

Aneta Włodarczyk*
Wioletta Skrodzka**

Modelowanie procesów decyzyjnych na rynku funduszy inwestycyjnych z wykorzystaniem przełącznikowego modelu Treynora-Mazuy'ego

Wstęp

Wpływ globalnego kryzysu finansowego na sferę realną gospodarki światowej był ogromny. Towarzyszące tym zjawiskom pogorszenie się nastrojów podmiotów gospodarczych doprowadziło do głębokiej recesji zarówno w krajach rozwiniętych jak i, po pewnym czasie, w większości krajów Europy środkowo-wschodniej. Z perspektywy roku 2013, gdy w strefie euro nadal utrzymuje się recesja, połączona ze wzrostem niepewności dotyczącej perspektyw światowej gospodarki, analiza wpływu zjawisk szokowych na poszczególne segmenty polskiego rynku finansowego jest w pełni uzasadniona. Celem analizy jest ocena efektywności zarządzania portfelami funduszy inwestycyjnych polskich akcji z wykorzystaniem modeli market-timing, ze szczególnym uwzględnieniem modelu Treynora-Mazuy'ego przełączanego łańcuchem Markowa. W części empirycznej dokonano estymacji i weryfikacji modelu Treynora-Mazuy'ego przełączanego łańcuchem Markowa dla wybranej grupy funduszy inwestycyjnych polskich akcji w latach 2005–2012.

1. Charakterystyka i ewolucja polskiego rynku funduszy inwestycyjnych

Literatura przedmiotu wymienia wiele definicji funduszu inwestycyjnego [Chróściński, Mazur, 1996; Tarczyński, Kunasz, 2002]. O różnorodności na rynku funduszy decyduje sposób zarządzania majątkiem funduszu. Determinują go, w głównym stopniu, odrębne dla każdego rodzaju funduszu inwestycyjnego zasady polityki inwestycyjnej oraz preferencje zarządzających i inwestorów.

*Dr, Katedra Ekonometrii i Statystyki, Wydział Zarządzania, Politechnika Częstochowska, aneta.w@interia.pl, ul. Dąbrowskiego 69, 42-201 Częstochowa

**Dr, Katedra Ekonometrii i Statystyki, Wydział Zarządzania, Politechnika Częstochowska, w.skrodzka@op.pl, ul. Dąbrowskiego 69, 42-201 Częstochowa

Grupa funduszy akcyjnych kształtujących profil inwestycyjny funduszu, będących przedmiotem badań empirycznych, to fundusze o wysokim ryzyku inwestycyjnym, wahającym się od poziomu 80 do 100% w udziałowe papiery wartościowe. Ten udział nie może być niższy niż 66%. Jego stały poziom to 90%. W decyzjach alokacyjnych fundusze akcyjne mogą kierować się zarówno maksymalizacją zysku w najkrótszym możliwym okresie (*growth funds*) czy też niedoszacowaniem pewnych spółek na rynku (*value funds*), jak i ugruntowaną pozycją spółek (*blend funds*) [Skrodzka, 2011, s. 173–184].

Drogę rozwoju funduszy inwestycyjnych w Polsce otworzyła ustawa uchwalona 22 marca 1991 roku Prawo o publicznym obrocie papierami wartościowymi i funduszami powierniczymi [ustawa, 1991]. Pierwszym funduszem, który rozpoczął działalność w 1992 r. był fundusz Pionier. Przełomowym rokiem dla rozwoju rynku funduszy inwestycyjnych był rok 1997. Powstały pierwsze fundusze bez prowizyjne (*no load*) i pierwszy fundusz indeksowy. W tym czasie zaistniały fundusze prywatyzacji – inwestujące w akcje Narodowych Funduszy Inwestycyjnych oraz Powszechnych Świadectw Udziałowych. W 1997 roku uchwalono również nową ustawę regulującą działalność funduszy inwestycyjnych. Po jej uchwaleniu fundusze powiernicze przekształcono w fundusze inwestycyjne. Niezwykle dynamiczny dla rynku funduszy inwestycyjnych okazał się także rok 1998. Powstał nowy rodzaj funduszy inwestycyjnych. Nazwano go specjalistycznym funduszem inwestycyjnym otwartym – Skarbiec-PPPlus. Liczba funduszy w tym czasie wzrosła do 41. We wrześniu 1998 roku nastąpiło załamanie koniunktury giełdowej, a wraz z nim spadek do poziomu 1,7 miliarda złotych wartości aktywów netto funduszy inwestycyjnych.

Ożywienie na giełdzie funduszy inwestycyjnych przyniosła ponownie hossą w 1999 roku. W tym czasie doszło do podziału rynku między poszczególne typy funduszy. Na koniec grudnia 2000 r. liczba towarzystw wzrosła do 16, podczas gdy liczba funduszy wynosiła 81 instytucji. Wśród nich znajdowały się zarówno fundusze akcyjne i hybrydowe (mieszane), jak i obligacyjne czy rynku pieniężnego. Kolejne lata, do 2004 roku, to okres powstania 67 nowych funduszy inwestycyjnych. W ich tworzenie zaangażowały się również banki. Przełożyło się to automatycznie na przyrost aktywów funduszy. Na koniec 2004 roku dysponowały one ponad 37 miliardami złotych [Raport roczny..., 2008]. Znaczącym wydarzeniem na rynku funduszy było uchwalenie 27 maja

2004 roku ustawy, która przystosowała prawo polskie do prawa Unii Europejskiej i zastąpiła dotychczas obowiązującą ustawę z 28 sierpnia 1997 roku [ustawa, 2004]. Na koniec roku 2005 w Polsce działalność prowadziło 35 funduszy inwestycyjnych.

Kolejne lata przyniosły dalszy rozwój rynku. W roku 2007 liczba funduszy inwestycyjnych wynosiła 357. Liderem wśród funduszy pod względem wartości posiadanych aktywów netto był fundusz Pionier. Dzięki hossie na warszawskim parkiecie do 2007 r. funduszom inwestycyjnym udało się zgromadzić około 123 miliardy złotych, co stanowiło prawie 30% wartości depozytów bankowych według stanu na koniec roku [Rozwój systemu..., 2008, s. 109].

W tym czasie oprócz zwykłych funduszy pojawiły się fundusze wyspecjalizowane, a wśród nich fundusze nieruchomości, sekurytyzacyjne oraz hedgingowe. W 2008 roku gwałtownym, a zarazem niespodziewanym hamulcem dla ekspansji funduszy stał się kryzys gospodarczy. Przecena akcji na rynku kapitałowym spowodowała, że w 2008 roku nastąpił spadek aktywów funduszy inwestycyjnych o 60 miliardów złotych. Początek roku 2009 przyniósł dalsze spadki. W lutym wartość aktywów spadła z 71,6 na 67,7 milionów złotych. Tendencja zniżkowa trwała do końca I kwartału 2009 roku, kiedy zaczęły pojawiać się pierwsze symptomy odrodzenia tej formy alokacji kapitału.

W 2010 roku w strukturze portfeli inwestycyjnych funduszy w Polsce przeważającą część stanowiły fundusze akcyjne. Na koniec roku 2010, aktywa lokowane w funduszach akcji zwiększyły się do niemal 32 miliardów złotych. W tym czasie wartość rynku funduszy wzrosła do 116 miliardów złotych. Rok 2011 przyniósł kolejne załamanie na rynku TFI. Od sierpnia 2011 roku, według danych Izby Zarządzającej Funduszami i Aktywami, bilans sprzedaży funduszy był ujemny. W poszczególnych kategoriach funduszy sytuacja wyglądała różnie. Dominującą grupą funduszy były fundusze zrównoważone.

Rok 2012 przyniósł poprawę koniunktury na rynku funduszy inwestycyjnych. Mediana stóp zwrotu z funduszy akcji polskich wyniosła 20,25% i była pochodną wzrostów wypracowanych na GPW. Wśród funduszy akcji polskich do najlepszych należały Copernicus Akcji Dywidendowych oraz Quercus Agresywny. Wyjątek stanowił fundusz Idea Akcji, który wykazał się wysokim spadkiem. Nagłe obniżenie wartości jednostek funduszu w lipcu 2012 roku związane było nie tyle z ogólną koniunkturą giełdową, ale z zachowaniem klientów gwałtow-

nie umarzających jednostki uczestnictwa. Duża skala tego zjawiska spowodowała konieczność przymusowej wyprzedaży aktywów przez fundusz Idea Akcji, co z kolei negatywnie odbiło się na jego wynikach.

2. Modele market-timing w ujęciu klasycznym

Antycypując ruchy cen instrumentów finansowych w zależności od sytuacji rynkowej zarządzający portfelami funduszy inwestycyjnych przeprowadzają korektę składu portfeli, zmieniając tym samym zaangażowanie funduszu w poszczególne klasy aktywów finansowych. W związku z powyższym umiejętności menedżera funduszu inwestycyjnego w zakresie stosowania techniki market-timing mogą w istotny sposób przyczynić się do zmiany poziomu ryzyka systematycznego funduszu, a tym samym skutkować obciążonością estymatorów zarówno parametru beta, jak i alfa Jensena w klasycznym modelu wyceny dóbr kapitałowych – CAPM [Czekaj i inni, 2001, s. 144]. Jedno z najprostszycy podejść do pomiaru wyników stosowania techniki market-timing przez zarządzających funduszem inwestycyjnym zostało opracowane przez Treynora i Mazuy'ego (1966) w postaci jednoczynnikowego modelu parametrycznego:

$$(r_{p,t} - r_{f,t}) = \alpha + \beta(r_{M,t} - r_{f,t}) + \delta(r_{M,t} - r_{f,t})^2 + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdzie:

$r_{p,t}$ – jednokresowa stopa zwrotu z portfela inwestycyjnego w okresie t ,

$r_{M,t}$ – jednokresowa stopa zwrotu z portfela rynkowego w okresie t ,

$r_{f,t}$ – jednokresowa, wolna od ryzyka, stopa zwrotu w okresie t ,

α – miara umiejętności zarządzającego portfelem inwestycyjnym w zakresie selektywności aktywów,

β – miara ryzyka systematycznego portfela inwestycyjnego,

δ – miara umiejętności zarządzającego portfelem inwestycyjnym w zakresie stosowania techniki market-timing,

ε_t – składnik losowy modelu, spełniający klasyczne założenia CAPM.

Dodatknie wartości parametru δ potwierdzają, iż menedżer w sposób prawidłowy prognozuje ruchy rynku, gdyż w okresach wzrostu stóp zwrotu z portfela rynkowego, gdy jednocześnie zwiększa się ekspozycja portfela inwestycyjnego na ryzyko systematyczne, stopa zwrotu z portfela inwestycyjnego jest wypukłą funkcją rynkowej stopy zwrotu. Z kolei wielkość parametru wskazuje na stopień umiejętności wycucia rynku u zarządzającego portfelem inwestycyjnym. Warto również podkreślić, iż dodatnie i statystycznie istotne wartości parametru α po-

twierdzą zdolności menedżera w zakresie selektywności aktywów, podczas gdy nieistotna statystycznie wartość parametru Jensena nie daje podstaw do sformułowania opinii na temat umiejętności selekcyjnych zarządzającego portfelem funduszu [Czekaj i inni, 2001, s. 145].

Kolejnym parametrycznym modelem pozwalającym na zweryfikowanie umiejętności menedżera funduszu w zakresie zarówno selekcji aktywów do portfela, jak i stosowania techniki market-timing, jest model Henrikssona i Mertona (1981) postaci [Czekaj i inni, 2001, s. 153–154]:

$$(r_{p,t} - r_{f,t}) = \alpha + \beta_{S_t} (r_{M,t} - r_{f,t}) + \gamma_{M,t} + \varepsilon_t \quad (2)$$

gdzie:

$$y_{M,t} = \max(0, r_{f,t} - r_{M,t}),$$

γ – miara umiejętności wyczucia rynku u zarządzającego portfelem inwestycyjnym funduszu.

Fama i French (1993) zmodyfikowali parametryczny model market-timing Treynora i Mazuy'ego poprzez uwzględnienie oprócz klasycznego czynnika rynkowego relacji pomiędzy wartością kapitału własnego spółki (BV) a wartością rynkową jej akcji (MV), proponując następującą trójczynnиковą postać modelu:

$$(r_{p,t} - r_{f,t}) = \alpha + \beta_{S_t} (r_{M,t} - r_{f,t}) + k_1 (r_{SMB,t} - r_{f,t}) + k_2 (r_{HML,t} - r_{f,t}) + \delta (r_{M,t} - r_{f,t})^2 + \varepsilon_t \quad (3)$$

gdzie:

SMB – czynnik różnicujący spółki przede wszystkim ze względu na wielkość ich wartości rynkowej MV,

HML – czynnik różnicujący spółki przede wszystkim ze względu na wartości wskaźnika BV/BM, na podstawie którego można zidentyfikować spółki o potencjale wartości i spółki o potencjale wzrostu,

$r_{SMB,t}$ – jednokresowa stopa zwrotu z portfela naśladowującego SMB w okresie t ,

$r_{HML,t}$ – jednokresowa stopa zwrotu z portfela naśladowującego HML w okresie t ,

k_1 – miara wrażliwości portfela funduszu na zmiany portfela SMB,

k_2 – miara wrażliwości portfela funduszu na zmiany portfela HML.

W analogiczny sposób można zmodyfikować model Henrikssona i Mertona do trójczynnиковej postaci modelu market-timing [Olbryś 2010; Kosowski, 2006].

3. Opis CAPM w ujęciu przełącznikowym

Badania prowadzone przez Famę i Frencha (1992, 1993, 1996) wskazują na małą przydatność bezwarunkowego modelu wyceny dóbr kapitałowych – CAPM – w opisie anomalii występujących w kształtowaniu się cen aktywów finansowych, do których można zaliczyć m.in. efekt małych firm, efekt cena/wartość księgową, efekt momentum. Spowodowane jest to podejściem do pomiaru ryzyka systematycznego w klasycznej wersji modelu CAPM, który zakłada nie tylko stałość oczekiwanej premii za ryzyko z portfela rynkowego, ale również wartości współczynnika beta dla danego portfela w całym objętym analizą okresie. W związku z powyższym Abdymomunov i Morley [Abdymomunov, Morley, 2009] połączyli obydwie podejścia modelowe proponując następującą specyfikację przełącznikowego modelu wyceny dóbr kapitałowych (CCAPM):

$$\begin{cases} (r_{M,t} - r_{f,t}) = \mu_{M,0} + \mu_{M,1} \cdot S_{M,t} + \varepsilon_t, & \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{S_{M,t}}^2) \\ (r_{p,t} - r_{f,t}) = \alpha_{S_{M,t}} + \beta_{S_{M,t}} \cdot (r_{M,t} - r_{f,t}) + u_t, & u_t \sim N(0, \sigma_{S_{p,t}}^2) \end{cases} \quad (4)$$

gdzie:

- $S_{M,t}$ – zmienna sterująca zmianami reżimu warunków rynkowych w zależności od aktualnej fazy cyklu giełdowego, przyjmująca wartość 0 w reżimie niestabilnym i wartość 1 w reżimie stabilnym,
- $\mu_{M,0}, \mu_{M,1}$ – oczekiwane premie za ryzyko z portfela rynkowego odpowiednio w reżimie niestabilnym i stabilnym;
- $\sigma_{S_{M,t}}^2$ – warunkowana reżimem rynku wariancja składnika losowego ε_t ;
- $\alpha_{S_{M,t}}, \beta_{S_{M,t}}$ – parametry strukturalne modelu CAPM, przyjmujące dwie wartości w zależności od reżimu zmienności rynku;
- ε_t – nowy zbiór informacji dostępnych dla inwestorów w momencie t ;
- u_t – idiosynkratyczne zaburzenia losowe opisujące ryzyko specyficzne danego portfela funduszu;
- $\sigma_{S_{p,t}}^2$ – wariancja idiosynkratycznego szumu, zależna od reżimu zmienności aktywów zawartych w portfelu i niezależna od reżimu zmienności rynku.

Zaproponowana specyfikacja modelu przełącznikowego opisanego wzorem 4 zakłada heteroskedastyczność składnika losowego, w związku z czym dopuszczono zmianę reżimu nie tylko w średniej warunkowej procesy, ale również w wariancji procesy. Z założenia zmienną ste-

rującą zmianą reżimu jest jednorodny łańcuch Markowa, dla którego macierz prawdopodobieństw przejścia \mathbf{P} jest następująca [Włodarczyk, 2006, s. 533]:

$$\mathbf{P} = (p_{ij}) = \begin{pmatrix} & s_t = 0 & s_t = 1 & \dots & s_t = N-1 \\ \hline s_{t+1} = 0 & p_{00} & p_{01} & \dots & p_{0N-1} \\ s_{t+1} = 1 & p_{10} & p_{11} & \dots & p_{1N-1} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ s_{t+1} = N-1 & p_{N-10} & p_{N-11} & \dots & p_{N-1N-1} \\ \hline \sum & 1 & 1 & \dots & 1 \end{pmatrix} \quad (5)$$

gdzie:

$$\sum_{i=0}^{N-1} p_{ij} = 1, \quad p_{ij} \geq 0 \quad \text{dla } i, j = 0, 1, \dots, N-1. \quad (6)$$

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:

$$P(s_{t+1} = i | s_t = j, s_{t-1} = k, \dots, y_t, y_{t-1}, \dots, y_0) = P(s_{t+1} = i | s_t = j) = p_{ij} \quad (7)$$

Wprowadzone przełączenia typu Markowa do modelu CAPM umożliwią opis ryzyka całkowitego portfela i jego dekompozycję na ryzyko systematyczne i specyficzne w zależności od obowiązującego w danym momencie reżimu zmienności rynku. Z kolei Kosowski [Kosowski, 2006] wprowadził przełączenie typu Markowa do trójczynnika modelu T-M-FF:

$$\begin{aligned} (r_{p,t} - r_{f,t}) = & \alpha + \beta_{S_t} (r_{M,t} - r_{f,t}) + k_{1,S_t} (r_{SMB,t} - r_{f,t}) + \\ & + k_{2,S_t} (r_{HML,t} - r_{f,t}) + \delta_{S_t} (r_{M,t} - r_{f,t})^2 + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (8)$$

Zaobserwowano, iż wysokiej zmienności warunków rynkowych towarzyszy ujemna stopa zwrotu z portfela rynkowego, natomiast niska zmienność rynku powiązana jest z wyższą oczekiwaną stopą zwrotu portfela rynkowego. Takie rozróżnienie reżimów zmienności rynku pozwala na opisanie procesu decyzyjnego w warunkach rynku byka i rynku niedźwiedzia [Abdymomunov, Morley, 2009].

4. Estymacja i weryfikacja przełącznikowego modelu market-timing dla wybranych funduszy akcyjnych w Polsce

Estymację parametrów modelu Treynora-Mazuy'ego w wersji klasycznej oraz przełączanej łańcuchem Markowa przeprowadzono w opar-

ciu o miesięczne stopy zwrotu wybranych polskich funduszy akcyjnych w okresie 01.01.2005–31.12.2012. Stopa zwrotu z portfela rynkowego była aproksymowana przez stopę zwrotu indeksu WIG, natomiast jako stopę zwrotu wolną od ryzyka przyjęto rentowność 52. tygodniowych bonów skarbowych. Początkowy etap analizy związany był z identyfikacją reżimów zmienności rynkowej opisujących różne poziomy ryzyka systematycznego portfeli funduszy inwestycyjnych. Dla stóp zwrotu indeksu WIG, zarówno w ujęciu nominalnym, jak i skorygowanym o stopę wolną od ryzyka oszacowano parametry dwustanowego przełącznikowego modelu Markowa według formuły 4 (tablica 1).

Tablica 1. Reżimy zmienności dla indeksu WIG w okresie 01.01.2005–31.12.2012

Charakterystyki reżimów	Stopa zwrotu WIG	Stopa zwrotu WIG skoryg. o stopę zwrotu wolną od ryzyka
μ (niestabilny)	-4,7063 [0,044]	-5,2272 [0,025]
μ (stabilny)	2,4700 [0,001]	1,9492 [0,008]
σ (niestabilny)	7,9710 [0,000]	7,9710 [0,000]
σ (stabilny)	5,2042 [0,000]	5,2042 [0,000]
p_{00}	0,8876	0,8876
p_{11}	0,9648	0,9648
Okresy niestabilne	31.10.2007–27.02.2009 29.07.2011–30.11.2011	31.10.2007–27.02.2009 29.07.2011–30.11.2011
Okresy stabilne	03.01.2005–28.09.2007 31.03.2009–30.06.2011 30.12.2011–28.12.2012	03.01.2005–28.09.2007 31.03.2009–30.06.2011 30.12.2011–28.12.2012
Średni czas trwania procesu w reżimie niestab.	11 miesięcy	11 miesięcy
Średni czas trwania procesu w reżimie stabilnym	24,67 miesięcy	24,67 miesięcy
Test LR	14,141 [0,0069]	14,141 [0,0069]
Test J-B	0,1343 [0,9351]	0,1343 [0,9351]
Test L-B(15)	18,572 [0,2338]	18,572 [0,2338]
Test ARCH(5)	0,3713 [0,8669]	0,3713 [0,8669]

W nawiasach podano p-value.

Źródło: Obliczenia własne.

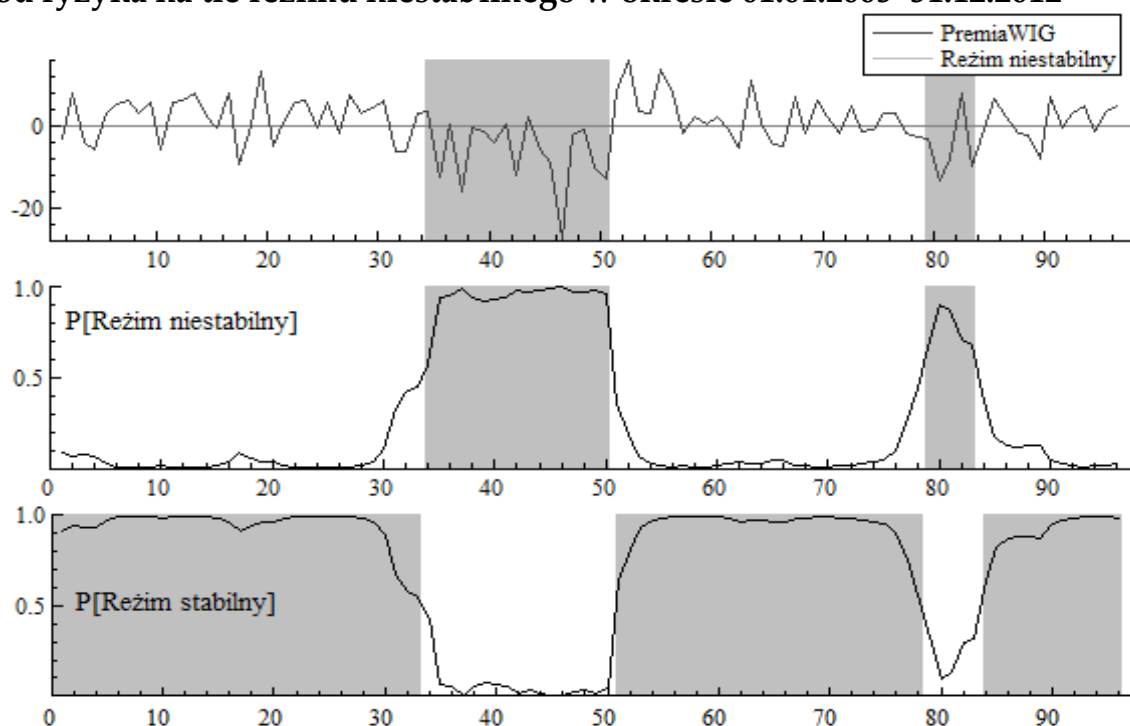
Na tej podstawie wyodrębniona dwa reżimy: niestabilny – charakteryzujący się ujemną niską oczekiwaną stopą zwrotu indeksu WIG oraz wysoką zmiennością, a także stabilny – o znacznie niższej zmienności

stóp zwrotu indeksu giełdowego i dodatniej oczekiwanej stopie zwrotu. Należy zwrócić uwagę, iż prawdopodobieństwa przejścia dla łańcucha Markowa są wysokie ($p_{00}=0,8876$ i $p_{11}=0,9648$), co świadczy o tym, iż jeśli proces znajdzie się w reżimie 0 (reżim niestabilny) albo 1 (reżim stabilny), to prawdopodobnie pozostanie w nim w następnej chwili, gdyż szanse przełączenia do innego reżimu są niewielkie.

W tabelicy 1 zaprezentowano również zidentyfikowane na podstawie modelu przełącznikowego momenty rozpoczęcia i zakończenia reżimu niestabilnego na polskiej giełdzie (rysunek 1), które zbiegają się z falą kryzysu ze Stanów Zjednoczonych docierającą do naszej gospodarki oraz kłopotami z wypłacalnością Stanów Zjednoczonych oraz europejskich państw z grupy PIIGS.

Zamieszczone w tabelicy 1 statystyki podsumowujące własności standaryzowanych reszt modelu przełącznikowego potwierdzają właściwą specyfikację dynamiczną modelu: brak autokorelacji, homoskedastyczność składnika resztowego, normalność rozkładu standaryzowanych reszt modelu [Laurent, 2009, s. 20–23]. Ponadto, wyniki testu ilorazu wiarygodności wskazują, iż model przełącznikowy w lepszym stopniu opisuje kształtowanie się stóp zwrotu indeksu WIG niż model bez zmiennej reżimowej.

Rysunek 1. Stopy zwrotu indeksu WIG skorygowane o stopę wolną od ryzyka na tle reżimu niestabilnego w okresie 01.01.2005–31.12.2012



Źródło: Opracowanie własne.

W następnym kroku oszacowano parametry modelu Treynora-Mazuy'ego 1 wykorzystując estymatory odporne Neweya-Westa, z korektą heteroskedastyczności i autokorelacji (HAC) ze względu na specyficzne własności modelowanych szeregów czasowych (por. tablica 2).

Tablica 2. Wyniki estymacji bezwarunkowego modelu Treynora-Mazuy'ego

Fundusz	α	β	δ	Test J-B	Test L-B (15)	Test ARCH (5)
PremiaIdea	-1,3955 [0,071]	0,8133 [0,000]	0,0126 [0,000]	1823,8 [0,000]	58,159 [0,000]	2,7975 [0,022]
PremiaAllianz	0,0229 [0,896]	0,7166 [0,639]	-0,0063 [0,018]	31,558 [0,000]	21,384 [0,125]	3,4184 [0,007]
PremiaPioneer	-0,9275 [0,005]	0,9902 [0,000]	0,0007 [0,838]	161,97 [0,000]	21,794 [0,113]	9,1512 [0,000]
PremiaArka	-0,2663 [0,450]	0,8434 [0,000]	0,0033 [0,321]	36,529 [0,000]	28,803 [0,017]	0,9548 [0,450]
PremiaPKO	-0,3279 [0,173]	0,8049 [0,000]	-0,0048 [0,044]	62,537 [0,000]	35,214 [0,002]	6,1598 [0,000]
PremiaLegg Ma- son	0,1953 [0,374]	0,8127 [0,000]	-0,0017 [0,433]	33,038 [0,000]	33,356 [0,004]	6,1405 [0,000]
Premia ING	-0,3573 [0,018]	0,8821 [0,000]	0,0018 [0,310]	11,207 [0,004]	21,137 [0,133]	3,9036 [0,003]
PremiaNovo	-0,2097 [0,203]	0,8844 [0,000]	-0,0031 [0,322]	1,9657 [0,374]	14,063 [0,521]	2,0584 [0,078]
PremiaUniKorona	-0,0854 [0,510]	0,8712 [0,000]	0,0022 [0,103]	0,9218 [0,631]	19,848 [0,178]	1,7662 [0,128]

W nawiasach podano p-value.

Źródło: Obliczenia własne.

Analizując wyniki zamieszczone w tablicy 2 można zauważyć, iż parametr wskazujący na zdolności przewidywania menedżera funduszu w zakresie selektywności aktywów jedynie dla funduszy Pioneer i ING jest statystycznie istotny. Jednakże jego ujemna wartość nie potwierdza wspomnianych wyżej umiejętności zarządzających portfelami tych funduszy. W przypadku pozostałych funduszy nieistotna statystycznie wartość estymatora α (dodatnia tylko dla dwóch z analizowanych funduszy), nie pozwala na sformułowanie wniosków o umiejętnościach selekcyjnych zarządzającego portfelem. Porównując wartości estymatora β dla poszczególnych funduszy można zauważyć, iż ich portfele inwestycyjne w analizowanym okresie miały charakter defensywny (jedynie

dla funduszu Allianz ocena parametru mierzącego ryzyko systematyczne portfela była nieistotna statystycznie). Oznacza to, iż w okresie hossy na giełdzie można było na nich zarobić relatywnie mniej niż na portfelu rynkowym, natomiast w okresie bessy straty odnotowane na inwestycjach portfelowych funduszy były relatywnie niższe niż w przypadku portfela rynkowego.

Biorąc pod uwagę tylko istotne statystycznie oszacowania parametru δ w modelu T-M należy podkreślić, iż jedynie dla funduszu Idea można potwierdzić umiejętności w zakresie wyczucia rynku u zarządzających portfelem tego funduszu, podczas gdy ujemne wartości parametru δ dla funduszy Allianz oraz PKO wskazują na ujemny wpływ stosowania techniki market-timing na wartość ich portfeli inwestycyjnych. Ponadto, warto wspomnieć, iż wartości skorygowanego współczynnika determinacji były relatywnie wysokie, gdyż wahały się od 0,72 dla funduszu inwestycyjnego Arka do 0,96 dla funduszu UniKorona. Analizując własności składnika losowego poszczególnych modeli można zauważyć, iż jedynie reszty z modelu T-M dla funduszy Novo i UniKorona wykazywały pożądane własności: brak autokorelacji, brak efektu ARCH, normalność rozkładu. W tego powodu zaproponowano przełącznikową specyfikację modelu Treynora-Mazuy'ego, w celu wyeliminowania heteroskedastyczności składnika losowego oraz zweryfikowania czy parametry modelu wskazujące na własności selektywne i wyczucia rynku oraz mierzące poziom ryzyka systematycznego funduszu zmieniają się w zależności od koniunktury rynku.

Estymację modelu Treynora-Mazuy'ego przełączanego łańcuchem Markowa, którego równania można opisać przy pomocy relacji zbliżonych do opisanych wzorami 4–7, przeprowadzono metodą największej wiarygodności z zastosowaniem algorytmu FSQP (por. tablice 3 i 4).

Zamieszczone w tablicy 3 oceny parametrów modelu przełącznikowego wskazują, iż w przypadku 2/3 analizowanych funduszy oceny parametru α były ujemne zarówno w reżimie niestabilnym, jak i stabilnym, przy czym statystycznie istotne oszacowania tego parametru uzyskano jedynie dla funduszu Idea oraz Allianz (reżim stabilny). Takie wyniki pozwalają na negatywną ocenę zdolności przewidywania menedżera funduszu w zakresie selektywności aktywów jedynie w przypadku tych dwóch funduszy.

Warto zauważyć, iż fundusze Arka, PKO oraz Legg Mason charakteryzowały się dodatnią wartością parametru α w reżimie stabilnym

oraz ujemną w reżimie niestabilnym, jednakże efekt obciążoności estymatora α uniemożliwia potwierdzenie hipotezy o pozytywnym lub negatywnym efekcie umiejętności selekcyjnych zarządzającego portfelem w zależności od sytuacji panującej na rynku giełdowym.

Tablica 3. Wyniki estymacji parametrów strukturalnych przełącznikowego modelu T-M

Fundusz	α niesta- bilny	α stabilny	β niesta- bilny	β stabilny	δ niesta- bilny	δ stabilny
PremiaIdea	-1,9988 [0,003]	-1,3348 [0,048]	0,8051 [0,000]	0,7518 [0,000]	0,0132 [0,015]	0,0188 [0,217]
PremiaAl- lianz	0,5428 [0,302]	-0,4623 [0,047]	0,6201 [0,000]	0,6447 [0,000]	-0,0140 [0,006]	0,0107 [0,045]
PremiaPio- neer	-1,8985 [0,303]	-0,4840 [0,202]	1,1937 [0,002]	0,8926 [0,000]	0,0127 [0,420]	0,0023 [0,789]
PremiaAr- ka	-1,9156 [0,176]	0,2090 [0,605]	0,7516 [0,007]	0,8399 [0,000]	0,0037 [0,757]	-0,0021 [0,823]
PremiaPKO	-1,2126 [0,401]	0,0422 [0,873]	0,8370 [0,005]	0,8031 [0,000]	-0,0005 [0,970]	-0,0106 [0,079]
PremiaLe- gg Mason	-0,3903 [0,732]	0,4604 [0,135]	0,6852 [0,004]	0,9224 [0,000]	-0,0047 [0,630]	-0,0164 [0,021]
Premia ING	-0,3903 [0,732]	-0,1097 [0,637]	0,6852 [0,004]	0,8901 [0,000]	-0,0047 [0,630]	-0,0020 [0,699]
Premia- Novo	-0,5396 [0,186]	-0,3770 [0,104]	0,7233 [0,000]	0,8590 [0,000]	-0,0107 [0,006]	0,0047 [0,369]
Premia UniKorona	-0,3525 [0,256]	-0,0195 [0,915]	0,8253 [0,000]	0,8877 [0,000]	0,0009 [0,721]	4,82e-6 [0,999]

W nawiasach podano p-value.

Źródło: Obliczenia własne.

Analizując oszacowania parametru β w reżimie niestabilnym oraz stabilnym można zauważyć, iż w przypadku każdego funduszu były one istotne statystycznie oraz potwierdzały defensywny charakter tworzonych portfeli inwestycyjnych. Wyjątkiem w tej grupie jest fundusz Pioneer, który w okresach podwyższonej zmienności notowań indeksu WIG utrzymywał agresywny portfel inwestycyjny, na którym można było średnio więcej stracić niż na portfelu rynkowym. Ponadto, dla funduszy Arka, Legg Mason, ING i Novo oszacowania współczynnika β były wyższe w reżimie stabilnym niż w reżimie niestabilnym, co może

wskazywać, iż ryzyko systematyczne tych portfeli jest wyższe w okresach niższej zmienności notowań indeksu WIG.

Tablica 4. Weryfikacja przełącznikowego modelu T-M

Fundusz	σ fundusz (niestabilny)	σ fundusz (stabilny)	Test LR	Test L-B(15)	Test ARCH(5)	Test J-B
PremiaIdea	8,6964 [0,000]	2,1775 [0,000]	93,643 [0,000]	10,716 [0,296]	1,7814 [0,185]	1,8310 [0,400]
PremiaAllianz	2,9186 [0,000]	1,3809 [0,000]	8,5908 [0,035]	11,783 [0,695]	0,3214 [0,899]	3,4180 [0,181]
PremiaPioneer	5,2456 [0,000]	1,1905 [0,000]	53,249 [0,000]	10,920 [0,758]	6,9966 [0,000]	1,8565 [0,395]
PremiaArka	4,7749 [0,000]	1,8499 [0,000]	22,757 [0,000]	19,632 [0,187]	1,0486 [0,592]	0,1154 [0,989]
PremiaPKO	4,6388 [0,000]	1,0857 [0,000]	64,330 [0,000]	11,027 [0,751]	0,16370 [0,687]	1,1426 [0,565]
PremiaLegg Mason	4,4591 [0,000]	1,1019 [0,000]	47,379 [0,000]	19,098 [0,209]	0,42296 [0,832]	2,0012 [0,368]
PremiaING	4,013 [0,000]	1,0021 [0,000]	51,282 [0,000]	22,992 [0,084]	0,9493 [0,454]	0,3379 [0,845]
PremiaNovo	1,8296 [0,000]	0,9301 [0,000]	4,5829 [0,205]	18,468 [0,239]	0,66282 [0,653]	2,1519 [0,341]
PremiaUniKorona	1,5584 [0,000]	1,0561 [0,000]	1,4342 [0,698]	18,936 [0,217]	1,0224 [0,411]	1,8389 [0,399]

W nawiasach podano p-value.

Źródło: Obliczenia własne.

Podobne wyniki badań otrzymano dla amerykańskiego rynku funduszy [Abdymomunov, Morley, 2009, s. 15]. Z kolei portfele inwestycyjne pozostałych funduszy były w podobnym stopniu narażone na ryzyko systematyczne w reżimie niestabilnym oraz stabilnym. Skupiając uwagę tylko na istotnych statystycznie oszacowaniach parametru δ w przełącznikowej wersji modelu T-M można potwierdzić, iż menedżerowie w sposób prawidłowy prognozują ruchy rynku w przypadku funduszu Allianz w reżimie stabilnym oraz funduszu Idea w reżimie niestabilnym. Z kolei ujemne wartości parametru δ dla funduszy Allianz oraz Novo w reżimie niestabilnym oraz Legg Mason w reżimie stabilnym wskazują na ujemny wpływ stosowania techniki market-timing na wartość ich portfeli inwestycyjnych.

Wprowadzenie dodatkowo przełączenia typu Markowa w wariacji idiosynkratycznego szumu wpłynęło pozytywnie na własności składnika resztowego modelu T-M dla większości rozważanych funduszy akcyjnych, gdyż pozwoliło na wymodelowanie efektu ARCH. Ponadto, zarządzający portfelem inwestycyjnym funduszu mogą otrzymać dodatkową informację o poziomie ryzyka specyficznego danego portfela w zależności od koniunktury na rynku giełdowym. Oszacowania wariacji idiosynkratycznego szumu są kilkakrotnie wyższe w reżimie niestabilnym niż stabilnym dla wszystkich analizowanych funduszy akcyjnych w Polsce poza funduszami Novo i UniKorona.

Zakończenie

Obecny światowy rynek finansowy charakteryzuje się szybkimi zmianami oblicza, dynamicznymi wydarzeniami i gwałtownymi zdarzeniami zaskakującymi opinię publiczną. Ostatnia dekada uwidoczniła wiele nowych, negatywnych zjawisk wynikających ze stanu rozwoju rynków finansowych na świecie.

Zaprezentowane w niniejszej pracy wyniki badań nad wykorzystaniem przełącznikowych modeli T-M stanowią interesujące narzędzie wspomagające ocenę zdolności selekcyjnych i wyczucia rynku zarządzających portfelami inwestycyjnymi funduszy. Uzyskane wyniki nie pozwalają w sposób jednoznaczny dokonać oceny efektywności zarządzania portfelami polskich funduszy akcji w badanym okresie.

W przypadku 2/3 funduszy wyniki nie potwierdzają umiejętności oceny zdolności przewidywania menedżera w zakresie selekcji aktywów. Zarówno w reżimie niestabilnym, jak i stabilnym zarządzający aktywami funduszy utrzymywali defensywne portfele inwestycyjne, z wyjątkiem funduszu Pionier, na którym w okresie zawirowań na światowych rynkach finansowych można było więcej stracić niż na portfelu rynkowym. Wykazano ponadto, że ryzyko systematyczne portfeli funduszy jest wyższe w okresach niższej zmienności notowań indeksu WIG, co stanowi istotną informację w ocenie efektywności zarządzania portfelami funduszy inwestycyjnych w Polsce.

Przedstawione badania będą nadal kontynuowane przez autorki pod kątem kalibracji modelu wyczucia rynku, rozszerzenia próby analizowanych funduszy inwestycyjnych i zwiększenia częstotliwości danych, na podstawie których szacowane będą poszczególne klasy modeli.

Literatura

1. Abdymomunov A., Morley J. (2009), *Time-Variation of CAPM Betas Across Market Volatility Regimes for Book-to-Market and Momentum Portfolios*, dostępny na stronie: http://artsci.wustl.edu/~econgr/grad_conference/Papers/Abdymon_JEF.pdf, dostęp dnia 23.05.2013.
2. Chróściński A., Mazur M. (1996), *Fundusze inwestycyjne w Polsce i na świecie*, „Rzeczpospolita” nr 229.
3. Czekaj, J., Woś M., Żarnowski J. (2001), *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce*, PWN, Warszawa.
4. Kosowski R. (2006), *Do Mutual Funds Perform When It Matters Most to Investors? US Mutual Fund Performance and Risk in Recessions and Expansions*, dostępny na stronie: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=926971, dostęp dnia 31.05.2013.
5. Laurent S. (2009), *Estimating and Forecasting ARCH Models Using G@RCH*, Timberlake Consultants Ltd, London.
6. Olbryś J. (2010), *Ocena efektywności zarządzania portfelem funduszu inwestycyjnego z wykorzystaniem wybranych wieloczynnikowych modeli market-timing*, „Optimum. Studia ekonomiczne” nr 4 (48).
7. *Raport roczny 2007* (2008), Izba Zarządzających Funduszami i Aktywami, Warszawa, dostępny na stronie: <http://www.izfa.pl/pl/index.php?id=10058>, dostęp dnia 12.09.2009.
8. *Rozwój systemu finansowego w Polsce w 2007 r.* (2008), Narodowy Bank Polski, Warszawa, dostępny na stronie: <http://nbp.pl/systemfinansowy/rozwoj2007.pdf>, dostęp dnia 30.05.2013.
9. Skrodzka W. (2011), *Ocena efektywności funduszy inwestycyjnych polskich akcji w okresie destabilizacji rynków finansowych*, „Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego” nr 4/5.
10. Tarczyński W., Kunasz M. (2002), *Rynek kapitałowy*, Zachodniopomorska Agencja Rozwoju Regionalnego, Szczecin.
11. Ustawa z dnia 27 maja 2004 r. o funduszach inwestycyjnych, Dz.U. Nr 146, poz. 1546 z późn. zm.
12. Ustawa z dnia 22 marca 1991 roku Prawo o publicznym obrocie papierami wartościowymi i funduszach powierniczych, Dz.U. Nr 39, poz. 155 z późn. zm.
13. Włodarczyk A. (2006), *Using Markov Switching Models for Forecasting Zloty Exchange Rate Volatility*, w: *The Challenges for Reconversion. Innovation – Sustainability – Knowledge Management*, Pachura P. (ed.), ISI Pierrard, HEC du Luxemburg, Virton.

Streszczenie

W artykule przedstawiono ewolucję polskiego rynku funduszy inwestycyjnych oraz opisano wybrane modele wycucia rynku: Treynora-Mazuy'ego, Henrikssona-Mertona, trójczynnikiowy model Famy-Frencha. Zaprezentowano również nowe narzędzie wspomagające procesy decyzyjne na rynku funduszy inwestycyjnych w postaci przełączanego łańcuchem Markowa modelu Treynora-Mazuy'ego. Przedmiotem analizy empirycznej jest ocena efektywności zarządzania portfelami polskich funduszy akcyjnych z uwzględnieniem różnych reżimów zmienności rynku giełdowego w Polsce w okresie 2005–2012. Zmieniające się w czasie parametry modelu Treynora-Mazuy'ego umożliwiają ocenę ryzyka systematycznego i specyficznego portfela funduszy, ocenę umiejętności selekcyjnych i wycucia rynku menedżerów funduszy akcyjnych w reżimie stabilnym i niestabilnym. Zaprezentowane w artykule podejście do modelowania procesów decyzyjnych na rynku funduszy inwestycyjnych można rozszerzyć o kolejne modyfikacje modeli market-timing.

Słowa kluczowe

wycucie rynku, przełącznikowe modele Markowa

Modelling Decision-Making Processes on The Mutual Funds Market Using Switching Treynor-Mazuy Model (Summary)

In the article the evolution of the Polish investment funds market is briefly presented as well as some specification of the classic market-timing models are described: Treynor-Mazuy model, Henriksson-Merton model, Fama-French three-factor model. A new tool supporting decision-making processes on investment fund market, in the form of Markov-switching Treynor-Mazuy model, is also presented. The subject of the empirical analysis is to evaluate the effectiveness of portfolio management of Polish equity funds, taking into account the different volatility regimes of the stock market in Poland in the period 2005–2012. Time-varying parameters of Treynor-Mazuy model enable evaluation of systematic and specific risk connected with mutual funds portfolio investments, assess the selection skills as well as market-timing abilities of the equity funds managers in the stable and unstable regimes. Presented in this article approach for modeling decision-making processes on the mutual funds market can be extended by a further modification of market-timing models. The approach for modeling decision-making processes on the mutual funds market, which is presented in this article, can be extended by a further modification of market-timing models.

Keywords

market-timing, Markov-switching model

