnym zmianom, co zostało również odzwierciedlone w momentach trwania reżimów wysokiej zmienności WJR (por. tabela 2). Do lipca 2007 roku fundusze emerytalne wykorzystywały hossę na rynku finansowym, uzyskując wysokie stopy zwrotu z części udziałowej portfela i systematycznie zwiększając swoje zaangażowanie na rynku akcji kosztem instrumentów dłużnych. Po pierwszej fali globalnego kryzysu, spowodowanego załamaniem rynku kredytów wysokiego ryzyka w USA w lipcu 2007, silne korekty spadkowe dotknęły też polski rynek kapitałowy, skutkując gwałtowną przeceną wartości portfeli inwestycyjnych OFE. Skutki drugiej fali kryzysu fundusze emerytalne odczuły w październiku 2008 roku. W tym okresie strategię redukcji zaangażowania w instrumenty udziałowe stosowały zgodnie niemal wszystkie OFE, poza OFE Polsat utrzymującym nadal inwestycje w papiery udziałowe na bardzo wysokim poziomie, przekraczającym 35% wartości portfela. Ten fundusz charakteryzował się mało stabilną polityką inwestycyjną, której efektem były utrzymujące się przez dłuższy czas okresy podwyższonej zmienności wartości jednostek rozrachunkowych (por. tabela 2). W trzecim kwartale 2008 roku miał miejsce gwałtowny spadek poziomu rentowności instrumentów skarbowych utrzymujący się do pierwszego kwartału 2009 roku, co w połączeniu z trwającym w tym samym czasie silnym trendem spadkowym na rynkach kapitałowych¹⁴ przyczyniło się do wzrostu zmienności wartości portfeli inwestycyjnych wszystkich OFE w Polsce, zidentyfikowanych również na podstawie przełącznikowych modeli Markowa. Od marca 2009 roku można było zauważyć pozytywne oddziaływanie giełdowego trendu wzrostowego na wartość portfeli inwestycyjnych OFE, co zostało wychwycone w przeprowadzonych w niniejszym artykule badaniach w postaci okresów podwyższonej zmienności WJR funduszy rozpoczynających się w marcu, a kończących się w maju 2009 roku. W przypadku niektórych OFE zmienna koniunktura na krajowym i zagranicznych rynkach finansowych w 2009 roku skutkowałą trwaniem stanu wysokiej zmienności przez kilka miesięcy (Amplico OFE, ING OFE, OFE Polsat), przy czym warto podkreślić, iż stan wysokiej zmienności nie powinien być utożsamiany tylko i wyłącznie ze spadkiem wartości portfeli in-

¹⁴ Zwłaszcza w lutym indeksy giełdowe osiągnęły bardzo niskie wartości, np. 17.02.2009 r. WIG spadł do poziomu 21274,28 pkt., a WIG20 do 1327,64 pkt (kursy zamknięcia). Por. *Informacja o działalności inwestycyjnej funduszy emerytalnych w okresie 30.09.2008-30.09.2011*, Urząd Komisji Nadzoru Finansowego, Warszawa 2011, s. 39-42, www.knf.gov.pl

westycyjnych funduszy emerytalnych, ponieważ zgodnie z neutralną koncepcją ryzyka, mogą mu towarzyszyć ponadprzeciętne dochody z danej inwestycji¹⁵.

Można również wnioskować, iż wyodrębnione na podstawie prawdopodobieństw wygładzonych z modelu Markowa okresy wysokiej zmienności WJR większości funduszy w 2009 roku związane były z odrobieniem strat poniesionych przez OFE podczas kryzysu subprime, na co wskazywałyby najwyższe w dotychczasowej historii wartości jednostek rozrachunkowych w 2010 roku dla 12 spośród 14 OFE (najslabszymi funduszami na rynku w tym okresie były Generali OFE i OFE Polsat). Kolejna fala kryzysu związana z zadłużeniem państw i trudną sytuacją w strefie euro przyniosła dużą zmienność i niepewność na rynku finansowym, co miało w następstwie negatywny wpływ na wyniki inwestycyjne OFE i wyjaśniałoby jednocześnie, dlaczego okres 2.08–28.10.2011 roku w przypadku każdego funduszu emerytalnego został zidentyfikowany jako ten, w którym obowiązywał reżim wysokiej zmienności inwestycji portfelowych¹⁶.

Różnice w momencie rozpoczęcia i czasie trwania okresów przebywania procesu stóp zwrotu w reżimie wysokiej zmienności dla poszczególnych OFE w Polsce występują w fazie destabilizacji rynków finansowych związanej ze światowym kryzysem finansowym. Jednocześnie warto podkreślić, iż różnice te zanikają po roku 2010, charakteryzującym się dobrą koniunkturą na krajowym i zagranicznych rynkach finansowych, co znalazło odzwierciedlenie w kształtowaniu się wartości JR poszczególnych OFE. Zidentyfikowane po 2009 roku okresy trwania reżimu wysokiej zmienności wartości portfeli inwestycyjnych funduszy emerytalnych są niemalże identyczne.

Podsumowanie

Informacje o przyszłej zmienności wartości jednostek rozrachunkowych OFE mogą zostać wykorzystane przez zarządzających poszczególnymi portfelami do opracowania indywidualnych strategii inwestycyjnych i zabezpieczenia prognozowanych ekspozycji funduszy emerytalnych na ryzyko inwestycyjne, co pozwoli im realizować ustawowo określony cel ich działalności, jakim jest osiągnięcia maksymalnej rentowności inwestycji portfelowych przy jednoczesnym zapewnieniu maksymalnego poziomu bezpieczeństwa lokowanych środków finansowych, zwłaszcza w okresach charakteryzujących się wysoką zmiennością cen na rynkach finansowych. Z kolei wykorzystanie narzędzi ekonometrycznych, jakimi są przełącznikowe modele Markowa wraz ze specjalistycznym modulem „Regime Switching Mo-

¹⁵ Por. K. Jajuga, T. Jajuga, *Inwestycje. Instrumenty finansowe. Aktywa finansowe. Ryzyko finansowe. Inżynieria finansowa*, PWN, Warszawa 2006, s. 179.

¹⁶ Por. *Informacja o działalności inwestycyjnej funduszy emerytalnych...*

dels” pakietu PcGive, umożliwia modelowanie zmienności historycznych szeregów stóp zwrotu wartości jednostek rozrachunkowych funduszy emerytalnych oraz jednocześnie identyfikację okresów odznaczających się wysoką zmiennością inwestycji portfelowych OFE. Tego typu informacje mogą być również istotne z punktu widzenia organów nadzorujących działalność inwestycyjną OFE w Polsce do przeprowadzenia analiz porównawczych osiągniętych wyników inwestycyjnych ze względu na podobieństwo przyjętych strategii inwestycyjnych. Z drugiej strony odbiorcami informacji o czasie trwania okresów charakteryzujących się wysoką zmiennością wartości jednostek rozrachunkowych funduszy emerytalnych mogą być sami członkowie funduszy lub osoby podejmujące dopiero decyzję o wyborze OFE, którzy na ich podstawie mogą ocenić stabilność wyników finansowych funduszy emerytalnych w dłuższym okresie. Powyżej przedstawione kwestie dotyczące wykorzystania informacji o zmienności WJR OFE można również analizować w kontekście zaprezentowanego przez Łuszczuka i Pawłowską (2000) określenia społeczeństwa informacyjnego traktowanego jako „wielowymiarową rzeczywistość współtworzoną przez cztery podstawowe substraty: technologiczny, ekonomiczny, społeczny i kulturowy”¹⁷.

Literatura

1. Doman M., Doman R., *Modelowanie zmienności i ryzyka. Metody ekonometrii finansowej*, Wolters Kluwer Polska, Kraków 2009.
2. Doornik J.A., Hendry D.F., *Econometric Modelling-PcGiveTM 13*, Timberlake Consultants Ltd., London 2009.
3. Hamilton J.D., *Analysis of Time Series subject to Changes in Regime*, „Journal of Econometrics” 1990, No 45.
4. Hamilton J.D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey 1994.
5. Jajuga K., Ronka-Chmielowiec W., Kuziak K., Wojtasiak A., *Polityka inwestycyjna otwartych funduszy emerytalnych – analiza istniejących rozwiązań i propozycje zmian*, www.knf.gov.pl
6. Jajuga K., Jajuga T., *Inwestycje. Instrumenty finansowe. Aktywa finansowe. Ryzyko finansowe. Inżynieria finansowa*, PWN, Warszawa 2006.
7. Laurent S., *Estimating and Forecasting ARCH Models Using G@RCH*, Timberlake Consultants Ltd., London 2009.

¹⁷ Podane za: J.S. Nowak, *Spółeczeństwo informacyjne. Geneza i definicje*. www.silesia.org.pl. W teŝej pracy można również znaleźć interesujący przegląd definicji „społeczeństwa informacyjnego”.

8. Lawrence C.T., Tits A.L., *A computationally efficient feasible sequential quadratic programming algorithm*, „SIAM Journal of Optimization” 2001, No. 11.
9. Nowak J.S., *Społeczeństwo informacyjne. Geneza i definicje*. www.silesia.org.pl
10. Psaradakis Z., Sola M., *Finite-sample properties of the maximum likelihood estimator in autoregressive models with Markov switching*, „Journal of Econometrics” 1998, No 86.
11. Skrodzka W., *Metody oceny pomiaru wartości zagrożonej w warunkach wzmoczonej niestabilności rynków finansowych*, w: *Przedsiębiorstwo w warunkach kryzysu*, Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego, Sopot 2009, No. 3/2.
12. Włodarczyk A., *Using Markov Switching Models for Forecasting Zloty Exchange Rate Volatility*, w: *The Challenges for Reconversion. Innovation - Sustainability - Knowledge Management*, P. Pachura, ISI Pierrard, HEC du Luxemburg, Virton 2006.
13. *Informacja o działalności inwestycyjnej funduszy emerytalnych w okresie 30.09.2008–30.09.2011*, Urząd Komisji Nadzoru Finansowego, Warszawa 2011, www.knf.gov.pl
14. *Informacja o działalności inwestycyjnej funduszy emerytalnych w okresie 30.09.2005–30.09.2008*, Komisja Nadzoru Finansowego, Warszawa 2008, www.knf.gov.pl
15. Ustawa z dnia 25 marca 2011 r. o zmianie niektórych ustaw związanych z funkcjonowaniem systemu ubezpieczeń społecznych, DzU z 2011 r., nr 75, poz. 398.

ECONOMETRIC TOOLS USED TO OBTAIN INFORMATION ON THE VOLATILITY OF OPF PORTFOLIO INVESTMENTS

Summary

Information about volatility of OPF participation units values is becoming more and more important in risk measurement concept because risk always accompanies investment operations of pension funds. For the above-mentioned reason the paper shows the modern econometric tools - Markov switching models, which one can implement for obtaining information on different regimes of volatility of OPF portfolio investments. Empirical studies included in the paper concern detecting the moments of time in which the stochastic switching between high-volatility regime and normal-volatility regime in the series of OPF participation units returns took place in the period of 01.01.2005–31.10.2011.

Translated by Aneta Włodarczyk