

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 Radosiński: 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 Frasyniuk-Pietrzyk

Wyższa Szkoła Bankowa we Wrocławiu

e-mail: magdalena.frasyniuk-pietrzyk@wsb.wroclaw.pl

Radosław Pietrzyk

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

e-mail: radoslaw.pietrzyk@ue.wroc.pl

EFEKTYWNOŚĆ INWESTYCJI FUNDUSZY EMERYTALNYCH W POLSCE – WYBRANE PROBLEMY

Streszczenie: Analiza efektywności inwestycyjnej otwartych funduszy emerytalnych w Polsce stanowi ważne zagadnienie zarówno praktyczne, jak i teoretyczne. Na rynku nie ma konsensusu co do metod oceny efektywności inwestycyjnej, a miara ustawowa nie pozwala na prawidłową ocenę. W artykule zaproponowano podejścia oparte na porównaniu wyników do zewnętrznego benchmarku. Wykorzystano również modele *market timing*, które pozwalają na ocenę umiejętności zarządzających z tytułu wykorzystania trendów rynkowych i wyboru papierów wartościowych. Ostatnią propozycją jest porównanie hipotetycznego stanu rachunku w OFE dla konkretnego uczestnika systemu.

Słowa kluczowe: efektywność inwestycji, fundusze emerytalne, miara selekcji, *market timing*.

DOI: 10.15611/pn.2014.371.08

1. Wstęp

Analiza efektywności inwestycyjnej otwartych funduszy emerytalnych w Polsce stanowi ważne zagadnienie zarówno praktyczne, jak i teoretyczne. Zgodnie z polskim ustawodawstwem efektywność jest oceniana w oparciu o stopę zwrotu za okres 3 lat, a podawana jest do publicznej wiadomości dwa razy w roku, w marcu i we wrześniu. Wyniki te odnoszone są do średniej ważonej stopy zwrotu wszystkich otwartych funduszy za okres 36 miesięcy, która jest sumą iloczynów stopy zwrotu każdego z otwartych funduszy i wskaźnika przeciętnego udziału w rynku danego otwartego funduszu (por. [Ustawa z 28 sierpnia 1997]). Dodatkowo fundusze są zobligowane do osiągnięcia tzw. minimalnej stopy zwrotu, która określana jest jako połowa

średniej stopy zwrotu lub niższa od niej o 4 p.p. Takie podejście do oceny efektywności funduszy sprawia, że na rynku widoczne jest naśladowanie strategii inwestycyjnej funduszy o najwyższym udziale w rynku (por. [Frasyniuk-Pietrzyk 2009]). Brak możliwości porównania funduszy do zewnętrznego benchmarku niezależnego od wyników osiągniętych przez największe fundusze uniemożliwia właściwą ocenę umiejętności zarządzających.

Przesłanką do przeprowadzonych badań jest brak konsensusu co do metod oceny efektywności inwestycyjnej funduszy emerytalnych w Polsce. Wiąże się to ze specyfiką ich działalności, długoterminowym charakterem inwestycji, limitami ustawowymi dotyczącymi składu portfela instrumentów finansowych. Istotnym zagadnieniem jest również brak wspólnego benchmarku, do którego można by odnieść osiągnięte wyniki. Istotnym elementem jest również potrzeba oceny z punktu widzenia uczestników funduszu, których celem jest zgromadzenie kapitału emerytalnego o odpowiedniej wysokości, a także uwzględnienie specyfiki planu regularnego oszczędzania.

Innym istotnym elementem jest uwzględnienie różnych czynników ryzyka. W sposób oczywisty najważniejsze z nich to ryzyko rynkowe odnoszące się wprost do lokowania środków członków funduszy na rynku kapitałowym. Wydaje się jednak, że równie istotne mogą być ryzyka tzw. złej daty, a więc ryzyko przekazania środków członka funduszu do zakładu emerytalnego w momencie bessy na rynku czy też ryzyko polityczne i prawne, które mogą wpływać na przyszłość kapitałowego systemu emerytalnego w Polsce. Tezę niniejszego artykułu może stanowić stwierdzenie, że fundusze emerytalne nie osiągają dodatkowej premii z tytułu wykonywania trendów rynkowych oraz selekcji papierów wartościowych.

2. Wybrane metody badania efektywności funduszy emerytalnych

Badanie efektywności portfeli inwestycyjnych, a co za tym idzie: portfeli stworzonych przez instytucje zbiorowego inwestowania od wielu lat stanowi ważny element badań w dziedzinie finansów. W literaturze przedmiotu nie ma jednolitej konkluzji, które z miar i w jakich warunkach winne być stosowane. Cogneau i Hubner [2009a, 2009b] wliczają ponad 100 sposobów, które mogą być zastosowane do pomiaru efektywności. Wiele z nich posiada jeszcze liczne modyfikacje.

Najprostszym podejściem stosowanym w ocenie jest określenie stopy zwrotu dla inwestycji. Podejście to nie uwzględnia jednak ryzyka, co pozwala jedynie na porównanie inwestycji o bardzo zbliżonym jego poziomie. Dodatkowo policzenie stopy zwrotu jednostek funduszy nie uwzględnia okresowych wpłat oraz ich zróżnicowania, co jest charakterystycznym elementem funduszy emerytalnych. Zasadne zatem staje się wykorzystanie stopy MWRR (*money-weighted rate of return*), która może uwzględnić dokonywanie wpłat w dowolnych terminach i dowolnych wielkościach. Takie podejście pozwala oszacować teoretyczną wartość końcową zgromadzonego kapitału w porównywanych funduszach dla konkretnego szeregu czasowego przepływów pieniężnych.

Kolejnym rozważanym podejściem może być porównanie wyników zarządzających funduszami z benchmarkiem. Pomaga to w identyfikacji dodatkowych umiejętności zarządzających poprzez porównanie wyników z uzyskanymi przez benchmark. Umiejętności te mogą być mierzone za pomocą badania odstępstw między zrealizowanymi stopami zwrotu portfela a pewnym teoretycznym modelem kształtowania się stóp zwrotu. Jensen [1968] zaproponował, aby umiejętności zarządzających mierzyć jako różnicę między zrealizowaną stopą zwrotu (ponad stopę wolną od ryzyka) a nadwyżkową stopą zwrotu portfela pasywnego o tym samym ryzyku ponad stopę zwrotu wolną od ryzyka. Porównanie zrealizowanej stopy zwrotu do teoretycznej stopy zwrotu wynikającej z modelu CAPM (por. [Sharpe 1964]) umożliwiło tym samym określenie pewnej dodatkowej stopy zwrotu wynikającej wprost z umiejętności zarządzających doboru konkretnych instrumentów finansowych do portfela (miara selekcji papierów wartościowych). Miarę tę opisuje równanie (1).

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + e_{pt}, \quad (1)$$

gdzie: α_p – miara selekcji papierów wartościowych (miara selekcji); β_p – współczynnik beta portfela; R_{pt} – stopa zwrotu z portfela w okresie t ; R_{ft} – stopa zwrotu wolna od ryzyka w okresie t ; R_{mt} – stopa zwrotu z benchmarku w okresie t ; e_{pt} – składnik losowy równania.

Podejście zaproponowane przez Jensena nie pozwalało jednak na zidentyfikowanie źródła dodatkowej stopy zwrotu i rozdzielenie jej na składowe odpowiadające poszczególnym umiejętnościom zarządzających. Model CAPM stał się jednak bazą do zaproponowania modeli umożliwiających zidentyfikowanie umiejętności wykorzystania ruchów rynkowych. Zaproponowane modele, nazwane modelami *market timing*, pozwoliły na podział dodatkowej stopy zwrotu pomiędzy nadwyżkę z tytułu rozpoznania i wykorzystania trendów na rynkach, a także z tytułu doboru papierów wartościowych. Rozwiązanie takie zaproponowali Treynor i Mazuy [1966], którzy opierając się na modelu CAPM, jednocześnie odrzucili założenie o liniowości tego modelu i przedstawili model oparty na regresji kwadratowej opisany wzorem (2).

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + \gamma_p (R_{mt} - R_{ft})^2 + e_{pt}, \quad (2)$$

gdzie: γ_p – wskaźnik wyczucia rynku (*market timing coefficient*).

Model ten opierał się na założeniu zmiany i dostosowywania składu portfela do zmieniającej się sytuacji na rynku. Zarządzający przewidując wzrosty na rynku, powinni zwiększać udział instrumentów ryzykownych, a w przypadku przewidywania spadków udział ten powinien się zmniejszać. Zaproponowali zatem uzupełnienie modelu o składnik podniesiony do kwadratu, co pozwoliło na przedstawienie funkcji stopy zwrotu jako nieliniowej zależności od stopy zwrotu portfela rynkowego. Wartość wskaźnika wyczucia rynku większa od 0 jest rozumiana jako dodatkowa

korzystać z tytułu prawidłowego rozpoznania i wykorzystania trendów. Problemem jest jednak interpretacja ujemnej wartości tego współczynnika.

Inne podejście przedstawił Merton [1981] oraz Henriksson i Merton [1981], którzy założyli, że zarządzający portfelem powinni przewidywać okresy wzrostów i spadków na rynku i tym samym dopasowywać swoją strategię do tych zmian. Zmiany strategii powinny być zatem widoczne w zmianie parametru beta modelu rynkowego, jego zwiększeniu w przypadku wzrostów i zmniejszeniu w przypadku spadków. Zaproponowali model oparty na dwóch równaniach regresji. Pierwsze jest charakterystyczne dla rynku wzrostowego (stopy zwrotu z portfela rynkowego większe od stopy wolnej od ryzyka), a drugie dla rynku zniżkowego (stopy zwrotu z portfela rynkowego mniejsze od stopy wolnej od ryzyka). Ogólna postać równania przyjmuje zatem postać:

$$R_{Pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + \gamma_p \max(0, (R_{ft} - R_{mt})) + e_{Pt}, \quad (3)$$

gdzie: γ_p – wskaźnik wycucia rynku (*market timing coefficient*).

Parametr $(\beta_p - \gamma_p)$ można określić jako parametr beta dla rynku zniżkującego. Wartość parametru γ_p większa od 0 oznacza, że zarządzający potrafi przewidzieć kształtowanie się trendów rynkowych i potrafi dostosować skład portfela do tych zmian. Uogólnienie tego modelu zostało zaprezentowane przez Connora i Korajczyka [1991], ale wyniki dla rynku polskiego nie różniły się znacząco od modelu Henrikssona–Mertona (por. [Pietrzyk 2012]).

W celu oceny umiejętności zarządzających z tytułu doboru papierów wartościowych oraz umiejętności dostosowania strategii do sytuacji rynkowej dla portfeli mieszanych powstały również modele, które uwzględniają zarówno wskaźnik dla rynku akcji, jak i dla rynku obligacji. Przykładem może być model zaprezentowany w pracy Weigela [1991]. Model ten zakłada, że aktywa mogą być inwestowane w akcje, obligacje oraz instrumenty wolne od ryzyka. Takie rozwiązanie wydaje się szczególnie zasadne do badania efektywności funduszy emerytalnych, które zawierają zróżnicowane aktywa. Ujemna wartość wskaźnika wycucia rynku jest interpretowana jako błędna prognoza dokonywana przez zarządzających. Model ten można przedstawić następującym równaniem:

$$R_{Pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{sp} (R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{bp} (R_{bt} - R_{ft}) + \gamma_p \max(0, R_{mt} - R_{ft}, R_{bt} - R_{ft}) + e_{Pt}, \quad (4)$$

gdzie: γ_p – wskaźnik wycucia rynku (*market timing coefficient*); R_{bt} – stopa zwrotu z indeksu obligacji skarbowych w okresie t ; R_{mt} – stopa zwrotu z indeksu akcji w okresie t ; β_{bp} – beta portfela w stosunku do indeksu obligacji; β_{sp} – beta portfela w stosunku do indeksu akcji.

3. Badania empiryczne dla polskiego rynku

Badania empiryczne dla rynku polskiego przeprowadzono dla otwartych funduszy emerytalnych funkcjonujących w Polsce od 1999 r. Badaniu poddano 13 OFE, które funkcjonowały na rynku wg danych na dzień 30 sierpnia 2013 r.

Pierwszą z przeprowadzonych analiz było wykorzystanie modelu CAPM w celu zidentyfikowania potencjalnych umiejętności zarządzających i określenia efektywności zarządzania portfelem funduszu na podstawie miernika α -Jensena. Model dla wszystkich funduszy został oszacowany na podstawie odniesienia logarytmicznych miesięcznych stóp zwrotu funduszy (wartości netto jednostek) do zmian indeksów WIG i WIG20 za okres 1.10.2000–31.08.2013. Oba modele okazały się dobrze dopasowane. Współczynnik determinacji kształtował się na poziomie 0,801-0895 dla indeksu WIG20 oraz 0,792-0,908 dla indeksu WIG. Badania pokazały, że β dla tych portfeli waha się od 0,260 do 0,317 dla indeksu WIG20 oraz od 0,288 do 0,346 dla indeksu WIG.

Na podstawie przedstawionych modeli przeprowadzono również analizę współczynników alfa, które mogą być traktowane jako miara efektywności zarządzania portfelami OFE. W przypadku wykorzystania jako benchmarku indeksu WIG20 wszystkie wartości współczynników α przyjęły wartości dodatnie. Wszystkie wartości tych współczynników są statystycznie istotne na standardowych poziomach istotności. Tabela 2. prezentuje również wyniki dla modelu opartego na indeksie WIG. W tym przypadku również wszystkie wartości współczynników przyjęły wartości dodatnie, ale w 5 przypadkach (p -value > 0,1) należy je uznać za nieistotnie różne od zera. Może to świadczyć o lepszym dopasowaniu modelu z indeksem WIG, który wyjaśnia w większym stopniu stopę zwrotu działaniem szerszego indeksu giełdowego. Z kolei dla modelu opartego na indeksie akcji i obligacji wszystkie wartości parametru α są statystycznie nieistotne. Może to oznaczać, że zarządzający nie osiągną wyższej stopy zwrotu z tytułu doboru papierów wartościowych do portfeli OFE.

Kolejnym etapem badań jest wykorzystanie zaprezentowanych w sekcji 2 modeli *market timing* w celu zweryfikowania umiejętności wykorzystania zmieniającej się sytuacji na rynku przez zarządzających OFE do osiągnięcia wyższych stóp zwrotu. Jako czynnik rynkowy przyjęto we wszystkich modelach indeks WIG. Wyniki estymacji przeprowadzone metodą najmniejszych kwadratów dla modeli Treynora–Mazuya, Henrikssona–Mertona, Connora–Korajczyka oraz 2-czynnikowego pokazują, że modele te są lepiej dopasowane do danych niż liniowy model CAPM. Tabela 3. prezentuje wyniki dla dwóch pierwszych z zaprezentowanych modeli. Współczynniki determinacji kształtują się na poziomie 69,39%-88,35% dla modelu T-M oraz 69,52%-88,30% dla modelu H-M. Podobne wyniki otrzymano dla modelu C-K (tab. 4), gdzie wartości te są zbliżone do modelu H-M. Uzyskane wyniki pokazują jednocześnie, że parametr α , informujący o premii z tytułu doboru papierów wartościowych do portfela, jest statystycznie istotny w 8 na 13 funduszy w modelu T-M (poziom istotności 0,05), 9 w modelu C-K (poziom istotności 0,05) oraz we

Tabela 1. Oszacowania parametru β oraz współczynniki determinacji dla modeli CAPM opartych na indeksach WIG i WIG20 oraz modelu 2-składnikowego

		OFE 1	OFE 2	OFE 3	OFE 4	OFE 5	OFE 6	OFE 7	OFE 8	OFE 9	OFE 10	OFE 11	OFE 12	OFE 13
Model jednowskaźnikowy	Beta WIG20	0,317	0,275	0,286	0,294	0,260	0,295	0,298	0,279	0,317	0,275	0,297	0,289	0,275
	R^2	0,801	0,801	0,871	0,895	0,845	0,850	0,871	0,871	0,876	0,882	0,890	0,864	0,867
	Beta WIG	0,343	0,307	0,316	0,322	0,288	0,326	0,330	0,307	0,346	0,303	0,326	0,319	0,304
	R^2	0,792	0,848	0,896	0,908	0,879	0,878	0,902	0,894	0,888	0,908	0,908	0,892	0,896
Model dwuwskaźnikowy	Beta obligacje (FTSE)	0,590	0,406	0,446	0,470	0,442	0,462	0,490	0,480	0,591	0,421	0,477	0,473	0,472
	Beta akcje (WIG)	0,310	0,284	0,291	0,296	0,263	0,300	0,302	0,280	0,313	0,280	0,299	0,292	0,277
	R^2	0,854	0,887	0,943	0,958	0,933	0,925	0,954	0,951	0,956	0,954	0,959	0,943	0,952

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2. Oszacowania parametru α dla modeli CAPM opartych na indeksach WIG i WIG20 oraz modelu 2-składnikowego

Model	OFE 1		OFE 2		OFE 3		OFE 4		OFE 5		OFE 6		OFE 7	
	α	<i>p-value</i>	α	<i>p-value</i>	α	<i>p-value</i>	α	<i>p-value</i>	α	<i>p-value</i>	α	<i>p-value</i>	α	<i>p-value</i>
WIG20	0,24%	0,010	0,25%	0,003	0,20%	0,003	0,28%	0,000	0,24%	0,000	0,23%	0,002	0,28%	0,000
WIG	0,09%	0,355	0,11%	0,117	0,06%	0,312	0,14%	0,013	0,11%	0,050	0,08%	0,200	0,13%	0,026
2-składnikowy	-0,04%	0,664	0,03%	0,679	-0,03%	0,434	0,04%	0,283	0,02%	0,626	-0,01%	0,814	0,03%	0,470
Model	OFE 8		OFE 9		OFE 10		OFE 11		OFE 12		OFE 13			
	α	<i>p-value</i>	α	<i>p-value</i>	α	<i>p-value</i>	α	<i>p-value</i>	α	<i>p-value</i>	α	<i>p-value</i>		
WIG20	0,29%	0,000	0,32%	0,000	0,24%	0,000	0,25%	0,000	0,26%	0,000	0,20%	0,002		
WIG	0,15%	0,010	0,17%	0,014	0,11%	0,041	0,11%	0,056	0,12%	0,059	0,07%	0,239		
2-składnikowy	0,05%	0,223	0,04%	0,338	0,02%	0,608	0,01%	0,831	0,02%	0,730	-0,03%	0,405		

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3. Oszacowania modelu Treynora–Mazuya oraz Henrikssona–Mertona dla OFE i indeksu WIG

Model Treynora–Mazuya							Model Henrikssona–Mertona						
Fundusz	γ	β	α	$p\text{-value } \gamma$	$p\text{-value } \alpha$	R^2	Fundusz	γ	B	α	$p\text{-value } \gamma$	$p\text{-value } \alpha$	R^2
OFE 1	-0,165	0,311	0,039%	0,21	0,14	69,39%	OFE 1	-0,060	0,280	0,100%	0,01	0,01	69,52%
OFE 2	-0,228	0,293	0,045%	0,01	0,01	83,11%	OFE 2	-0,046	0,271	0,086%	0,00	0,00	83,07%
OFE 3	-0,098	0,309	0,020%	0,00	0,74	87,31%	OFE 3	-0,036	0,291	0,061%	0,01	0,00	87,33%
OFE 4	0,000	0,315	0,029%	0,99	0,05	87,80%	OFE 4	-0,024	0,301	0,065%	0,08	0,00	87,78%
OFE 5	-0,109	0,289	0,036%	0,15	0,02	85,09%	OFE 5	-0,037	0,271	0,077%	0,01	0,00	85,08%
OFE 6	-0,074	0,313	0,022%	0,35	0,17	85,97%	OFE 6	-0,031	0,297	0,060%	0,04	0,01	85,94%
OFE 7	-0,128	0,324	0,042%	0,10	0,01	87,24%	OFE 7	-0,044	0,302	0,088%	0,00	0,00	87,31%
OFE 8	-0,027	0,311	0,035%	0,74	0,03	85,98%	OFE 8	-0,017	0,302	0,062%	0,24	0,00	85,90%
OFE 9	-0,081	0,339	0,041%	0,31	0,01	87,78%	OFE 9	-0,030	0,324	0,076%	0,04	0,00	87,76%
OFE 10	-0,155	0,299	0,039%	0,04	0,01	86,32%	OFE 10	-0,040	0,279	0,079%	0,01	0,00	86,30%
OFE 11	-0,126	0,319	0,034%	0,08	0,02	88,35%	OFE 11	-0,031	0,304	0,067%	0,02	0,00	88,30%
OFE 12	-0,248	0,305	0,048%	0,00	0,00	86,43%	OFE 12	-0,053	0,280	0,095%	0,00	0,00	86,38%
OFE 13	-0,173	0,303	0,029%	0,02	0,05	87,29%	OFE 13	-0,042	0,282	0,071%	0,00	0,00	87,27%

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4. Oszacowania modelu Connora–Korajczyka oraz modelu 2-składnikowego dla OFE i indeksu WIG

Model Connora–Korajczyka							Model 2-czynnikowy							
Fundusz	γ	β	α	p -value γ	p -value α	R^2	Fundusz	γ	β_b	β_s	α	p -value γ	p -value α	R^2
OFE 1	-0,060	0,280	0,027%	0,014	0,251	69,52%	OFE 1	-0,035	0,464	0,308	0,047%	0,132	0,177	73,04%
OFE 2	-0,046	0,271	0,030%	0,003	0,049	83,07%	OFE 2	-0,027	0,397	0,290	0,044%	0,053	0,040	86,57%
OFE 3	-0,036	0,291	0,017%	0,009	0,206	87,33%	OFE 3	-0,021	0,412	0,302	0,022%	0,070	0,224	91,00%
OFE 4	-0,024	0,301	0,036%	0,080	0,008	87,78%	OFE 4	-0,006	0,472	0,296	0,018%	0,561	0,278	92,60%
OFE 5	-0,037	0,271	0,033%	0,011	0,020	85,08%	OFE 5	-0,018	0,417	0,280	0,033%	0,140	0,076	89,25%
OFE 6	-0,031	0,297	0,022%	0,039	0,126	85,94%	OFE 6	-0,012	0,398	0,302	0,016%	0,356	0,413	89,25%
OFE 7	-0,044	0,302	0,036%	0,003	0,012	87,31%	OFE 7	-0,025	0,453	0,317	0,043%	0,039	0,019	91,31%
OFE 8	-0,017	0,302	0,041%	0,240	0,005	85,90%	OFE 8	0,000	0,413	0,293	0,018%	0,976	0,347	89,61%
OFE 9	-0,030	0,324	0,040%	0,043	0,007	87,76%	OFE 9	-0,009	0,506	0,321	0,023%	0,461	0,197	92,47%
OFE10	-0,040	0,279	0,031%	0,005	0,026	86,30%	OFE10	-0,023	0,406	0,293	0,038%	0,057	0,038	90,02%
OFE11	-0,031	0,304	0,030%	0,024	0,026	88,30%	OFE11	-0,015	0,430	0,308	0,026%	0,174	0,133	92,14%
OFE12	-0,053	0,280	0,031%	0,000	0,029	86,38%	OFE12	-0,037	0,446	0,305	0,054%	0,002	0,003	90,60%
OFE13	-0,042	0,282	0,020%	0,002	0,141	87,27%	OFE13	-0,025	0,442	0,297	0,028%	0,024	0,100	91,60%

Źródło: opracowanie własne.

wszystkich przypadkach w modelu H-M (poziom istotności 0,05). We wszystkich przypadkach jego wartość jest dodatnia.

Drugim aspektem analizy modeli *market timing* jest zbadanie umiejętności wykorzystywania ruchów rynkowych. Wyniki uzyskane na podstawie wszystkich trzech modeli jednoczynnikowych pokazały, że nie da się zaobserwować takich umiejętności zarządzających. Wszystkie wartości są ujemne lub statystycznie nieistotne (4 dla modelu T-M, 2 dla H-M oraz 4 dla C-K na poziomie istotności 0,05).

Portfele funduszy emerytalnych w Polsce charakteryzują się zróżnicowanym składem portfela. Na aktywa funduszy składają się przede wszystkim skarbowe papiery wartościowe oraz akcje. Zasadne zatem staje się odniesienie wyników funduszy do dwóch benchmarków opartych na indeksach głównych rodzajów aktywów. W tym celu wykorzystano indeks WIG oraz indeks obligacji FTSE GLOBAL GOVT. PO ALL MATS (FTSE). Tak oszacowany model 2-czynnikowy okazał się najlepiej dopasowany z rozpatrywanych modeli. Współczynnik R^2 ukształtował się na poziomie 73,04%-92,60%. Współczynniki beta w stosunku do indeksu obligacji wynoszą 0,397-0,506, a indeksu WIG 0,28-0,321 (por. tab. 4). Zastosowanie modelu dwuwskaznikowego pozwala zatem na lepsze wyjaśnienie kształtowania się stóp zwrotu pod wpływem tych dwóch czynników. Uzyskane wartości współczynników α są dodatnie, ale tylko w 4 przypadkach można uznać je za statystycznie różne od 0 (na poziomie istotności 0,05). Można zatem wnioskować, że jedynie nieliczne fundusze osiągają dodatkową stopę zwrotu z tytułu doboru papierów do portfela. Podobne wnioski można wyciągnąć na temat współczynników badających wykorzystanie trendów rynkowych. Jedynie w 3 (na poziomie istotności 0,05) lub w 5 (poziom istotności 0,1) przypadkach ich wartości są statystycznie różne od 0. Dodatkowo we wszystkich przypadkach przyjmują wartości ujemne. Można zatem przyjąć, że zarządzający nie potrafią przewidywać i wykorzystywać zmian na rynku do osiągnięcia ponadprzeciętnych stóp zwrotu.

Ocena z punktu widzenia maksymalizacji wartości inwestycji zakłada pominięcie ryzyka w badaniu efektywności. Ustawowe limity inwestycyjne, istnienie mechanizmu porównywania funduszy za pomocą trzyletniej średniej ważonej stopy zwrotu powodują, że można przyjąć, że poziom ryzyka inwestycyjnego OFE jest zbliżony. Można zatem dokonać porównania wewnętrznej stopy zwrotu inwestycji polegającej na regularnych wpłatach. W przykładzie przyjęto założenia, że wpłaty były dokonywane od początku istnienia funduszy w 1999 r. do grudnia 2012 r. Przyjęcie najdłuższego możliwego okresu pozwala na porównanie długoterminowych wyników inwestycyjnych poszczególnych uczestników rynku. Przyjęto, że pierwsza wpłata wyniosła 100 PLN, a każda kolejna wzrastała przeciętnie o wskaźnik wzrostu płac w sektorze przedsiębiorstw w Polsce podawany przez Główny Urząd Statystyczny. W badaniach uwzględniono wysokość opłat dystrybucyjnych jednostek funduszy, które były pobierane w całym rozpatrywanym okresie. Wyniki funduszy podane jako prosta roczna stopa zwrotu oraz hipotetyczny stan rachunku na 31.12.2012 r. zostały zestawione w tabeli 5. ze stopą zwrotu oraz stanem hipotetycznego rachunku w ZUS.

Tabela 5. Oszacowania rocznych stóp zwrotu OFE w okresie 1999-2012 oraz stan hipotetycznego rachunku członka OFE na dzień 31.12.2012

Fundusz	Stopa zwrotu	Stan rachunku
OFE 9	7,13%	39 774,68 zł
OFE 5	7,01%	39 457,66 zł
OFE 4	6,86%	39 053,05 zł
OFE 12	6,85%	39 023,39 zł
OFE 8	6,79%	38 865,86 zł
OFE 10	6,78%	38 858,00 zł
OFE 6	6,76%	38 786,30 zł
OFE 2	6,73%	38 710,12 zł
OFE 11	6,70%	38 644,65 zł
OFE 7	6,68%	38 599,24 zł
OFE 1	6,47%	38 065,76 zł
OFE 13	6,32%	37 695,80 zł
ZUS	6,30%	37 634,44 zł
OFE 3	6,12%	37 197,73 zł

Źródło: opracowanie własne.

Należy podkreślić, że stopa zwrotu z konta w ZUS jest jedynie stopą waloryzacji¹ ogłaszaną przez ministra właściwego do spraw zabezpieczenia społecznego i Prezesa Głównego Urzędu Statystycznego. Jako wskaźnik ustawowy i zależny od arbitralnych decyzji nie może być jakimkolwiek odnośnikiem do porównywania ze stopami zwrotu OFE. W porównaniu nie wzięto pod uwagę tzw. subkonta w ZUS ze względu na zbyt krótką historię ich istnienia.

4. Podsumowanie i wnioski

Przeprowadzona analiza udowadnia tezę, że fundusze emerytalne nie osiągają dodatkowej premii z tytułu wykorzystania trendów rynkowych. Można zauważyć jedynie w kilku przypadkach premię z tytułu selekcji papierów wartościowych. Wykorzystanie modelu 2-czynnikowego wskazuje jednak, że w większości przypadków cała stopa zwrotu może być wyjaśniona zmianami indeksów akcji i obligacji. Można

¹ Art. 25, ust. 6 Ustawy z 17 grudnia 1998 r. mówi, że: „Wskaźnik waloryzacji składek jest równy wskaźnikowi cen towarów i usług konsumpcyjnych ogółem w roku kalendarzowym poprzedzającym termin waloryzacji w stosunku do poprzedniego roku powiększonemu o wzrost realny sumy przypisu składek na ubezpieczenie emerytalne w roku kalendarzowym poprzedzającym termin waloryzacji w stosunku do roku poprzedniego, z zastrzeżeniem ust. 9. Wskaźnik waloryzacji składek nie może być niższy niż wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych ogółem w roku kalendarzowym poprzedzającym termin waloryzacji w stosunku do poprzedniego roku”.

zatem mówić o braku wyraźnej przewagi wyników zarządzających ponad portfele zarządzane pasywnie. Wpływa na to również brak konkurencji między podmiotami, które upodobią swoje strategie do największych funduszy, a nie są porównywane do zewnętrznego benchmarku.

Literatura

- Connor G., Korajczyk R.A., 1991, *The attributes, behavior and performance of U.S. mutual funds*, Review of Quantitative Finance and Accounting, no. 1, p. 2-26.
- Cogneau P., Hubner G., 2009a, *The (more than) 100 Ways to Measure Portfolio Performance. Part 1: Standardized Risk-Adjusted Measures*, The Journal of Performance Measurement, vol. 13, no. 4, p. 56-71.
- Cogneau P., Hubner G., 2009b, *The (more than) 100 Ways to Measure Portfolio Performance Part 2: Special Measures and Comparison*, The Journal of Performance Measurement, vol. 14, no. 1, p. 56-69.
- Frasyniuk-Pietrzyk M., 2009, *Modele market timing w ocenie efektywności inwestycji OFE*, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, nr 48, s. 260-269.
- Henriksson R.D., Merton R.C., 1981, *On the Market Timing and Investment Performance of Managed Portfolios II – Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills*, Journal of Business, no. 54, p. 513-533.
- Jensen M.C., 1968, *The performance of mutual funds in the period 1945-1964*, The Journal of Finance, no. 23, p. 389-416.
- Merton R.C., 1981, *On Market Timing and Investment Performance of Managed Performance I – An Equilibrium Theory of Value for Market Forecasts*, Journal of Business, no. 5, p. 363-406.
- Pietrzyk R., 2012, *Ocena efektywności inwestycji funduszy inwestycyjnych z tytułu doboru papierów wartościowych i umiejętności wykorzystania trendów rynkowych*, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, nr 242, s. 291-305.
- Sharpe W.F., 1964, *Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk*, The Journal of Finance, no. 19 (3), p. 425-442.
- Treynor J.L., Mazuy K., 1966, *Can Mutual Funds Outguess the Market?*, Harvard Business Review, no. 44, p. 131-136.
- Ustawa z 17 grudnia 1998 r. o emeryturach i rentach z Funduszu Ubezpieczeń Społecznych, Dz. U., nr 39, poz. 353, z późn. zm.
- Ustawa z 28 sierpnia 1997 r. o organizacji i funkcjonowaniu funduszy emerytalnych, Dz. U., nr 139, poz. 934, z późn. zm.
- Weigel E.J., 1991, *The Performance of Tactical Asset Allocation*, Financial Analysts Journal, vol. 47, no. 5, p. 63-70.

PENSION FUNDS PERFORMANCE IN POLAND – SELECTED PROBLEMS

Summary: Performance analysis of pension funds in Poland is a very important theoretical and practical issue. There is no consensus on the market which methods of investment performance should be used. The statutory measure is believed to be inadequate. This study examines the performance of Polish pension funds using three approaches. The first is a comparison to an external benchmark. The second uses market timing models to assess managerial skills on account of using market trends and choosing securities. The third is based on a comparison between the hypothetical account balances that would be obtained in different pension plans given the same contributions.

Keywords: investment performance, pension funds, selectivity measure, market timing.