

Zarządzanie

Zmiana warunków funkcjonowania a efektywność inwestycyjna otwartych funduszy emerytalnych

Dorota Witkowska



**Zmiana warunków
funkcjonowania
a efektywność
inwestycyjna otwartych
funduszy emerytalnych**



WYDAWNICTWO
UNIWERSYTETU
ŁÓDZKIEGO

Zarządzanie

Zmiana warunków funkcjonowania a efektywność inwestycyjna otwartych funduszy emerytalnych

Dorota Witkowska



WYDAWNICTWO
UNIwersytetu
ŁÓDZKIEGO

ŁÓDŹ 2016

Dorota Witkowska, Uniwersytet Łódzki, Wydział Zarządzania
Katedra Finansów i Strategii Przedsiębiorstwa, 90-237 Łódź, ul. Matejki 22/26

RECENZENT

Waldemar Tarczyński

REDAKTOR INICJUJĄCY

Monika Borowczyk

REDAKCJA

Hanna Opala

SKŁAD I ŁAMANIE

Munda – Maciej Torz

PROJEKT OKŁADKI

Stämpfli Polska Sp. z o.o.

Zdjęcie wykorzystane na okładce: © Shutterstock.com

© Copyright by Dorota Witkowska, Łódź 2016

© Copyright for this edition by Uniwersytet Łódzki, Łódź 2016

Wydane przez Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego

Wydanie I. W.07682.16.0.M

Ark. 13,5; ark. druk. 15,25

ISBN 978-83-8088-394-9

e-ISBN 978-83-8088-395-6

<https://doi.org/10.18778/8088-394-9>

Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego

90-131 Łódź, ul. Lindleya 8

www.wydawnictwo.uni.lodz.pl

e-mail: ksiegarnia@uni.lodz.pl

tel. (42) 665 58 63

Spis treści

Wprowadzenie	7
1. Zreformowany system emerytalny	8
2. Otwarte fundusze emerytalne	12
3. Kontrowersje wokół OFE	15
Rozdział 1.	
Zastosowane metody badawcze i opis danych	27
1.1. Stopy zwrotu	28
1.2. Metody analizy własności szeregów stóp zwrotu	31
1.3. Modele opisujące kształtowanie się stóp zwrotu	41
1.3.1. Jednowskaźnikowy model Sharpe'a	42
1.3.2. Model wyceny aktywów kapitałowych	46
1.3.3. Ocena oszacowanych modeli i analiza stabilności bety	49
1.4. Miary efektywności inwestycji	51
1.5. Badanie persystencji	57
1.6. Opis danych	59
Rozdział 2.	
Badanie własności szeregów stóp zwrotu	63
2.1. Analiza kształtu rozkładu stóp zwrotu wyznaczonych dla funduszy emerytalnych	65
2.2. Czy fundusze emerytalne generowały zyski dla swoich członków?	71
2.3. Wpływ zmian administracyjnych na dochody i ryzyko OFE	74
2.4. Analiza benchmarków	78
Rozdział 3.	
Oszacowanie modeli jednowskaźnikowych i modeli CAPM	87
3.1. Problemy związane z estymacją parametru beta	87
3.2. Oceny estymatorów parametrów modeli jednowskaźnikowych i modeli CAPM	90
3.2.1. Parametry modeli oszacowanych dla OFE AEGON	91
3.2.2. Analiza parametrów wszystkich modeli	100
3.3. Analiza stabilności parametrów modeli	111
3.3.1. Modele oszacowane dla OFE AEGON	111
3.3.2. Modele oszacowane dla wszystkich funduszy emerytalnych	114

Rozdział 4.

Ocena efektywności funduszy emerytalnych	117
4.1. Efektywność funduszy w całym analizowanym okresie	119
4.2. Zmiana efektywności OFE w wyniku obniżenia wysokości odprowadzanych do nich składek emerytalnych	122
4.3. Zmiany wyników OFE po przekazaniu większości aktywów do FUS i wprowadzeniu zakazu inwestowania w papiery dłużne gwarantowane przez Skarb Państwa	128
4.4. Czy wprowadzenie dobrowolności oszczędzania w otwartych funduszach emerytalnych wpłynęło na zmianę efektywności OFE?	135
4.5. Badanie persystencji funduszy emerytalnych	141
Zakończenie	145
Literatura	157
Załącznik A. Podstawowe parametry stóp zwrotu	167
Załącznik B. Oceny estymatorów parametru beta oraz współczynniki determinacji modeli jednowskaźnikowych i wyceny aktywów kapitałowych	187
Załącznik C. Mierniki efektywności wyznaczone dla otwartych funduszy emerytalnych	209
Załącznik D. Mierniki efektywności inwestycyjnej obliczone dla indeksu WIG	241

Wprowadzenie

System emerytalny, który funkcjonował w Polsce do końca 1998 r., miał charakter repartycyjny – solidarnościowy. W systemie tym bieżące pokolenie pracujących płaciło na świadczenia dla tych, którzy przestali być aktywni na rynku pracy i nabyli uprawnienia do emerytury. Innymi słowy, świadczenia emerytalne były finansowane z bieżących wpływów na ubezpieczenie społeczne i z podatków, a brakujące środki finansowe dokładał budżet państwa. Liczne przywileje branżowe i sposób wyznaczania wysokości emerytury w połączeniu z niskim wiekiem emerytalnym powodowały, że dużo zdolnych do pracy osób wcześniej przechodziło na emeryturę¹. Zmniejszająca się z tego powodu liczba pracujących oraz pojawiające się zmiany w strukturze demograficznej² sprawiały, że ówczesny system generował nadmiernie wysokie, trudne do udźwignięcia przez budżet w przyszłości, koszty³. Legło to u podstaw zmian systemu emerytalnego w Polsce.

1 Przechodzenie na wcześniejsze emerytury było zresztą jednym ze sposobów obniżania bezrobocia w początkowym okresie transformacji systemowej.

2 W 1990 r. na jednego emeryta przypadało 2,20 pracującego, zaś w 1995 r. – 2,17. Za: M. Podstawka (2010), *Finanse*, PWN, Warszawa, s. 384.

3 W 1981 r. pseudoskładka na ubezpieczenie społeczne w Polsce wynosiła 25% wynagrodzenia, w latach 1987–1989 wzrosła do 38% i ostatecznie do 45% w 1990 r. Z połowy tej pseudoskładki (dokładnie 24% wynagrodzenia) finansowane były świadczenia emerytalne, reszta przekazywana była głównie na świadczenia rentowe. Utrzymanie „starych” zasad przyznawania i wyliczania emerytur doprowadziłoby do tego, że część pseudoskładki przeznaczanej tylko na wypłatę emerytur musiałaby wzrosnąć z 24% w 1998 r. do około 42% wynagrodzenia w 2050 r. Patrz: W. Wojciechowski (2011), *Reforma emerytalna: fakty i liczby zamiast błędów i mitów*, „Liberte” 22, 14 stycznia, <http://liberte.pl/reforma-emerytalna-fakty-i-liczby-zamiast-bledow-i-mitow/> (dostęp 15.08.2016). Por. też: M. Podstawka (2005), *Podstawy finansów: teoria i praktyka*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa, s. 259.

1. Zreformowany system emerytalny

Głównymi elementami reformy systemu emerytalnego, wprowadzonej w życie w 1999 r., była zmiana systemu zdefiniowanego świadczenia na system zdefiniowanej składki oraz zastąpienie istniejącego systemu repartycyjnego systemem repartycyjno-kapitałowym opartym na trzech filarach. Pierwszy filar pozostał repartycyjny i jest reprezentowany przez zreformowany Zakład Ubezpieczeń Społecznych (ZUS), drugi filar ma charakter kapitałowy i jest reprezentowany przez otwarte fundusze emerytalne (OFE). Te dwa filary miały, według założeń reformy, charakter obowiązkowy, natomiast trzeci stanowi dobrowolny kapitałowy filar zabezpieczeń prywatnych, na który składają się wszelkie nieobowiązkowe formy oszczędzania na emeryturę, w tym formy zinstytucjonalizowane, takie jak: Indywidualne Konta Emerytalne (IKE), Indywidualne Konta Zabezpieczenia Emerytalnego (IKZE) oraz Pracownicze Programy Emerytalne (PPE)⁴.

Podstawowym problemem, związanym z wprowadzaniem reformy emerytalnej, była konstrukcja fazy przejściowej, polegającej na budowie takich rozwiązań systemowych, które umożliwiłyby płynne przejście z poprzedniego systemu emerytalnego, tj. zdefiniowanego świadczenia, do systemu zdefiniowanej składki. Należało bowiem najpierw jednorazowo przekonwertować zobowiązania ze starego systemu repartycyjnego na zobowiązania w nowo wprowadzonym systemie, a także pokryć deficyt środków niezbędnych na wypłaty bieżących emerytur, powstały na skutek transferu części składek na rachunki w OFE zamiast na bieżące wypłaty. Konwersja polegała na obliczeniu dla poszczególnych emerytów, którzy rozpoczęli oszczędzanie jeszcze w starym systemie i jednocześnie trafili do nowego systemu, kapitału początkowego, obrazującego wirtualne zobowiązania emerytalne Funduszu Ubezpieczeń Społecznych (FUS)⁵.

Kolejnym wyzwaniem, przed którym stanęli reformatorzy systemu emerytalnego, było zagwarantowanie bezpieczeństwa środków zgromadzonych w prywat-

4 Jakkolwiek stworzono dodatkowe formy oszczędzania na przyszłą emeryturę, to nie opracowano atrakcyjnych zachęt, np. w postaci ulg podatkowych, aby stały się one interesującą formą inwestowania jako zabezpieczenie na starość. Bowiem jedynie ograniczone wpłaty na IKZE podlegają odliczeniu od dochodu przy obliczaniu podatku dochodowego od osób fizycznych. W 2014 r. ponad 60% Polaków zadeklarowało, że nie zamierza oszczędzać na IKE i IKZE. Por. „Parkiet” (2014), *Zmiany w OFE nie zachęciły do III filaru*, www.parkiet.com, Finanse, s. 6. Konsekwencją tego jest fakt, że w Polsce mniej osób oszczędza na starość niż ma to miejsce w innych krajach, nawet po uwzględnieniu poziomu zamożności i hojności systemu emerytalnego, czego dowiodły badania Pleśniak. Zob. A. Pleśniak (2012), *Oszczędzanie na starość w świetle danych Europejskiego Sondażu Społecznego – Polska na tle innych krajów*, „Rocznik Kolegium Analiz Ekonomicznych” 28: 197–220.

5 Komisja Nadzoru Finansowego (2008), *Konkurencja na rynku OFE*, https://www.knf.gov.pl/Images/konkurencja_na_rynku_ofe_tcm75-7063.pdf, s. 5–6 (dostęp 1.09.2016).

nych funduszach emerytalnych. W celu zapewnienia wypłacalności i efektywności inwestycyjnej⁶:

- a) pozbawiono fundusze emerytalne zdolności upadłościowej oraz stworzono prawną separację środków funduszy od środków zarządzających nimi Powszechnych Towarzystw Emerytalnych;
- b) nałożono wiele limitów i ograniczeń, które zmniejszyły ekspozycję inwestycji OFE na duże ryzyko oraz ustalono mechanizm minimalnych stóp zwrotu, które miały zapobiegać inwestycjom naruszającym interesy członków funduszu lub inwestycjom o skrajnie dużej wariancji;
- c) zagwarantowano wnikliwą kontrolę funduszy emerytalnych, obejmującą nadzór licencyjny oraz bieżący nadzór działalności operacyjnej i lokacyjnej o znacznie szerszym zakresie i intensywności niż w przypadku innych segmentów rynku finansowego.

W zreformowanym systemie emerytalnym wysokość otrzymywanej emerytury ma zależeć od trzech czynników:

- a) zgromadzonych oszczędności w ZUS i OFE⁷ w czasie całego okresu aktywności zawodowej;
- b) dopisanych odsetek pochodzących z waloryzacji składek gromadzonych w ZUS i działalności inwestycyjnej OFE;
- c) prognozowanego okresu pobierania emerytury.

W konsekwencji wysokość przyszłej emerytury zależy w znacznej mierze od samego ubezpieczonego (punkty 1 i 3), ponieważ wartość zgromadzonych składek emerytalnych wynika zarówno z wysokości zarobków, jak i z długości okresu aktywności zawodowej. Co więcej, wydłużenie okresu aktywności zawodowej oznacza krótszy (przynajmniej teoretycznie) okres pobierania świadczeń emerytalnych, tym samym powinny być one wyższe.

Natomiast kwestia zabezpieczenia (utrzymania) siły nabywczej składek emerytalnych gromadzonych w czasie całego okresu aktywności na rynku pracy, związana ze zmianą wartości pieniądza w czasie, jest zupełnie niezależna od ubezpieczonych. Przede wszystkim dlatego, że na skutek inflacji oszczędności emerytalne tracą na wartości w kolejnych latach. Innymi słowy, im wyższa inflacja, tym większe straty siły nabywczej i wynikająca stąd waloryzacja zebranego ze składek emerytalnych kapitału prowadzona przez ZUS. Z kolei oszczędności gromadzone w OFE są inwestowane na rynku finansowym, a wyniki inwestycyjne zależą zarówno od zarządzających funduszami emerytalnymi, których zadaniem jest generowanie odpowiednio wysokich stóp zwrotu, jak i od ogólnej sytuacji na światowych rynkach finansowych oraz od stanu polskiej gospodarki. Warto

6 *Ibidem*, s. 6–7.

7 Przy tym osoby urodzone między 1949 r. i 1968 r. mogły wybrać, czy chcą, aby ich składka była wpłacana w całości do ZUS, czy też była dzielona między ZUS i OFE. Natomiast osoby urodzone po 1968 r. były zobowiązane do członkostwa w OFE.

w tym miejscu zauważyć, że istnieje silna zależność między sytuacją na rynku finansowym a kondycją gospodarczą i stanem finansów publicznych, bowiem jeśli nastąpi destabilizacja finansów państwa, to wpłynie to negatywnie na wszystkie segmenty rynku finansowego, co odzwierciedli się w spadku kursów instrumentów finansowych, w jakie inwestują OFE.

Nowy system emerytalny nie był pozbawiony wad. Przede wszystkim deficytowy z założenia był Fundusz Ubezpieczeń Społecznych (FUS), zarządzany przez ZUS, bowiem bieżące wpływy ze składek nie pokrywały i nadal nie pokrywają w pełni zobowiązań emerytalnych państwa. Spowodowane jest to m.in. zaniechaniami w zakresie ograniczania przywilejów emerytalnych niektórych grup pracowniczych i branż [Dąbska 2014, Gadomski 2014] oraz brakiem odpowiedniego zasilenia z tytułu prywatyzacji. Warto w tym miejscu zwrócić uwagę na to, że po 1999 r. wprowadzono szereg zmian, które przyczyniały się albo do zwiększenia wydatków albo do zmniejszenia przychodów FUS [Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej i Ministerstwo Finansów 2013, s. 14]:

- wyłączenie z powszechnego systemu emerytur mundurowych w 2003 r.;
- przedłużenie w 2005 r. możliwości nabywania prawa do wcześniejszej emerytury do końca 2007 r., a potem kolejne przedłużenie w 2007 r., tym razem do końca 2008 r.;
- wprowadzenie emerytur górniczych w 2005 r.;
- redukcja składki rentowej w 2007 r.

Sprawność systemu emerytalnego ograniczało również odłożenie w czasie opracowania schematu wypłat przyszłych emerytur.

Jednakże w kolejnych latach funkcjonowania zreformowanego systemu emerytalnego podejmowano również decyzje, które miały służyć poprawie sytuacji FUS:

- wprowadzenie w 2008 r. emerytur pomostowych, wcielone w życie w 2009 r.;
- wprowadzenie w 2009 r. świadczeń kompensacyjnych dla nauczycieli;
- redukcja w 2011 r. składki emerytalnej odprowadzanej do OFE i wprowadzenie subkonta w ZUS;
- podniesienie wieku emerytalnego w 2012 r.;
- podniesienie składki rentowej w 2012 r.;
- reforma emerytur mundurowych w 2012 r.;
- przeniesienie w 2013 r. 51,5% środków z OFE do ZUS, wykonane w 2014 r.;
- wprowadzenie w 2013 r. tzw. suwaka bezpieczeństwa, który polega na tym, że pozostała w OFE część kapitałowa oszczędności jest stopniowo przekazywana do ZUS na 10 lat przed osiągnięciem wieku emerytalnego, czyli środki z OFE stają się częścią systemu repartycyjnego;
- zniesienie w 2014 r. obligatoryjnej przynależności do drugiego filaru i pozostawienie jedynie obowiązku wnoszenia składek emerytalnych do ZUS.

Aktualnie w Polsce funkcjonują jednocześnie dwa systemy emerytalne: nowy, tj. zdefiniowanej składki, i stary, repartycyjny (dotyczący osób urodzonych przed

1949 r.), stanowiący główne źródło niezbilansowania FUS, którego całkowite „wygaszenie” nie nastąpi przed rokiem 2060⁸. Oznacza to, że do tego czasu będą wciąż wypłacane emerytury wyznaczone według zasady zdefiniowanego świadczenia, które są wyższe, niż gdyby wyznaczono je według obowiązującej w zreformowanym systemie zasady zdefiniowanej składki.

Warto również dodać, że wciąż nie zniesiono wszystkich przywilejów branżowych i nie uporządkowano ostatecznie systemu emerytalnego. W szczególności nie poradzono sobie z problemem tzw. emerytur rolniczych, dotyczących osób ubezpieczonych w Kasie Rolniczego Ubezpieczenia Społecznego (KRUS). Według Najwyższej Izby Kontroli około 30% osób ubezpieczonych w KRUS nie prowadzi działalności rolniczej, pozostaje jednak w KRUS ze względu na niższe składki i praktyczny brak kontroli ze strony ubezpieczyciela [Najwyższa Izba Kontroli 2013].

Należy również wspomnieć o głosach wskazujących na niemal 40-procentowe uszczuplenie składek trafiających do FUS na skutek przekazywania ich do funduszy emerytalnych. Powoływano się również na tzw. jałowy obieg pieniądza, napędzający dług publiczny, który polegał na tym, że obligacjami skarbowymi wykupywanymi przez OFE dotowano ZUS do pokrycia zobowiązań wobec otwartych funduszy emerytalnych. Według szacunków niektórych ekspertów bez OFE dług publiczny byłby znacznie niższy, tj. w 2012 r. wyniósłby 35% PKB, a nie 53% PKB [Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej i Ministerstwo Finansów 2013, s. 35]⁹, a skumulowany dług wynikający z niedoborów środków na zaspokojenie świadczeń emerytalnych spowodowanych istnieniem OFE może osiągnąć w 2060 r. 94% PKB [Wiktorowska 2013].

Tych poglądów nie podziela jednakże wielu ekspertów, np. Rzońca i Wojciechowski [2010], Gronicki i Jankowiak [2013], Kawalec i Gozdek [2013]. Często również podkreśla się, że OFE – będąc ważnym inwestorem instytucjonalnym – odegrały istotną rolę w rozwoju rynku kapitałowego w Polsce, co miało pozytywny wpływ na rozwój gospodarki. Warto bowiem zauważyć, że w 2010 r. udział OFE w kapitalizacji Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie wyniósł 15%,

8 Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, Ministerstwo Finansów (2013), *Przegląd funkcjonowania system emerytalnego. Bezpieczeństwo dzięki zrównoważeniu*, http://www.finanse.mf.gov.pl/documents/766655/4703655/201306_26_przeglad.pdf (dostęp 12.04.2015), s. 12.

9 Przedstawione wartości zostały wyznaczone według metodologii krajowej, bowiem według Eurostatu wysokość zadłużenia bez konieczności przekazywania składek do OFE wyniosłaby 38% PKB zamiast 56% PKB. Oznacza to, że nawet w latach kryzysowych dług publiczny nie przekroczyłby 40% PKB, co mogłoby oznaczać wyższy rating Polski i tańsze kredyty, a zatem mniej środków budżetowych przeznaczanych na obsługę zadłużenia. Za: Ministerstwo Finansów (2013), *Pomiar przeciętnych stóp zwrotu w OFE i wskaźników waloryzacji w ZUS. Wpływ różnych technik pomiaru. Analiza kompleksowa*, http://emerytura.gov.pl/wp-content/uploads/2014/03/Pomiar-przecietnych-stop-zwrotu-w-OFE-i-wskaznikow-waloryzacji-w-ZUS_opracowanie_30_07_2013.pdf, s. 34–36 (dostęp 20.06.2016).

a w 2012 r. – 18%, natomiast udział akcji w portfelu OFE wynosił w 2011 r. 36,7%, a dwa lata później 39,7% (stan na dzień 31 maja)¹⁰, co jednak zdaniem przeciwników OFE nie jest warte generowania kosztów ponoszonych przez ogół podatników [Grabowski 2013].

2. Otwarte fundusze emerytalne

Otwarte fundusze emerytalne funkcjonują w Polsce od 1999 r., tworząc drugi – aktualnie już nieobowiązkowy – filar systemu emerytalnego. Pomijając początkowe nagłośnienie związane z ich powstaniem, przez wiele kolejnych lat funkcjonowanie OFE praktycznie nie wzbudzało większego zainteresowania poza gronem specjalistów od ubezpieczeń społecznych, chociaż analizowano różne aspekty działalności inwestycyjnej funduszy emerytalnych¹¹. Jednakże w ciągu kilku ostatnich lat OFE stały się przedmiotem żaźranych dyskusji prowadzonych w różnych gremiach i na różnych płaszczyznach. Wynikało to z rozczarowania wysokością pierwszych wypłat emerytur¹² oraz zostało spowodowane skutkami światowego kryzysu finansowego, który m.in. doprowadził do spadku wartości aktywów OFE i przyczynił się do znacznego wzrostu deficytu budżetowego w Polsce. W szczególności wzmożło się zainteresowanie efektywnością zarządzania otwartymi funduszami emerytalnymi.

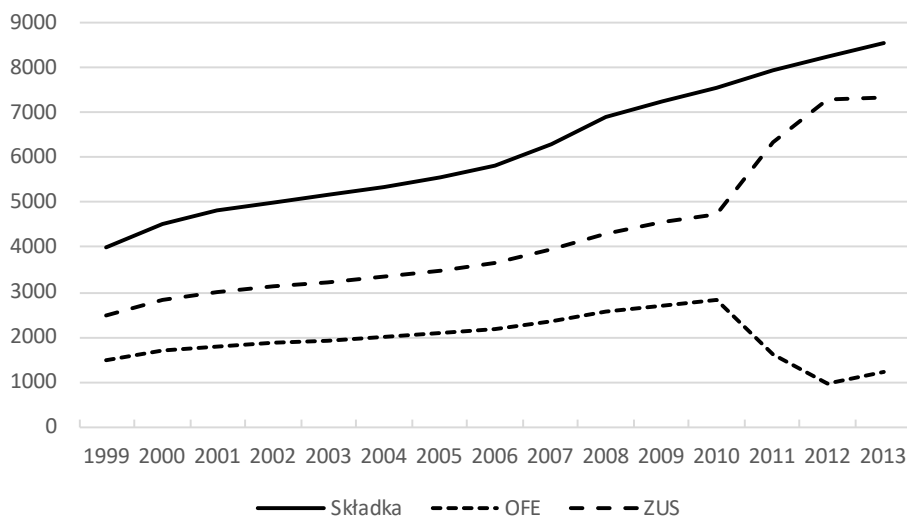
Niewątpliwie fundusze emerytalne, jako instytucje zbiorowego inwestowania, mogą wzbudzać szereg emocji, głównie z powodu znacznej akumulacji środków i ich dynamicznego rozwoju. Wystarczy bowiem zauważyć (tabela 1), że w latach 2000–2010 aktywa funduszy, na które składają się składki przetransferowane przez ZUS i osiągnięte przez OFE wyniki inwestycyjne, wzrosły ponad 20-krotnie, a średni roczny przyrost aktywów (średnia geometryczna) wyniósł w tym czasie 36,4%. W latach 2011–2013, z uwagi na zmniejszenie wysokości składek emerytalnych odprowadzanych do OFE, dynamika ta jest znacznie mniejsza,

10 Dane pochodzą z: Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, Ministerstwo Finansów, *op. cit.*, s. 20.

11 Na przykład opracowanie: K. Jajuga i in. (2004), *Polityka inwestycyjna otwartych funduszy emerytalnych. Analiza istniejących rozwiązań i propozycja zmian*, KNUiFE, www.knuife.gov.pl (dostęp 20.07.2016).

12 W lutym 2009 r. wypłacono pierwszą emeryturę z OFE w kwocie 23,65 zł. Tak niska emerytura z OFE była wynikiem krótkiego okresu członkostwa w OFE (tylko 10 lat od 1999 r.) oraz niskich dochodów ich członków. W 2011 r. średnia emerytura kapitałowa wyniosła 94,18 zł miesięcznie. Za: „Forbes” (2012), *Emerytura kapitałowa 2011? 94 zł miesięcznie*, Forbes.pl, <http://www.forbes.pl/artykuly/sekcje/wydarzenia/emerytura-kapitalowa-2011--94-zl-miesiecznie,25588,1> (dostęp 7.06.2013).

a poczynając od 2014 r., kiedy to OFE przekazało do FUS 51,5% swoich aktywów, widoczne są ujemne przyrosty z okresu na okres. Zmiany, jakie zaszły w wysokości odprowadzanych składek do ZUS i OFE, są dobrze widoczne na rysunku 1, na którym przedstawiono wyniki symulacji przeprowadzonej na podstawie przeciętnych rocznych wynagrodzeń¹³.



Rysunek 1. Wysokość rocznej składki odprowadzanej od przeciętnej płacy do ZUS i OFE [zł]

Źródło: obliczenia własne

Tabela 1. Aktywa otwartych funduszy emerytalnych do lipca 2016 r.

Lata	Aktywa OFE [mld PLN]	Dynamika [%]	Udział aktywów OFE w PKB [%]
2000	9,9	330	1
2001	19,4	96	2
2002	31,6	63	4
2003	44,8	42	5
2004	62,6	40	7
2005	86,1	38	9
2006	116,6	35	11
2007	140,0	20	12
2008	138,3	-1	11

13 Dane z „Monitora Polskiego” (2000–2015).

Tab. 1. cd.

Lata	Aktywa OFE [mld PLN]	Dynamika [%]	Udział aktywów OFE w PKB [%]
2009	178,6	29	13
2010	221,3	24	16
2011	224,7	2	15
2012	269,6	20	17
2013	299,3	11	18
2014	149,1	-50	9
2015	140,5	-6	8
2016 lipiec	139,0	-1	-

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KNF i GUS¹⁴

Uwaga: wszystkie dane o aktywach funduszy pochodzą z końca grudnia każdego roku z wyjątkiem 2016 r.

Znamienne jest też porównanie wartości aktywów, jakimi dysponowało OFE, z wielkością produktu krajowego brutto (PKB) i aktywami innych funduszy inwestycyjnych. Jak widać w tabeli 1, udział aktywów funduszy emerytalnych zwiększał się z roku na rok do 2013 r., osiągając maksymalny poziom 18% PKB. Dla porównania w lutym 2013 r. wartość środków zgromadzonych we wszelkiego rodzaju funduszach inwestycyjnych (tj. dłużnych, akcji, mieszanych, aktywów niepublicznych etc.), zarządzanych przez krajowe Towarzystwa Funduszy Inwestycyjnych, wyniosła 148,4 mld zł¹⁵, co stanowiło zaledwie 55% aktywów zgromadzonych w OFE. Nie należy się więc dziwić, że wobec problemów związanych z deficytem budżetowym, którego część wynikała z konieczności uzupełnienia braków w FUS, rządzący zwrócili swoje zainteresowanie w kierunku zasobnych funduszy emerytalnych.

14 Dane dotyczące PKB pochodzą z: *Rachunki kwartalne produktu krajowego brutto w latach 2010–2015*, <http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rachunki-narodowe/kwartalne-rachunki-narodowe/rachunki-kwartalne-produktu-krajowego-brutto-w-latach-2010-2015,6,10.html> (dostęp 5.09.2016), a dane o OFE z: Komisja Nadzoru Finansowego, *Dane miesięczne OFE*, https://www.knf.gov.pl/opracowania/rynek_emerytalny/dane_o_rynku/rynek_ofe/Dane_miesieczne/dane_miesieczne_ofe.html (dostęp 5.09.2016).

15 Przytaczane dane pochodzą z: Wirtualna Polska (2013), *Aktywa funduszy emerytalnych – marzec 2013*, WP.pl., Emerytury, 22 kwietnia, http://emerytury.wp.pl/kat,11691,title,Aktywa-funduszy-emerytalnych-marzec-2013,wid,15516341,wiadomosc_raport.html?ti-caid=11092c (dostęp 13.08.2016) oraz *Analizy Online i Izba Zarządzających Funduszami i Aktywami (2013), Aktywa funduszy inwestycyjnych*, Wspólny raport Analiz Online oraz Izby Zarządzających funduszami i Aktywami z dnia 8 marca.

3. Kontrowersje wokół OFE

Zreformowany w 1999 r. system emerytalny zawierał szereg niedoskonałości i w krótkim czasie stało się oczywiste, że będzie wymagał modyfikacji, w tym również zmian w obrębie OFE. W ramach ścierania się poglądów na temat funkcjonowania otwartych funduszy emerytalnych pojawiły się dwa ugrupowania, które charakteryzował całkowicie odmienny stosunek do otwartych funduszy emerytalnych. Zwolennicy obowiązkowego filaru kapitałowego wskazywali na zaniechania kolejnych rządów w zakresie ograniczenia przywilejów emerytalnych niektórych grup pracowniczych i branż¹⁶ oraz na brak odpowiedniego zasilenia FUS z tytułu prywatyzacji. Według niektórych poglądów (por. Rzońca i Wojciechowski 2010) to właśnie poważne odstępstwa od założeń reformy emerytalnej były jedną z istotnych przyczyn wzrostu niedoboru systemu emerytalnego, a wydatki związane z transferami składek do OFE, wbrew twierdzeniom rządu, nie były głównym źródłem wysokiego deficytu sektora finansów publicznych. Gronicki i Jankowiak [2013] na podstawie analiz zbudowanego przez siebie modelu makroekonomicznego stwierdzili, że to właśnie OFE przyczyniły się do znaczącej poprawy głównych agregatów makroekonomicznych, pomimo niekorzystnego wpływu wybranego sposobu finansowania kosztów reformy emerytalnej na dług publiczny i deficyt budżetowy.

Natomiast przeciwnicy OFE winili je za:

- a) wysokie koszty ich funkcjonowania i nadmiernie wysokie zyski osiągnięte przez PTE, zwłaszcza w początkowym okresie działalności, co było skutkiem niedopracowania reformy systemu w tym zakresie;
- b) niską efektywność inwestycyjną w porównaniu z indeksacją ZUS oraz wynikami Funduszu Rezerwy Demograficznej;
- c) brak konkurencyjności między funduszami emerytalnymi spowodowany m.in. oparciem systemu oceny OFE na tzw. benchmarku wewnętrznym¹⁷.

Analizując wyżej wymienione argumenty przeciwników OFE, należy zgodzić się, że w pierwotnej reformie systemu pozostawiono otwartym funduszom emerytalnym nadmierną swobodę w kształtowaniu kosztów obsługi składek emerytalnych bez zapewnienia poprawnie prowadzonej oceny ich efektywności inwestycyjnej. Ocena efektywności opierała się bowiem na tzw. benchmarku

16 Por. chociażby: W. Gadomski (2014), *Kopalnie nie zapłacą ZUS*, Wyborcza.biz, http://m.wyborcza.biz/biznes/1,106622,16082511,Kopalnie_nie_zaplaca_ZUS.htm (dostęp 10.09.2016); A. Dąbska (2014), *Polska przywilejami stoi*, <http://www.forbes.pl/polska-przywilejami-stoi,artykuly,184751,1,1.html> (dostęp 2.09.2016).

17 Por. dokumenty rządowe: Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej (2013), *Ile OFE kosztują przyszłych emerytów?*, <http://www.mpips.gov.pl/aktualnosci-wszystkie/ubezpieczenia-spoleczne/art,6266,przeglad-funkcjonowania-systemu-emerytalnego.html> (dostęp 26.06.2013); Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, Ministerstwo Finansów, *op. cit.*

wewnętrznym, czyli średniej ważonej stopie zwrotu kształtowanej przez same OFE. Natomiast nadmiernie wysokie koszty wynikały z faktu, że początkowo nie określono górnego limitu, i opłaty pobierane przez niektóre OFE wynosiły nawet 10% składki, dopiero w 2004 r. wprowadzono zapis ustawowo ograniczający opłaty pobierane od składki do maksymalnie 7%, które w 2010 r. zredukowano do 3,5%, a w 2014 r. obniżono do 1,75% składki emerytalnej [Wybór OFE/ZUS 2014]. W celu dalszego obniżenia kosztów OFE w 2011 r. wprowadzono, obowiązujący od początku 2012 r., zakaz prowadzenia działalności akwizycyjnej przez otwarte fundusze emerytalne, co istotnie przyczyniło się do spadku zainteresowania samodzielnym wyborem funduszu emerytalnego przez nowych członków OFE, którzy powierzali ZUS dokonanie takiego wyboru [Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej i Ministerstwo Finansów 2013, s. 16–17].

Warto dodać, że fundusze emerytalne oprócz opłaty dystrybucyjnej (tzn. od składki) pobierają również opłaty za zarządzanie aktywami i transferowe. Z comiesięcznych opłat za zarządzanie tworzony jest tzw. rachunek premiowy, na który trafia ułamek (maksymalnie do 0,005%) aktywów, zarządzanych przez Powzechne Towarzystwo Emerytalne (PTE). Celem rachunku premiowego było motywowanie towarzystw emerytalnych do osiągania jak najlepszych wyników inwestycyjnych, bowiem dobre wyniki inwestycyjne funduszu pozwalały na wykorzystanie zgromadzonych na rachunku premiowym środków przez PTE. Środki z funduszu premiowego przypadają bowiem na rzecz PTE, jeżeli fundusz, którym zarządza, osiągnął najwyższą stopę zwrotu spośród wszystkich funduszy. Natomiast PTE zarządzające funduszem o najniższej stopie zwrotu, przekazuje środki z rachunku premiowego do funduszu. Pozostałe towarzystwa emerytalne korzystają ze środków na rachunku premiowym w części proporcjonalnej do osiągniętych stóp zwrotu¹⁸.

Krytycy działalności funduszy emerytalnych wskazywali, że na koniec grudnia 2010 r. wartość aktywów netto OFE wyniosła ponad 221,25 mld zł, a w samym 2011 r. prowizje od składek pobieranych od członków funduszy wyniosły ponad 553 mln zł, zaś wynagrodzenia za zarządzanie środkami przekroczyły 981 mln zł¹⁹. Od początku istnienia OFE w Polsce do końca 2008 r. wpłynęło do nich około 120 mld zł. Z tytułu prowizji od składek i tzw. opłaty za zarządzanie pobrały one łącznie około 10,6 mld zł, tj. prawie 9% przelanych do funduszy składek przyszłych emerytów, co oczywiście musiało wzbudzać kontrowersje. Zwłaszcza że opłata za zarządzanie jest procentem od aktywów funduszu, a więc jest *de*

18 Przytoczone za: Komisja Nadzoru Finansowego (2013), *Dane wspólne. OFE – słownik podstawowych pojęć*, https://www.knf.gov.pl/dane_wspolne/OFE.html (dostęp 7.09.2016). Według informacji zawartych w pracy Sieronia rachunek premiowy uległ likwidacji w 2014 r. Patrz: A. Sieroń (2014), *Analiza ekonomiczna polskiej reformy emerytalnej z 2013 r.*, „Wrocław Economic Review” 20(3): 43–55.

19 Dane pochodzą z wypowiedzi wiceministra pracy Marka Buciora (por. „Forbes”, *op. cit.*).

facto niezależna od zysków funduszu²⁰. Według Marczuk [2009] w kryzysowym 2008 r. fundusze straciły łącznie 22 mld zł, zaś suma opłat za zarządzanie wyniosła łącznie 1,8 mld zł, czyli ponad połowę kosztów mającego o wiele więcej zadań ZUS.

Tabela 2. Porównanie opłat pobieranych przez OFE z kosztami funkcjonowania ZUS

Rok	Opłaty ogółem [mln zł]		Opłaty od składki [mln zł]	
	OFE	ZUS	OFE	ZUS za przekazanie składek do OFE
2001	787	2835	696	70
2002	749	2785	604	76
2003	847	1850	629	82
2004	938	2844	656	91
2005	1185	3326	797	112
2006	1432	3016	933	129
2007	1642	3138	1033	142
2008	1856	3350	1238	164
2009	1983	3418	1308	168
2010	1765	3418	810	179
2011	1595	3774	551	130

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych: OFE – Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej (2013), ZUS – ZUS i KNF, cytowane za: Bojanowski 2012

Należy jednak pamiętać, że otwarte fundusze emerytalne działają w podobny sposób jak fundusze inwestycyjne, które za zarządzanie powierzonymi im aktywami pobierają, jako specjaliści od rynków finansowych, dość wysokie wynagrodzenia również z powodu odmiennego niż urzędnicy ZUS sposobu działania. Stąd ustanowienie rachunku premiowego, który miał motywować PTE do generowania wysokich stóp zwrotu z oszczędności emerytalnych.

Oczywiście zawsze można wysuwać argument, że w stosunku do wysokości gromadzonych składek koszty OFE są znacznie wyższe niż ZUS, ale „fundusze inwestują, ZUS zapisuje i waloryzuje”²¹, stąd trudno jest bezpośrednio porównywać średnie miesięczne pensje w obu instytucjach [Zwoliński 2013], zwłaszcza

20 Można oczywiście mówić o nieznacznym pośrednim wpływie wyników OFE, związanym z tym, że lepsza efektywność inwestycyjna przekładała się na większą liczbę członków funduszu, którzy dokładając swoje składki emerytalne, powiększali aktywa, jakimi zarządzało PTE.

21 Jest to parafraza tytułu publikacji A. Ekiert (2014), *OFE czy ZUS: fundusze inwestują, ZUS zapisuje i waloryzuje*, Polskie Radio.pl, <http://www.polskieradio.pl/42/3146/Artykul/11-72637,OFE-czy-ZUS-fundusze-inwestuja-ZUS-zapisuje-i-waloryzuje> (dostęp 7.04.2015).

że koszty zarządzania aktywami OFE są znacznie niższe niż w funduszach inwestycyjnych stabilnego wzrostu, zrównoważonych i akcyjnych [Ostrowska 2013], z którymi należy porównywać fundusze emerytalne.

Warto też, choć rzadko się o tym mówi, przyjrzeć się kosztom działalności ZUS, jak chociażby pobieranie 0,8% składki za przelew do OFE (por. Bojanowski 2012), które fundusze zwracały ZUS w ramach opłaty dystrybucyjnej (za jej wysokość krytykowano wyłącznie OFE). W tabeli 2 porównano koszty funkcjonowania OFE i ZUS, które w 2013 r. wyniosły odpowiednio niemal 1,3 mld zł i ponad 4,11 mld zł [Zwoliński 2013]. W przypadku ZUS połowę kosztów stanowią pensje urzędników, a druga część obejmuje kolejno według wysokości wydatków: remonty, oprogramowanie i inne usługi, ubezpieczenia oraz koszty promocji²². Oczywiście nasuwa się pytanie, po co ZUS ponosi koszty reklam, skoro wpłacanie składek jest obowiązkowe, a instytucja jest monopolistą. Pikanterii dodaje fakt, że otwartym funduszom emerytalnym zakazano prowadzenia działalności promocyjnej, co w sytuacji dokonywania przez przyszłych emerytów wyboru miejsca gromadzenia części składki emerytalnej w ZUS lub OFE wydaje się szczególnie kontrowersyjne. Nawet jeśli sam wybór między obydwo- ma filarami stanowi „fałszywy dylemat”, bowiem sprowadza się on *de facto* do podjęcia decyzji, czy składki zostaną natychmiast przekazane przez ZUS na wypłaty bieżących świadczeń emerytalnych, czy też będzie to odłożone w czasie, do momentu kiedy zgromadzony kapitał zostanie „skonsumowany” przez „suwak bezpieczeństwa”.

Krytyka działalności OFE polegała również na porównaniu ich efektywności m.in. ze stopą zwrotu Funduszu Rezerwy Demograficznej (FRD), indeksacją ZUS oraz zwrotami z wybranych instrumentów finansowych, co przedstawiono w 2013 r. w dokumencie rządowym *Przegląd funkcjonowania systemu emerytalnego. Bezpieczeństwo dzięki zrównoważeniu* (tabela 3). Warto przy tym zauważyć, że indeksacja ZUS dotyczy oszczędności przyszłych emerytów po odjęciu kosztów funkcjonowania ZUS (–3,7% składek w 2011 r. [Bojanowski 2012]), których w tych rachunkach się nie uwzględnia, zatem nie można jej porównywać ze stopą zwrotu netto OFE. Należy przy tym zauważyć, że efektywność inwestycyjna OFE za 13 lat działania jest wyższa niż oprocentowanie depozytów oraz wyniki funduszy obligacji, stabilnego wzrostu i zrównoważonych [Ostrowska 2013]. Należy też zwrócić uwagę na fakt, że wyznaczona w pracy Otto i Wiśniewskiego [2013] średnia geometryczna korzyści netto ze składek w OFE za lata 2000–2012 wynosi 7,99%, a wyznaczona z jednostek uczestnictwa OFE wynosi 9,6%, czyli są one

22 Reklama w Polskim Radio kosztowała w 2013 r. 240 tys. zł, a w serialu „Ojciec Mateusz” – 87 tys. zł. Za: J. Wątor (2013), *ZUS będzie uczył obywateli na imprezach Lata z Radiem. Za 240 tys. zł*, Wyborcza.biz, 31 maja, http://wyborcza.biz/biznes/1,101562,14015122,ZUS_będzie_uczył_obywateli_na_imprezach_Lata_z_Radiem_.html (dostęp 25.06.2016); M. Piasecki, B. Łęczek (2013), *Emerycie! Na to idą twoje pieniądze*, Fakt.pl, <http://www.fakt.pl/zus-w-serialu-ojciec-mateusz,artykuly,426888,1.html> (dostęp 3.07.2016).

wyższe od podanych przez Ministerstwo Finansów w tabeli 3, co uzasadnia się przyjmowaniem różnych założeń²³.

Tabela 3. Porównanie stóp zwrotu i indeksacji w latach 2000–2012

Porównywane parametry	Średnia geometryczna [%]	Odchylenie standardowe [%]	Min. [%]	Max. [%]
Waloryzacja ZUS	6,8	4,4	1,9	16,3
Waloryzacja subkonta ZUS	8,5	3,2	5,7	17,2
Dynamika nominalna PKB	7,0	2,6	3,7	11,8
Stopa zwrotu FRD (od 2002 r.)	7,2	5,6	-5,9	14,0
Stopa zwrotu OFE (brutto)	8,8	9,1	-14,2	16,4
Stopa zwrotu OFE* (netto)**	6,6	9,1	-14,7	16,2
Stopa zwrotu WIG	7,7	29,7	-51,1	46,9
Stopa zwrotu WIG20	2,9	26,9	-48,2	35,4
Oprocentowanie obligacji 5Y	6,9	2,9	4,6	13,9
Oprocentowanie obligacji 10Y	6,7	2,1	5,0	11,8

Źródło: opracowanie za: Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej i Ministerstwo Finansów [2013, s. 57]

Uwaga: * oszacowano na podstawie relacji składek do aktywów i obowiązującej stawki opłaty w danym roku, ** po odjęciu opłat.

Trudno natomiast odnieść się do wyników inwestycyjnych FRD, bowiem działalność Funduszu jest wysoce nieprzejrzysta [Grodzicki 2012, s. 19], a dane dotyczące kosztów zarządzania są trudno dostępne²⁴. Oprócz tego niepokojące

23 Średnie geometryczne wyznaczone dla indeksacji ZUS oraz stóp zwrotu z WIG i obligacji 10-letnich w tabeli 3 zgadzają się z naszymi wyliczeniami, natomiast wartości dla OFE są niższe. Por. D. Witkowska, K. Kompa (2015a), *Czy otwarte fundusze emerytalne były nieefektywne?*, „Zarządzanie i Finanse. Journal of Management and Finance” 13(4/2): 85–99, http://zif.wzr.pl/pim/2015_4_2_5.pdf (dostęp 17.06.2016). Pewne wyjaśnienie zróżnicowania wyników podano w: W. Otto, M. Wiśniewski (2013), *Stopy zwrotu: OFE i ZUS*, <http://kobe.org.pl/wp-content/uploads/2013/06/Stopy-zwrotu-w-OFE-a-indeksacja-sk%C5%82adek-w-ZUS.pdf> (dostęp 25.07.2016); Ministerstwo Finansów, *op. cit.*, s. 27.

24 W zasadzie jedyną dostępną informacją jest dokument Ministerstwa Pracy i Polityki Społecznej, w którym porównano średnie opłaty za zarządzanie OFE i FRD, przy czym pokazane w tym porównaniu dane dla OFE stoją w sprzeczności z – jak się wydaje takimi samymi – danymi pokazanymi dla OFE na wcześniejszym wykresie. Patrz: Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, *op. cit.* Por. też: M. Grodzicki (2012), *Funduszowi Rezerwy Demograficznej należy umożliwić realizację celów, do których został powołany*, Analiza FOR, nr 12; J. Rutecka (2013), *Fundusz Rezerwy Demograficznej – analiza działalności oraz konsekwencje przedterminowego wykorzystania aktywów*, „Kwartalnik Kolegium Ekonomiczno-Społecznego.

jest przedterminowe wykorzystywanie aktywów Funduszu Rezerwy Demograficznej do zasilania niedoboru funduszu emerytalnego, co zaczęło się już w 2010 r. (por. Gołębiowska 2014 i Rutecka 2013). W opracowaniu Grodzickiego [2012, s. 18] wręcz mówi się o mechanizmie obniżania deficytu budżetowego za pomocą FRD. Fundusz został wprawdzie w 2014 r. zasilony 19 mld zł w formie gotówki i papierów dłużnych gwarantowanych przez Skarb Państwa (w konsekwencji zabrania OFE 153 mld zł), ale gotówka już w marcu tego samego roku trafiła do ZUS na wypłaty, a pozostałe papiery wartościowe, które będą z czasem zapadały i będą zamieniane w gotówkę również niemal natychmiast trafią do emerytów²⁵. Istnieje zatem obawa, że FRD podzieli los OFE [Pawlak 2014], tj. środki na nim zgromadzone zasypią na krótko dziurę budżetową.

Krytycy wprowadzonych w 2014 r. zmian systemu emerytalnego przede wszystkim wskazują na nieprawdziwość argumentów związanych w porównywaniu stóp zwrotu OFE i indeksacji ZUS. O ile bowiem ta pierwsza jest rynkową stopą zwrotu, o tyle indeksacja jest decyzją polityczną, zatem wartość wskaźnika waloryzacji może być zarówno zwiększana, jak i – co jest wielce prawdopodobne z uwagi na niezbilansowanie FUS – zmniejszana. Oprócz tego ze środków wpłacanych do ZUS są natychmiast wypłacane bieżące emerytury, zatem gromadzone na indywidualnych kontach składki są jedynie zapisem księgowym²⁶.

Co więcej, wprowadzenie tzw. suwaka bezpieczeństwa powoduje, że nawet część kapitałowa oszczędności jest stopniowo przekazywana do ZUS na 10 lat przed osiągnięciem wieku emerytalnego. Innymi słowy, środki z OFE stają się częścią systemu repartycyjnego i nie są już dalej inwestowane, czyli niejako automatycznie wyznacza się przyszłym emerytom datę zakończenia oszczędzania i przejścia na emeryturę, a ta decyzja powinna – przynajmniej w założeniach – zależeć od samych zainteresowanych. Warto dodać, że „suwak bezpieczeństwa” został wprowadzony w celu ochrony przed tak zwanym „ryzykiem złej daty”, polegającym na tym, że w roku przejścia na emeryturę, w wyniku niekorzystnej sytuacji na rynku mogą pojawić się silne obniżki cen walorów wchodzących w skład portfela inwestycyjnego OFE, co skutkować może znacznym obniżeniem zgromadzonego kapitału i w konsekwencji przełożyć się na niższe świadczenia emerytalne. Jednak wprowadzone przez ustawodawcę rozwiązanie nie wydaje się być optymalne, a propozycję alternatywnych rozwiązań znaleźć można m.in. w pracy Sieronia [2014].

Studia i Prace”, 3(15): 101–123. Grodzicki i Rutecka wskazują, że w latach 2002–2011 bardziej efektywne były OFE niż FRD.

25 Jest to wypowiedź Pawła Jaroszka, wiceprezesa ZUS. Za: M. Pawlak (2014), *Inwestycyjną część ZUS czeka taki sam los jak OFE*, Moja Emerytura, serwis dziennika „Rzeczpospolita”, <http://www.ekonomia.rp.pl/artykul/1084770.html> (dostęp 13.08.2016).

26 Według Grabowskiego również zapisy na kontach OFE były tego samego typu. Patrz: B. Grabowski (2013), *Wszystkie fałszywe mity obrońców OFE*, Gazeta Prawna.pl, <http://serwis.gazetaprawna.pl/emerytury-i-renty/artykuly/717589,grabowski-wszystkie-falszywe-mity-obroncow-ofe.html> (dostęp 10.09.2016).

Mówiąc o wynikach uzyskiwanych przez otwarte fundusze emerytalne, należy pamiętać, że system oceny efektywności inwestycyjnej OFE oparty został w głównej mierze na średniej ważonej stopie zwrotu (tzw. benchmarku wewnętrznym) i ustalonej na jej podstawie minimalnej wymaganej stopie zwrotu²⁷. Wynikiem tego był brak konkurencyjności między funduszami emerytalnymi, których portfele były mało zróżnicowane. Było to do pewnego stopnia skutkiem szczególnych zapisów ustawy odnośnie kompozycji portfeli OFE i wpływało na efektywność inwestycyjną funduszy, ale przede wszystkim pozwalało unikać PTE dopłat z tytułu tzw. mechanizmu niedoboru. W konsekwencji celem zarządzających było osiągnięcie jak najlepszych wyników w porównaniu ze średnią ważoną, co niekoniecznie oznaczało generowanie jak najwyższych stóp zwrotu dla przyszłych emerytów, bowiem wyniki istotnie gorsze od benchmarku wiązały się z koniecznością dopłat z kapitałów własnych PTE. Trudno jednak winić zarządzających funduszami emerytalnymi za to, że optymalizowali swoje zyski, wykorzystując niedopracowane przez ustawodawcę przepisy.

Należy zatem przyznać, że aktywność zarządzających funduszami emerytalnymi była niska i występowało ogromne podobieństwo struktury portfeli inwestycyjnych wszystkich funduszy emerytalnych, które zapewnione miały systematyczne i rosnące wpływy środków finansowych, generowane przez stały napływ nowych członków, bowiem członkostwo w OFE było obligatoryjne. Warto też zauważyć, że fundusze emerytalne nie różnicowały portfeli w zależności od wieku przyszłych emerytów, tj. długości okresu poprzedzającego wypłatę świadczeń emerytalnych²⁸. Chodzi o tzw. wielofunduszowość, polegającą na tworzeniu zróżnicowanych portfeli inwestycyjnych dla różnych grup wiekowych przyszłych emerytów, np. portfele o zwiększonej dochodowości, ale i większym ryzyku dla młodych uczestników funduszy i portfele bezpieczne dla tych o krótkim (pozostałym jeszcze) okresie aktywności zawodowej.

27 Wady takiego sposobu oceny efektywności inwestycyjnej OFE były wielokrotnie podnoszone m.in. przez KNF, która zaproponowała w 2012 r. zmiany, przedstawione w: Komisja Nadzoru Finansowego (2012), *Kryterium oceny efektywności inwestycyjnej OFE, system motywacyjne PTE oraz minimalny wymóg kapitałowy dla PTE. Propozycje rozwiązań*, Warszawa. Por. także: K. Jajuga (2010), *Ocena wyników zarządzania inwestycjami – zastosowanie zewnętrznego benchmarku w odniesieniu do funduszy emerytalnych*, [w:] A. Wiktorow, B. Wyżnikiewicz, *Wielofunduszowość w systemie emerytalnym*, Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową, Warszawa, s. 59–69; A. Sieroń (2014), *Analiza ekonomiczna polskiej reformy emerytalnej z 2013 r.*, „Wrocław Economic Review” 20(3): 43–55.

28 O konieczności różnicowania portfeli inwestycyjnych w zależności od horyzontu inwestycyjnego mowa jest m.in. w: K. Lutostański, P. Lutostański (2010), *Cykl życia a oszczędności emerytalne*, [w:] A. Wiktorow, B. Wyżnikiewicz, *op. cit.*, s. 15–23. Natomiast tzw. fundusze cyklu życiowego (*lifecycle funds*) oraz fundusze z docelowym rokiem przejścia na emeryturę (*target date funds*) omawiane są w pracy D. Stańko (2010), *Doświadczenia we wprowadzaniu wielofunduszowości w innych krajach*, [w:] A. Wiktorow, B. Wyżnikiewicz, *op. cit.*, s. 24–44.

Reasumując, poczynając od 2011 r. rola OFE w kształtowaniu wysokości poziomu przyszłego zabezpieczenia emerytalnego była znacząco ograniczana (z 7,3% zarobków w 1999 r. do 2,92% od 2014 r.). Wprowadzone przez rząd zmiany systemu emerytalnego ingerują ponadto w strukturę portfeli OFE poprzez przeniesienie w 2014 r. 51,5% środków z OFE do ZUS oraz istotną zmianę katalogu instrumentów dopuszczonych do kompozycji portfela. Przy czym zakaz inwestowania w papiery dłużne, gwarantowane przez Skarb Państwa, wydaje się być decyzją *stricte* polityczną, niespowodowaną chęcią wymuszenia na OFE bardziej agresywnej polityki inwestycyjnej. Bowiem otwarte fundusze emerytalne mogły zwiększać udział akcji w swoim portfelu zapisami ustawy z 2011 r. do 45% w 2012 r., 47,5% w 2013 r., 50% w 2014 r. i dalej corocznie o 2 punkty procentowe, aby w 2034 r. osiągnąć docelowy limit 90% akcji w portfelu. Natomiast według zapisów ustawy z 2013 r. portfele OFE miały być konstruowane dla minimalnego limitu akcji w portfelu inwestycyjnym, wynoszącego: 75% w 2014 r., 55% w 2015 r. i ich udział miał być stopniowo zmniejszany do 15% w 2017 r., co oczywiście powoduje zwiększenie ekspozycji na ryzyko [Sieroń 2014]. Jednocześnie, na skutek interwencji ze strony Komisji Europejskiej, zwiększały się limity inwestowania za granicą i portfele OFE mogą, poczynając od 2016 r., zawierać do 30% zagranicznych aktywów.

Tabela 4. Rozwój funduszy emerytalnych w latach 2003–2016

Data	Liczba OFE	Liczba członków [mln]	Składki ogółem [mln zł]	Dynamika zmian składek [%]	Składki na uczestnika OFE [zł]	Aktywa netto na uczestnika OFE [zł]
31.01.2003	16	11,20	739,29	–	66,00	2851,97
30.01.2004	16	11,68	743,67	1	63,67	3996,52
02.02.2005	15	11,35	822,03	11	72,41	5556,69
27.01.2006	15	11,83	1138,23	38	96,22	7559,13
26.01.2007	15	12,52	1527,36	34	122,02	9707,63
25.01.2008	15	13,32	2008,05	31	150,81	10107,04
30.01.2009	14	14,04	1648,71	–18	117,44	9717,36
29.01.2010	14	14,54	1749,56	6	120,34	12508,86
31.01.2011	14	15,05	1886,30	8	125,33	14679,13
31.01.2012	14	15,55	403,39	–79	25,93	14988,11
31.01.2013	14	16,00	732,03	81	45,76	16811,09
31.01.2014	13	16,41	1072,80	47	65,37	18195,41
30.01.2015	12	16,62	230,92	–78	13,89	9059,63
29.01.2016	12	16,53	232,18	1	14,05	8069,56
29.07.2016	12	16,47	257,15	11	15,61	8440,09

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych: Komisja Nadzoru Finansowego, *Dane miesięczne OFE*, https://www.knf.gov.pl/opracowania/rynek_emerytalny/dane_o_rynku/rynek_ofe/Dane_miesieczne/dane_miesieczne_archiwum.html

Dodatkowo w 2014 r. zrezygnowano z obligatoryjności filaru kapitałowego, pozostawiając obowiązkowy jedynie udział w ZUS, co oznacza, że rola OFE w kształtowaniu wysokości przyszłych emerytur będzie coraz bardziej marginalizowana. W 2014 r. deklaracje do OFE złożyło 2,56 mln osób, co stanowiło zaledwie 15,3% wszystkich członków [Analizy Online 2016]. W 2016 r. (drugie tzw. okno transferowe) 90% oświadczeń otrzymanych przez ZUS stanowią deklaracje przekazywania 2,92% dochodów do OFE [Gazeta Prawna.pl 2016].

W tabeli 4 przedstawiono syntetyczny opis rozwoju funduszy emerytalnych w Polsce w ciągu ostatnich 14 lat, z którego wynika, że:

- liczba funduszy emerytalnych w styczniu 2016 r. jest mniejsza o jedną czwartą w porównaniu z 2003 r.;
- liczba członków funduszy emerytalnych, która systematycznie rosła z roku na rok, w styczniu 2016 r. zaczęła spadać, co wynika ze zniesienia obligatoryjności drugiego filara;
- największą sumę składek emerytalnych ogółem oraz w przeliczeniu na jednego członka OFE wniesiono w styczniu 2008 r.;
- w styczniu 2009 r. widoczny był spadek wysokości odprowadzanych do OFE składek o 18%, ale w kolejnych 2 latach widoczny był ich systematyczny wzrost, jednakże na skutek decyzji o obniżeniu wysokości składek odprowadzanych do OFE w styczniu 2012 r. odnotowano gwałtowny spadek kwoty pobranych składek o 79% sumy z analogicznego okresu roku poprzedniego;
- najmniejsze składki ogółem oraz w przeliczeniu na jednego członka, odprowadzone do funduszy emerytalnych w styczniu, odnotowano w 2015 r.;
- największe aktywa w przeliczeniu na jednego członka OFE zaobserwowano w styczniu 2014 r.; w kolejnym roku w wyniku decyzji rządu spadły one o połowę;
- w pierwszym półroczu 2016 r. wprawdzie nieco spadła liczba członków funduszy emerytalnych, ale obserwuje się wzrost składek i aktywów netto, zarówno ogółem, jak i w przeliczeniu na jednego członka OFE.

Generalnie należy podkreślić, że istnieje podstawowa trudność w rzetelnej ocenie funkcjonowania istniejącego aktualnie w Polsce systemu emerytalnego oraz zasadności i skutków wprowadzonych w ostatnich latach modyfikacji systemu emerytalnego z 1999 r. Przede wszystkim całość dyskusji opierała się na często zupełnie sprzecznych opiniach ekspertów i żadna ze stron nie przedstawiła rzetelnych argumentów, popartych wyliczeniami lub odpowiednimi symulacjami. A jeśli nawet jakieś obliczenia przedstawiano, to druga strona (niekoniecznie przeciwna) wskazywała na popełnione w nich błędy lub przedstawiała inne analizy, których weryfikacja była równie trudna ze względu na to, że nikt nie pokazywał „kuchni” prowadzonych rozważań, w tym przyjętych założeń, co mogło mieć istotny wpływ na wyniki prowadzonych analiz. Należy też pamiętać, że oprócz źle skonstruowanej metody oceny skuteczności zarządzania funduszami emerytalnymi, OFE ustawowo nie miały zbyt dużej swobody w prowadzeniu

polityki inwestycyjnej, zwłaszcza że wymogiem było zapewnienie bezpieczeństwa aktywów (stąd znaczny udział bezpiecznych papierów skarbowych w portfelu). Dlatego ocena ich efektywności musi odbywać się wyłącznie w porównaniu z benchmarkiem, odzwierciedlającym strukturę portfela dopuszczonego zapisami dokumentów państwowych, do przestrzegania których zobowiązano Powszechne Towarzystwa Emerytalne.

Pojawiające się w prasie argumenty za likwidacją OFE jako filaru obowiązkowego typu:

Wartość akcji może znacząco spaść, nawet do zera! Zyski osiągnięte na rynku finansowym są zmienne i nie da się ich na trwałe utrzymać, są odwracalne. Nieodwracalne są natomiast opłaty i prowizje pobierane przez towarzystwa ze środków przyszłego emeryta [Wiktorowska 2013]

z pewnością przemawiają do przeciętnego obywatela, zwłaszcza jeśli cytuje się opinię profesora powszechnie szanowanej uczelni. Zarazem opinie te nie są niczym uzasadnione, bowiem w okresie swojego funkcjonowania OFE rocznie przyniosły 4,65% zarobku netto, czyli więcej niż oprocentowanie depozytu w banku [Samcik 2016]. Wprawdzie inwestycje na rynku finansowym są zazwyczaj obciążone ryzykiem, ale w Polsce to ryzyko jest relatywnie niewielkie w stosunku do ryzyka politycznego, jakim były właśnie decyzje rządzących, które wpływają nie tylko na pogorszenie się sytuacji przyszłych emerytów (w końcu realne środki finansowe zamieniono na niewiele znaczące zapisy księgowe, ponieważ pieniądze od razu wydano), ale i mają negatywny wpływ na sytuację na rynku finansowym, co z kolei przekłada się na wyniki funduszy inwestycyjnych i emerytalnych (o efekcie „anyreformy OFE” i jej negatywnym wpływie na polski rynek finansowy mówił Wiesław Rozłucki w wywiadzie udzielonym „Rzeczpospolitej” w 2015 r.²⁹).

Dodatkowo niejasna jest odpowiedź na pytanie, czy celem wprowadzonych w ostatnich latach zmian była poprawa jakości zarządzania składkami emerytalnymi, znaczące ograniczenie roli Powszechnych Towarzystw Emerytalnych, czy tylko osiągnięcie krótkookresowych korzyści budżetowych³⁰, zwłaszcza że NIK

29 Por. „Rzeczpospolita” (2015), *Pierwsi tracą najwięcej*, 13 listopada, B10. W. Rozłucki był jednym z inicjatorów reaktywacji i pierwszym prezesem GPW w Warszawie.

30 Zagadnienia związane z działalnością OFE i ich wpływem na gospodarkę, a w szczególności na rynek finansowy w Polsce były przedmiotem wielu analiz, por. np.: M. Gronicki, J. Jankowiak (2013), *Otwarte fundusze emerytalne i gospodarka Polski w latach 1999–2013*, Konferencja Lewiatan, Gdynia–Warszawa; S. Kawalec, M. Gozdek (2013), *Wpływ OFE na rynek kapitałowy i rozwój gospodarki*, Europejski Kongres Finansowy, Sopot, http://www.efcongress.com/sites/default/files/kawalec-prezentacja_dla_ekf_-_2013-06-26.pdf (dostęp 12.04.2015); Z. Mrowiec, P. Mruk-Zawirski (2014), *How the Polish Pension Fund Reform Will Affect the Fund's Investments*, Allen and Overy, Warszawa; Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej i Ministerstwo Finansów, *op. cit.* Natomiast uwagi dotyczące wprowadzanych zmian w systemie emerytalnym znaleźć można m.in. w: D. Bilefsky, M. Zurawik (2013),

napisał w sprawozdaniu pokontrolnym z wykonania budżetu państwa za 2014 r., że dzięki przejściu 51,5% aktywów OFE rządowi udało się zmniejszyć dług publiczny o ponad 130 mld PLN, czyli o blisko 8% PKB.

[A] gdyby nie ta operacja, dług publiczny wzrósłby na koniec 2014 roku o blisko 75 mld zł (a więc o blisko 5% PKB) i w ten sposób relacja długu do PKB na koniec poprzedniego roku przekroczyłaby próg konstytucyjny wynoszący 60%, a tym samym premierowi i ministrowi finansów groziłby Trybunał Stanu [Kuźmiuk 2015].

Wydaje się zatem, że ostatnie modyfikacje systemu emerytalnego i manipulowanie w zasadach działalności OFE nie były działaniami do końca przemyślanymi, a w każdym razie ich uzasadnienie pozostawia wiele wątpliwości odnośnie podjętych decyzji³¹.

Niniejsza monografia stanowi podsumowanie ostatniego etapu badań realizowanych w ramach projektu NCN 2013/09/B/HS4/00493 pt. *Analiza rynku otwartych funduszy emerytalnych na tle rynku otwartych funduszy inwestycyjnych funkcjonujących w Polsce*. Ich celem jest analiza wpływu modyfikacji systemu emerytalnego, wprowadzanych w życie w latach 2011–2014, na efektywność otwartych funduszy emerytalnych. Monografia zawiera cztery rozdziały. W pierwszym opiszono zastosowane metody badawcze oraz wskazano na dane statystyczne wykorzystane w analizach. Drugi rozdział poświęcony został omówieniu własności różnie zdefiniowanych stóp zwrotu z jednostek rozrachunkowych funduszy emerytalnych oraz notowań wybranych do badania benchmarków. Rozdział trzeci poświęcono analizie modeli Sharpe'a i CAPM oszacowanych dla różnych okresów prowadzonych analiz. Natomiast w ostatnim rozdziale przedstawiono wyniki badania efektywności funduszy emerytalnych w wyróżnionych okresach związanych z wprowadzaniem modyfikacji systemu emerytalnego, które zmieniały warunki funkcjonowania OFE. Z uwagi na to, że przeprowadzone analizy dostarczyły bardzo bogaty materiał empiryczny, rozdziały badawcze zawie-

Polish Plan on Pensions Arouses Sharp Criticism, „The New York Times” 9, http://www.nytimes.com/2013/10/10/business/international/polish-plan-on-pensions-arouses-sharp-criticism.html?_r=0 (dostęp 2.09.2016); J. Hagemeyer, K. Makarski, J. Tyrowicz (2013), *Unprivatizing the Pension System: The Case of Poland*, „Faculty of Economic Sciences. Working Papers” 26(111); Fundacja Balcerowicza (2013), *Fundacja Balcerowicza o OFE: Fałszywe argumenty i manipulacja*, <http://nf.pl/kariera/fundacja-balcerowicza-o-ofe-falszywe-argumenty-i-manipulacja>, 44290,204 (dostęp 21.08.2016).

31 Podobne wnioski można wysnuć na podstawie lektury opracowań: J. Sawulski (2014), *Deficyt systemu emerytalnego w Polsce oraz próby jego zmniejszenia w warunkach kryzysu gospodarczego*, „Studia Oeconomica Posnaniensia” vol. 2, nr 6(267): 77–95; M. Stefański (2014), *Bezpieczeństwo emerytalne w Polsce po zmianach w systemie emerytalnym od 2014*, „Zeszyty Naukowe WSHE” 39, s. 39–52. Zestawiono w nich różne poglądy dotyczące związków między otwartymi funduszami emerytalnymi, deficytem Funduszu Ubezpieczeń Społecznych i stanem finansów publicznych.

rają jedynie pewną syntezę zrealizowanych badań, których szczegółowe rezultaty zostały zamieszczone w tabelach w czterech załącznikach.

Na początku lipca 2016 r. wicepremier i minister rozwoju Mateusz Morawiecki przedstawił założenia Programu Budowy Kapitału, z którego wynika likwidacja otwartych funduszy emerytalnych jako podmiotów rynku kapitałowego oraz przekazanie części oszczędności zgromadzonych na kontach OFE do IKE³². Zatem prezentowany materiał badawczy może okazać się podzwonnym dla funduszy emerytalnych w Polsce.

32 Pierwsze informacje na temat proponowanych zmian można znaleźć w: A. Fandrejewska (2016), *Emerytalna szarada Morawieckiego*, Obserwatorfinansowy.pl, <https://www.obserwatorfinansowy.pl/forma/rotator/emerytalna-szarada-morawieckiego/> (dostęp 30.07.2016); M. Stańczyk (2016), *Zmiany w OFE. Mateusz Morawiecki ujawnia plany*, Onet.pl, 4 lipca, <http://biznes.onet.pl/emerytury/wiadomosci/zmiany-w-ofe-plany-morawieckiego/v2dfzc> (dostęp 20.06.2016). Niestety brakuje szczegółów planu Morawieckiego, a istniejące komentarze obarczają się bardziej w sferze domysłów niż realnych propozycji.

Rozdział 1

Zastosowane metody badawcze i opis danych

Zagadnienia dotyczące działalności otwartych funduszy emerytalnych nie są nowe, ponieważ problemy te są istotne nie tylko z punktu widzenia teorii, ale i analiz empirycznych. Co więcej, badania w tym zakresie prowadzone są zarówno przez instytucje odpowiedzialne za funkcjonowanie OFE lub mające istotny głos w tworzeniu nowych rozwiązań w odniesieniu do istniejącego systemu emerytalnego, jak i przez ośrodki akademickie. Nie sposób też pominąć cytowanych wcześniej artykułów w prasie codziennej lub wypowiedzi w innych mediach, gdzie eksperci lub dziennikarze powołujący się na opinie ekspertów bądź na podstawie własnych analiz przedstawiali różne poglądy, których ze względu na skrótową formę ich prezentacji nie można było udokumentować.

Do pierwszej, wymienionej wyżej grupy publikacji zaliczyć należy obszerne dokumenty, takie jak: opracowanie Jajugi i in. [2004], analizy opublikowane przez Komisję Nadzoru Ubezpieczeń i Funduszy Emerytalnych, bieżące informacje, komunikaty i raporty publikowane przez Komisję Nadzoru Finansowego, a wśród nich dokumenty Komisji Nadzoru Finansowego [2008, 2012], a także komunikaty prasowe i opracowania przygotowane przez Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej oraz Ministerstwo Finansów, wśród których wymieńmy: Ministerstwo Finansów [2013], Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej [2013], Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej i Ministerstwo Finansów [2013].

Druga grupa publikacji to prace badawcze, w których prowadzono analizy empiryczne za pomocą metod statystyczno-ekonometrycznych lub omawiano narzędzia badawcze pozwalające ocenić działalność inwestycyjną OFE. Wymienić należy tutaj publikacje wieloautorskie, takie jak: Chybalski [2009, 2011a, 2011b, 2016], Wiktorow i Wyżnikiewicz [2010], Domański [2011] oraz opracowania zbiorcze: Dybał [2008], Białek [2009], Chybalski [2012], a także prace: Chybalski [2006], Frasyniuk-Mikulec [2004, 2009, 2010], Pietrzyk [2007, 2008, 2010], Marcinkiewicz [2009, 2013a, 2013b], Jajuga [2010], Winkler-Drews [2010], Flaśzewska i Staniec [2011], Mazurek-Krasodomska [2011], Mielczarek [2011], Nawrocki i Rychlewski [2011], Ociepa-Kicińska [2011], Strzelczyk [2012], Gronicki i Jankowiak [2013], Otto i Wiśniewski [2013], Karpio i Żebrowska-Suchodolska

[2014a, 2014b, 2014c, 2015b, 2016], Kompa [2014], Kompa i Wiśniewski [2015], Kompa i Witkowska [2015a, 2015b, 2015c], Witkowska i Kompa [2014, 2015a, 2015b, 2016].

Badania dotyczące instrumentów finansowych i tworzonych z nich portfeli inwestycyjnych prowadzone są zazwyczaj na podstawie obserwacji ich zachowań w czasie, tj. w oparciu o szeregi czasowe. W analizach finansowych uwzględnia się dwa podstawowe parametry charakteryzujące inwestycje, tzn.:

- dochody inwestorów, które zazwyczaj reprezentowane są przez różne definiowane stopy zwrotu;
- ryzyko, opisywane za pomocą różnych mierników odzwierciedlających zmienność stóp zwrotu.

Dlatego też wiele uwagi poświęca się zarówno badaniu wewnętrznych własności szeregów czasowych obserwacji notowań instrumentów finansowych lub portfeli inwestycyjnych, jak i wzajemnych relacji występujących między różnymi instrumentami lub portfelami. W niniejszym rozdziale zostaną zatem opisane metody wykorzystane w badaniach oraz omówione będą uwzględnione w analizach dane, zawierające obserwacje z wyróżnionych przez nas okresów badawczych, tworzące szeregi czasowe o różnej częstotliwości pomiaru.

Celem realizowanych badań, których wyniki prezentujemy w niniejszej monografii, jest ocena efektywności inwestycyjnej otwartych funduszy emerytalnych działających w Polsce w latach 2009–2015 w kontekście wprowadzanych modyfikacji systemu emerytalnego, które zmieniały warunki funkcjonowania OFE. W analizach wykorzystane zostaną:

- statystyczne metody opisowe
- metody wnioskowania statystycznego
- modele Sharpe'a i CAMP
- klasyczne mierniki efektywności inwestycyjnej, tj. współczynniki Sharpe'a, Treynora i Jensena, które będą wyznaczone dla różnych reprezentantów instrumentu wolnego od ryzyka oraz
- miary persystencji.

1.1. Stopy zwrotu

W literaturze przedmiotu wyróżnia się dwa podstawowe rodzaje szeregów czasowych, czyli takie, które opisują stan zjawiska w określonym momencie pomiarowym i takie, które zawierają informacje o poziomie zjawiska w analizowanym okresie. Nazywane są one odpowiednio szeregami czasowymi momentów i okresów. Szeregi cen akcji, kursów walutowych lub notowań indeksów giełdowych są przykładem tych pierwszych, a szeregi dotyczące obrotów na giełdzie – tych drugich. W przy-

padku szeregów czasowych okresów możliwe jest agregowanie danych, kiedy wydłuża się okresy obserwacji, a do ich opisu używa się klasyczne i pozycyjne miary średnie i miary dyspersji. Natomiast szeregi czasowe momentów zawierają informacje o poziomie zjawiska w określonych momentach czasu, dlatego nie można ich agregować przy przesuwaniu momentów pomiarowych. Przykładem jest wyznaczenie stóp zwrotu z instrumentów finansowych dla interwałów o różnej długości.

W praktyce wyróżnia się dwa rodzaje stóp zwrotu z instrumentów finansowych, tj. proste (zwykłe) i logarytmiczne stopy zwrotu. Pierwsze ze wspomnianych definiowane są jako względny przyrost wartości waloru w zadanym okresie:

$$R^*_{it} = \frac{y_{it} - y_{it-k}}{y_{it-k}} \quad (1.1a)$$

i są wielkością niemianowaną lub wyrażoną w procentach:

$$R^*_{it} = \frac{y_{it} - y_{it-k}}{y_{it-k}} \cdot 100\% \quad (1.1b)$$

Drugi rodzaj stóp zwrotu to stopy logarytmiczne postaci:

$$R_{it} = \ln\left(\frac{y_{it}}{y_{it-k}}\right) = \ln(y_t) - \ln(y_{t-k}) \quad (1.2a)$$

lub ich reprezentacja procentowa:

$$R_{it} = \ln\left(\frac{y_{it}}{y_{it-k}}\right) \cdot 100\% \quad (1.2b)$$

gdzie:

y_{it}, y_{it-k} – obserwacje szeregu czasowego dotyczące notowania i -tego instrumentu finansowego, poczynione odpowiednio w okresie (lub momencie) t oraz opóźnione o k okresów,

$t = 1, 2, \dots, T$.

Zatem stopy zwrotu (1.1)–(1.2) wyrażają zysk (jeśli są dodatnie) lub stratę (gdy są ujemne), jakie osiągnie inwestor w momencie (lub okresie) t po zainwestowaniu y_{it-k} środków w $(t-k)$ -tym momencie (lub okresie). Prosta stopa zwrotu (1.1) wykorzystuje koncepcję kapitalizacji okresowej, a stopa logarytmiczna (1.2) – kapitalizacji ciągłej. Rozkład zwykłej stopy zwrotu jest tej samej postaci co rozkład ceny (z dokładnością do parametrów położenia i skali). Natomiast rozkład logarytmicznej stopy zwrotu ma inną postać niż rozkład kursu, jest bowiem logarytmicznym przekształceniem rozkładu ceny. Wartości stóp zwrotu

(1.2a)–(1.2b) należą do przedziału $(-\infty; +\infty)$ i są addytywne, co oznacza, że logarytmiczna stopa zwrotu w danym okresie jest równa sumie logarytmicznych stóp z poszczególnych jego odcinków i można z nich obliczać średnią arytmetyczną, która odpowiada kapitalizacji ciągłej (zakłada się, że wszystkie dochody są reinwestowane)¹. Skumulowana dla k okresów stopa zwrotu dla stóp logarytmicznych ma postać:

$$R_{it}^{sk} = \sum_{t=1}^k R_{it} = \ln \left(\frac{y_{ik}}{y_{i1}} \right) \quad (1.3)$$

podczas gdy dla stóp prostych skumulowane zwroty wynoszą:

$$R_{it}^{*sk} = \prod_{t=1}^k (R_{it}^* + 1) - 1 \quad (1.4)$$

W związku z powyższym, średnie stopy zwrotu ze stóp logarytmicznych wyznacza się jako średnią arytmetyczną, a ze stóp prostych jako średnią geometryczną.

W badaniach często wykorzystuje się logarytmiczne stopy zwrotu ze względu na ich niektóre własności statystyczne². Przede wszystkim jest to związane z założeniem o normalności rozkładu szeregu stóp zwrotu, które jest często przyjmowane przy estymacji nieznanymi parametrów i weryfikacji hipotez statystycznych, a formalna możliwość przyjęcia założenia o normalności pojawia się wyłącznie w odniesieniu do stóp logarytmicznych.

Warto jednak zauważyć, że logarytmiczne stopy zwrotu mają również swoje wady lub ich własności nie zawsze są pożądane. Na przykład:

- stopy zwrotu z portfela instrumentów w przypadku stóp prostych stanowią ważoną średnią prostych stóp zwrotu z pojedynczych aktywów, natomiast stopy logarytmiczne tej własności nie posiadają;
- stopy logarytmiczne „spłaszczają” zmiany w przypadku dużych wahań cen, innymi słowy, kiedy następują duże zmiany wartości instrumentów, stopy

1 Por. prace: K. Jajuga (red.), (2000), *Metody ekonometryczne i statystyczne w analizie rynku kapitałowego*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław, s. 71; A. Łukojć (2008), *Wstęp do ryzyka rynkowego*, <http://www.ambconsulting.pl/wstep%20do%20ryzyka%20rynku.pdf>, s. 2 (dostęp 5.08.2016; P. Fiszeder (2009), *Modele klasy GARCH w empirycznych badaniach finansowych*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń, s. 22–23.

2 Użycie logarytmicznych stóp zwrotu często jest bardziej uzasadnione niż wykorzystanie prostych (zwykłych) stóp zwrotu. Dyskusję na ten temat można znaleźć m.in. w: W. Tarczyński, D. Witkowska, K. Kompa (2013), *Współczynnik beta. Teoria i praktyka*, Pielaszek Research, Warszawa, s. 26–27. Dotyczy to w szczególności założenia o normalności rozkładu stóp zwrotu, ponieważ rozkład zwykłych zwrotów jest „ucięty” w punkcie odpowiadającym (–1) lub (–100%), co wyklucza rozkład normalny takiej zmiennej. Por. K. Jajuga (red.), (2000), *Metody ekonometryczne i statystyczne w analizie rynku kapitałowego*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław, s. 71; A. Łukojć, *op. cit.*

logarytmiczne są znacząco niższe niż proste stopy zwrotu, co może mieć wpływ na wyniki analiz, zwłaszcza kiedy istotne są wartości z ogonów rozkładu, np. przy szacowaniu wartości zagrożonej.

Omawiane w dalszej części pracy badania realizowano na podstawie dziennych, tygodniowych i miesięcznych logarytmicznych stóp zwrotu, które wyznaczono następująco:

$$R_{it}^d = \ln \left(\frac{y_{it}}{y_{it-1}} \right) \quad (1.5)$$

gdzie: R_{it}^d – dzienna stopa zwrotu, liczona w relacji notowanie z dnia t , czyli y_{it} do notowania z dnia poprzedniego y_{it-1}

$$R_{it}^w = \ln \left(\frac{y_{it5}}{y_{it1}} \right) \quad (1.6)$$

gdzie: R_{it}^w – tygodniowa stopa zwrotu, liczona dla tygodnia τ w relacji notowanie z piątku y_{it5} do notowania poniedziałkowego w danym tygodniu, tj. y_{it1} ,

$$R_{im}^m = \ln \left(\frac{y_{imo}}{y_{imp}} \right) \quad (1.7)$$

gdzie: R_{im}^m – miesięczna stopa zwrotu, liczona dla miesiąca m w relacji notowanie z ostatniego dnia miesiąca, w którym odbyło się notowanie y_{imo} do notowania z pierwszego dnia notowań w danym miesiącu, tj. y_{imp} .

1.2. Metody analizy własności szeregów stóp zwrotu

Podstawowymi miernikami wykorzystywanymi w analizach własności finansowych szeregów czasowych są znane miary:

- a) położenia, opisujące przeciętny poziom zjawiska, traktowane jako mierniki dochodu;
- b) dyspersji, określające zmienność (rozproszenie, rozrzut), które wykorzystuje się do pomiaru ryzyka;
- c) asymetrii (skośności), wskazujące, w jakim stopniu badany szereg odbiega od idealnej symetrii;
- d) skupienia (koncentracji), określające rozmieszczenie wariantów cechy w zbiorze w stosunku do kształtu krzywej normalnej, przez obliczenie wskaźnika spłaszczenia.

W analizie finansowych szeregów czasowych zazwyczaj przyjmuje się, że są one próbami statystycznymi, chociażby dlatego, że notowania kursów obserwowane są w określonych punktach pomiarowych, np. ceny otwarcia czy zamknięcia. W tej sytuacji parametry populacji generalnej nie są znane, a wyznaczane na podstawie obserwacji miary pełnią rolę ocen estymatorów nieznanych parametrów. W procesie wnioskowania statystycznego (tj. estymacji i weryfikacji hipotez statystycznych) istotna jest wiarygodność uzyskanych wyników, która w przypadku:

- weryfikacji hipotez statystycznych polega na ustaleniu określonego poziomu istotności, oznaczającego prawdopodobieństwo (α) popełnienia błędu pierwszego rodzaju, tzn. odrzucenia zerowej hipotezy, kiedy jest ona prawdziwa, lub określonej mocy testu związanego z błędem drugiego rodzaju;
- estymacji dotyczy określenia, z jakim prawdopodobieństwem przedział ufności zawiera wartość szacowanego parametru oraz stwierdzenia, że zastosowany estymator jest „najlepszy”, czyli posiada pożądane własności:
 - a) zgodności, która oznacza, że estymator jest zbieżny (według prawdopodobieństwa) do szacowanego parametru, a zatem wraz ze wzrostem liczby obserwacji branych pod uwagę podczas wyznaczania wartości estymatora jest ona coraz bliższa wartości szacowanego parametru;
 - b) nieobciążoności, równoznacznej temu, że wartość oczekiwana estymatora jest równa wartości szacowanego parametru;
 - c) efektywności, będącej własnością względną, która oznacza, że estymator jest najbardziej efektywny spośród nieobciążonych estymatorów, jeśli ma minimalną wariancję.

Najpopularniejszą miarą położenia jest średnia arytmetyczna:

$$R_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_{it} = \frac{1}{T} R_{it}^{sk} \quad (1.8)$$

gdzie:

T – liczba okresów, w których dokonywano pomiaru zjawiska

R_{it}^{sk} – skumulowane zwroty wyznaczone jako (1.3)

pozostałe oznaczenia jak poprzednio.

Średnią (1.8) stosuje się do określania przeciętnego poziomu zjawiska w szeregach czasowych okresów. W przypadku szeregów czasowych momentów powinno się wykorzystywać średnią chronologiczną. Jednakże w analizach finansowych w praktyce zazwyczaj zamiast średniej chronologicznej wyznacza się średnią arytmetyczną, zwłaszcza kiedy liczba obserwacji T jest znaczna, bowiem czym liczba T jest większa, tym różnice między obu średnimi są mniejsze. Warto zauważyć, że klasyczne miary średnie, tj. średnia arytmetyczna i chronologiczna wyznaczane są na podstawie

wszystkich elementów szeregu, co w sytuacji występowania danych odstających, ekstremalnych lub szeregów skrajnie asymetrycznych powoduje pewne „przekłamanie” w opisie zjawiska. Dlatego w takich przypadkach zaleca się stosowanie miar pozycyjnych, tj. mediany i pozostałych kwartyli oraz dominanty³, aczkolwiek ich wykorzystanie w praktyce jest mniej popularne niż miar klasycznych, tj. średniej arytmetycznej, która (jeśli jest wyznaczona na podstawie odpowiedniej próby statystycznej) jest nieobciążonym estymatorem wartości oczekiwanej w populacji.

Miary dyspersji pozwalają mierzyć zróżnicowanie wartości zmiennej w badanej zbiorowości wokół miary położenia, czyli informują, jak duże są średnie różnice (odchylenia) między poszczególnymi wartościami jednostek zbiorowości a przyjętą miarą przeciętną. Zmienność jest związana z pojęciem ryzyka, które jest istotne w analizach finansowych szeregów czasowych, zatem popularne miary rozrzutu wykorzystywane są zazwyczaj do pomiaru ryzyka.

Najprostszą miarą rozproszenia jest rozstęp (zwany również obszarem zmienności lub rozrzutem), czyli:

$$F_i = R_i^{max} - R_i^{min} \quad (1.9)$$

gdzie:

R_i^{max} , R_i^{min} – odpowiednio największa i najmniejsza stopa zwrotu z waloru i -tego.

Natomiast najbardziej popularnym (bezwzględnym) miernikiem dyspersji jest odchylenie standardowe⁴. Wyznacza się je jako pierwiastek kwadratowy z wariancji:

$$S_i^* = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (R_{it} - R_i)^2}{T}} \quad (1.10)$$

Przyjmując, że obserwacje $\{R_{it}\}$ są elementami próby statystycznej, kwadrat S_i^* z (1.10) jest obciążonym estymatorem nieznannej wariancji z populacji. Wówczas

3 Por. W. Tarczyński (1997), *Rynki kapitałowe*, t. 2: *Metody ilościowe*, Agencja Wydawnicza Placet, Warszawa, s. 25–26. Miary pozycyjne są odporne na asymetrię szeregu i obserwacje odstające, dlatego są chętnie wykorzystywane w analizach szeregów o takich własnościach. Mediana to tzw. wartość środkowa, która informuje o przeciętnym poziomie zjawiska. Dominanta natomiast wskazuje na wartość ciągu obserwacji pojawiającą się najczęściej, chociaż zdarza się, że taka wartość w ogóle nie istnieje.

4 W przypadku stosowania pozycyjnych miar średnich, do oceny rozrzutu wykorzystuje się tzw. odchylenie ćwiartkowe lub międzykwartyłowe. Por. D. Witkowska (red.), (2004), *Statystyka w zarządzaniu*, A.N.D., Łódź, s. 90–99; A.D. Aczel (1989), *Complete Business Statistics*, IRWIN, Homewood, IL., Boston, MA, s. 6. Można też wyznaczyć odchylenie standardowe w stosunku do mediany.

nieobciążony estymator odchylenia standardowego, szacowany na podstawie próby, wyznacza się jako:

$$S_i = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (R_{it} - R_i)^2}{T-1}} \quad (1.11)$$

W przypadku porównań zmienności różnych szeregów należy korzystać ze względnych miar dyspersji, z których najczęściej stosowany jest współczynnik zmienności postaci:

$$V_i = \frac{S_i}{R_i} \quad (1.12)$$

Istnieją również inne miary ryzyka, do których zalicza się m.in. odchylenie przeciętne stóp zwrotu, tzw. *tracking error* czy semiodchylenie stóp zwrotu. Ta ostatnia miara nie jest symetryczna i wyznaczana jest jako odchylenie standardowe dla ujemnych zwrotów:

$$SV_i = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T d_{it}^2}{T}} \quad (1.13)$$

gdzie:

$$d_{it} = \begin{cases} R_{it} - R_i & \text{gdy } R_{it} - R_i < 0 \\ 0 & \text{gdy } R_{it} - R_i \geq 0 \end{cases} \quad (1.14)$$

Inna grupa mierników, opisujących strukturę danych, odnosi się do oceny symetryczności rozkładu⁵. Podstawową miarą jest współczynnik skośności:

$$A_i^* = \frac{\sum_{t=1}^T (R_{it} - R_i)^3}{S_i^3} \quad (1.15)$$

będący obciążoną miarą asymetrii, podczas gdy nieobciążony estymator jest postaci:

$$A_i = \frac{T}{(T-1) \cdot (T-2)} \cdot \frac{\sum_{t=1}^T (R_{it} - R_i)^3}{S_i^3} \quad (1.16)$$

5 Przedstawione wzory pochodzą z prac: M. Dobosz (2004), *Wspomagana komputerowo statystyczna analiza wyników badań*, Akademicka Oficyna Wydawnicza EXIT, Warszawa, s. 24–25; A. Luszczewicz, T. Słaby (2003), *Statystyka z pakietem STATISTICA PL. Teoria i zastosowania*, C.H. Beck, Warszawa, s. 40–42.

W analizach uwzględnia się również standaryzowany współczynnik skośności⁶:

$$SA_i = A_i \cdot \left(\frac{6}{T}\right)^{-\frac{1}{2}} \quad (1.17)$$

Ostatnimi z omawianych są miary koncentracji. Kurtოza, zazwyczaj wyznaczana jako:

$$K^*_i = \frac{\sum_{t=1}^T (R_{it} - R_i)^4}{S_i^4} \quad (1.18)$$

jest estymatorem obciążonym. Zatem w celu uzyskania estymatora nieobciążonego korzysta się ze wzoru⁷:

$$K_i = \frac{T \cdot (T+1)}{(T-1) \cdot (T-2) \cdot (T-3)} \cdot \frac{\sum_{t=1}^T (R_{it} - R_i)^4}{S_i^4} - \frac{3 \cdot (T-1)^2}{(T-2) \cdot (T-3)} \quad (1.19)$$

Inną wykorzystywaną miarą jest standaryzowany współczynnik kurtოzy postaci:

$$SK_i = K_i \cdot \left(\frac{24}{T}\right)^{-\frac{1}{2}} \quad (1.20)$$

Jeżeli kurtოza K jest większa od zera, to szereg jest bardziej smukły niż rozkład normalny. Jeśli kurtοza jest mniejsza od zera, to rozkład jest mniej smukły, czyli jest spłaszczony w stosunku do normalnego. Pierwszy z nich nazywany jest rozkładem leptokurtycznym, a drugi – platykurtycznym⁸.

Warto zauważyć, że przy znacznej liczebności próby różnice między wartościami ocen estymatorów obciążonych i nieobciążonych są nieistotne i dążą do zera wraz ze wzrostem liczebności próby. Ta sama uwaga odnosi się do wcześniej omawianych miar średnich. Zatem dla dużych prób nie ma praktycznie znaczenia, z jakiego wzoru skorzysta się w prowadzonych analizach.

Inwestorzy oraz zarządzający instytucjami zbiorowego inwestowania, tj. fundusze inwestycyjne czy emerytalne, są istotnie zainteresowani tym, jakie można osiągnąć dochody oraz jakie jest ryzyko inwestycji w konkretny instrument finansowy lub portfel, chociażby w porównaniu z inwestycjami innego typu. W tych

6 Współczynnik standaryzowany SA_i (przy umiarkowanej sile asymetrii) na ogół przyjmuje wartości z przedziału $\langle -3; 3 \rangle$. Por. A. Luszniwicz, T. Słaby, *op. cit.*, s. 40–41. Przy obliczaniu wartości statystyki A według (1.16) należy uwzględnić założenie, że $T \geq 3$.

7 Przy obliczaniu wartości statystyki K według (1.19) należy uwzględnić założenie, że $T \geq 4$.

8 Współczynnik SK_i przy umiarkowanej kurtοzie na ogół przyjmuje wartości z przedziału $\langle -3; 3 \rangle$. W przypadku gdy (1.20) < -3 , występuje znaczące spłaszczenie, natomiast jeśli (1.20) > 3 , występuje znaczna wysmukłość rozkładu empirycznego (A. Luszniwicz, T. Słaby, *op. cit.*, s. 42).

badaniach często wykorzystuje się testy statystyczne, które polegają na weryfikacji hipotez dotyczących oczekiwanych stóp zwrotu oraz ich zmienności (por. m.in. Witkowska i in. 2012, s. 110–116).

W przypadku analiz stóp zwrotu z inwestycji kluczowe jest stwierdzenie, czy za-inwestowane środki przynoszą zyski, czy też generują straty. Innymi słowy weryfikuje się hipotezę o wartości oczekiwanej szeregu czasowego $\{\vartheta_{it}\}$ dla sprawdzenia, czy istotnie różni się ona od zera. Hipoteza zerowa formułowana jest w postaci:

$$H_0 : E(\vartheta_i) = 0 \quad (1.21)$$

wobec hipotezy alternatywnej postaci:

$$H_1 : E(\vartheta_i) > 0 \text{ lub } H_1 : E(\vartheta_i) < 0 \quad (1.22)$$

gdzie: $E(\vartheta_i)$ oznacza wartość oczekiwaną stóp zwrotu z i -tego instrumentu finansowego.

Do weryfikacji poprawności hipotezy zerowej dla dużych prób stosuje się statystykę testową, która ma rozkład normalny i jest postaci:

$$u_i = \frac{R_i}{S_i} \sqrt{T} \quad (1.23)$$

w przypadku małych prób korzysta się ze sprawdzianu testu o rozkładzie t-Studenta:

$$t_i = \frac{R_i}{S_i} \sqrt{T-1} \quad (1.24)$$

gdzie oznaczenia jak poprzednio.

Czasami interesujące jest nie tylko sprawdzenie, czy inwestycje przynoszą dochód, ale również porównanie stóp zwrotu do jakiegoś przyjętego benchmarku albo do wymaganej przez inwestora stopy zwrotu wynoszącej B . Wówczas stawiane hipotezy są nieco innej postaci. Hipoteza zerowa:

$$H_0 : E(\vartheta_i) = B \quad (1.25)$$

i hipotezy alternatywne:

$$H_1 : E(\vartheta_i) > B \text{ lub } H_1 : E(\vartheta_i) < B \quad (1.26)$$

a statystyka testowa dla dużych prób ma rozkład normalny i jest postaci:

$$u_1 = \frac{R_i - B}{S_i} \sqrt{T} \quad (1.27)$$

zaś dla małych prób ma rozkład t-Studenta:

$$t_1 = \frac{R_i - B}{S_i} \sqrt{T-1} \quad (1.28)$$

Inną ważną kwestią jest pytanie dotyczące występowania statystycznie istotnych różnic w dwóch szeregach stóp zwrotu. Może to dotyczyć zarówno stóp zwrotu z dwóch różnych instrumentów finansowych, jak i stóp zwrotu z tego samego instrumentu, ale w różnych okresach czasu. Należy wtedy poddać weryfikacji hipotezy postaci:

$$H_0 : E(\vartheta_1) = E(\vartheta_2) \quad (1.29)$$

oraz

$$H_1 : E(\vartheta_1) > E(\vartheta_2) \text{ lub } H_1 : E(\vartheta_1) < E(\vartheta_2) \quad (1.30)$$

W celu ich weryfikacji wykorzystuje się różne statystyki testowe, których wybór zależy od rozkładu populacji, znajomości wariancji i liczebności próby statystycznej. Przy założeniu, że populacja ma rozkład normalny, możliwe jest zastosowanie trzech statystyk testowych:

- jeśli wariancje σ_1^2 oraz σ_2^2 w populacji są znane, to korzysta się ze statystyki o rozkładzie normalnym:

$$u = \frac{R_1 - R_2}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{T_1} + \frac{\sigma_2^2}{T_2}}} \quad (1.31)$$

- jeśli wariancje w populacji nie są znane, ale są równe $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$, to sprawdzian testu ma rozkład t-Studenta o $(T_1 + T_2 - 2)$ liczbie stopni swobody:

$$t = \frac{R_1 - R_2}{\sqrt{\frac{T_1 \cdot S_1^2 + T_2 \cdot S_2^2}{T_1 + T_2 - 2} \cdot \left(\frac{1}{T_1} + \frac{1}{T_2} \right)}} \quad (1.32)$$

- przy założeniu braku równości wariancji w obu populacjach: $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ wykorzystuje się test Cochran-Coxa o równości średnich ze statystyką testową:

$$t = \frac{R_1 - R_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{T_1} + \frac{S_2^2}{T_2}}} \quad (1.33)$$

o rozkładzie t-Studenta o $\left[(T_1 + T_2 - 2) \cdot \left(\frac{S_1^2 \cdot S_2^2}{S_1^2 + S_2^2} + \frac{1}{2} \right) \right]$ stopniach swobody

[Malarska 2005, s. 139], gdzie $[\bullet]$ jest symbolem funkcji *entier*.

W przypadku dużych prób statystyka testowa (1.33) ma rozkład normalny:

$$u = \frac{R_1 - R_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{T_1} + \frac{S_2^2}{T_2}}} \quad (1.34)$$

gdzie:

- $E(\mathcal{R}_1), E(\mathcal{R}_2)$ – wartości oczekiwane stóp zwrotu w obu porównywanych szeregach
- R_1, R_2 – średnie arytmetyczne obu porównywanych szeregów stóp zwrotu
- S_1^2, S_2^2 – wariancje wyznaczone dla obu szeregów stóp zwrotu
- σ_1^2, σ_2^2 – wariancje populacji, z których pochodzą szeregi czasowe
- T_1, T_2 – liczba obserwacji w każdym z szeregów.

Przyjęcie statystyk testowych o rozkładzie normalnym: (1.23), (1.27), (1.31) i (1.34), weryfikujących pary hipotez (1.21)–(1.22), (1.25)–(1.26) i (1.29)–(1.30), związane jest z faktem, że zazwyczaj finansowe szeregi czasowe zawierają znaczną liczbę elementów. Można wtedy przyjąć, że dla dużych prób przestaje być istotne założenie o normalności rozkładu elementów szeregu, którego weryfikację można pominąć⁹. W przypadku mniejszej liczby obserwacji¹⁰ w szeregu należy stosować inaczej zdefiniowane statystyki testowe, tzn. podane wzorami: (1.24), (1.28), (1.32) i (1.23). Pojawia się jednak wtedy problem konieczności weryfikacji założeń o normalności rozkładu i dylematy związane z faktem, że na ogół rozkład prawdopodobieństwa finansowych szeregów czasowych trudno jest uznać za rozkład Gaussa.

Pewnym rozwiązaniem jest stosowanie w tych przypadkach testów nieparametrycznych¹¹, które wprawdzie nie są pozbawione pewnych wymagań formal-

9 W przypadku dostatecznie dużej próby statystycznej można przyjąć, że rozkład prawdopodobieństwa jest asymptotycznie normalny.

10 W przypadku weryfikacji hipotez o wartości oczekiwanej mała próba oznacza liczbę obserwacji poniżej 30.

11 Przykładami testów pozwalających weryfikować hipotezę o równości stóp zwrotu są testy: sumy rang Wilcozona i Manna-Whitneya dla porównań dwóch oraz test Kruskala-Wallisza – dla więcej niż dwóch szeregów. Natomiast do porównań wariancji dwóch i więcej szeregów finansowych można zaproponować test Levene'a. Opis wymienionych testów znaleźć

nych, ale są zwykle łatwiejsze do spełnienia w porównaniu z wymaganiami sformułowanymi dla testów parametrycznych. Jednakże – co należy podkreślić – testy parametryczne są bardziej wrażliwe niż nieparametryczne w tym sensie, że dają bardziej wyraziste wyniki, chociaż wymagają spełnienia czasem dość restrykcyjnych założeń. Jednakże „większość statystyk z próby jest dość odporna na drobne odchylenia od tych założeń” [Malarska 2005, s. 141]. Przykłady zastosowania obu rodzajów testów do analiz stóp zwrotu można znaleźć m.in. w pracach: Chukwuogor [2007], Foo i Witkowska [2013] oraz Kompa [2015].

W analizach własności szeregów stóp zwrotu porównuje się także ryzyko inwestycji, konfrontując zmienność dwóch szeregów finansowych, co formułuje się w postaci pary hipotez:

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \quad (1.35)$$

oraz

$$H_1 : \sigma_1^2 > \sigma_2^2 \quad (1.36)$$

Sprawdzian testu ma rozkład Fishera-Snedecora o $(T_1 - 1)$ i $(T_2 - 1)$ stopniach swobody i jest postaci:

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} = \frac{S_{max}^2}{S_{min}^2} \quad (1.37)$$

gdzie: $S_1^2 = S_{max}^2 = \max\{S_1^2, S_2^2\}$, co oznacza, że w liczniku znajduje się zawsze większa z dwóch porównywanych wariancji, a zatem numeracja szeregów jest podporządkowana pomiarowi ich zmienności, pozostałe oznaczenia jak poprzednio.

Innymi słowy, formułowanie hipotezy alternatywnej w postaci (1.36) implikuje, że w liczniku statystyki (1.37) znajduje się wariancja obliczona z szeregu o większej bezwzględnej zmienności¹². Statystykę testową postaci (1.37) można również wykorzystać do porównań więcej niż dwóch szeregów, podstawiając w liczniku wariancję szeregu o największej dyspersji, a w mianowniku wariancję szeregu charakteryzującego się najmniejszym zróżnicowaniem.

Weryfikacja hipotez o zgodności rozkładów stóp zwrotu z rozkładem normalnym polega na zastosowaniu testów nieparametrycznych, tj. testu Kołmogorowa-Lillieforsa, Jarque’a-Bery, Doornika-Hansena czy Shapiro-Wilka¹³. Ten ostatni może być

można m.in. w: C. Domański (1990), *Testy statystyczne*, PWN, Warszawa; A. Malarska (2005), *Statystyczna analiza danych wspomaganą programem SPSS*, SPSS Polska, Kraków; W. Zieliński (1999), *Wybrane testy statystyczne*, Fundacja Rozwój SGGW, Warszawa.

12 Sformułowanie hipotezy alternatywnej, wpływające na wartość statystyki testowej, wynika z budowy wielu popularnych tablic statystycznych rozkładu Fishera-Snedecora.

13 Omówienie tych testów można znaleźć w wielu opracowaniach, a wszystkie wyżej wymienione przedstawiono w pracy: W. Tarczyński, D. Witkowska, K. Kompa, *op. cit.*, s. 21–23.

stosowany również do małych prób. Jednakże wspomniane popularne testy, weryfikujące normalność rozkładu, często dają niejednoznaczne wskazania, co powoduje, że ocena zgodności rozkładu empirycznego z teoretycznym nie jest pozbawiona arbitralności prowadzącego badanie. Rozkład Gaussa jest rozkładem symetrycznym o kurtozie równej zero, zatem jeśli szeregi nie spełniają jednego z tych warunków, to nie mogą mieć rozkładu normalnego. Dlatego w dalszych rozważaniach przyjęliśmy, że wystarczy przeprowadzić znacznie prostsze testy parametryczne, aby określić, czy kształt rozkładu jest zbliżony do krzywej normalnej. Innymi słowy, jeśli w wyniku przeprowadzonych testów nie ma podstaw do odrzucenia hipotez o zerowej asymetrii i kurtozie, przyjmować będziemy, że rozkład szeregu można uznać za normalny.

W celu sprawdzenia, czy rozkład jest symetryczny, bada się współczynniki skośności. Jeżeli wartość współczynnika skośności $A(\vartheta_i)$ jest równa zero, to rozkład szeregu stóp zwrotu jest symetryczny. W rzeczywistości wartość tego współczynnika odbiega od zera, z tego względu testuje się jego istotność, stawiając hipotezę zerową:

$$H_0 : A(\vartheta_i) = 0 \quad (1.38a)$$

wobec hipotezy alternatywnej postaci:

$$H_1 : A(\vartheta_i) > 0 \text{ lub } H_1 : A(\vartheta_i) < 0 \quad (1.38b)$$

gdzie: $A(\vartheta_i)$ – asymetria procesu generującego szereg stóp zwrotu, której miary zdefiniowano w (1.15) i (1.16).

Sprawdzianem testu jest standaryzowany współczynnik skośności SA_i (1.7). W przypadku gdy liczebność próby T wynosi co najmniej 150 obserwacji, to statystyka SA_i ma rozkład standaryzowany normalny. Jeżeli wartość bezwzględna tego współczynnika jest równa lub większa od wartość krytycznej (odczytanej z tablic dystrybucyj standaryzowanego rozkładu normalnego), to hipoteza zerowa, w której zakłada się, że rozkład jest symetryczny, zostaje odrzucona¹⁴.

Sprawdzenia stopnia spłaszczenia rozkładu analizowanej zmiennej w stosunku do rozkładu normalnego dokonuje się w trakcie testowania kurtozy, mierzonej jako K_i (1.18) lub (1.19). Hipotezy zerowa i alternatywne są formułowane w podobny sposób jak w przypadku badania symetryczności, mamy zatem parę hipotez:

$$H_0 : K(\vartheta_i) = 0 \quad (1.39a)$$

$$H_1 : K(\vartheta_i) > 0 \text{ lub } H_1 : K(\vartheta_i) < 0 \quad (1.39b)$$

gdzie: $K(\vartheta_i)$ – kurtoza procesu generującego szereg stóp zwrotu, której miary zdefiniowano w (1.18) i (1.19).

14 Por. M. Dobosz, *op. cit.*, s. 25 i 64, A. Luszniwicz, T. Słaby, *op. cit.*, s. 40–42.

Dla rozkładu normalnego kurtoza przyjmuje wartość zero. Dla $K(\mathcal{G}_i) > 0$ krzywa rozkładu analizowanej zmiennej jest bardziej spiczasta, jak też ma „grubsze ogony” niż wynikałoby to z rozkładu normalnego. Do statystycznej oceny, czy wartość kurtozy istotnie różni się od zera, wykorzystuje się standaryzowany współczynnik kurtozy SK_i (1.20). Jeżeli liczba obserwacji T wynosi co najmniej 150, to współczynnik SK ma standaryzowany rozkład normalny¹⁵.

Dla wszystkich testów przy zadanym poziomie istotności α definiuje się obszary odrzucenia odpowiednio prawo- lub lewostronne¹⁶, na podstawie których podejmuje się decyzję o odrzuceniu hipotezy zerowej. W badaniach zazwyczaj przyjmuje się poziom istotności $\alpha = 0,05$ i tak zostało przyjęte w niniejszym opracowaniu.

Warto dodać, że przedstawione w tym podrozdziale testy statystyczne stanowią tylko drobny przykład badań, jakie prowadzone są w celu weryfikacji statystycznych własności stóp zwrotu. Przykładowo w pracach Zamojskiej [2012, s. 166–171] i Czekaja [2014, s. 64–70] dodatkowo bada się stacjonarność, ergodyczność, normalność, a także własności ogonów rozkładu stóp zwrotu.

1.3. Modele opisujące kształtowanie się stóp zwrotu

W praktyce inwestowania istnieją dwa najbardziej znane modele, za pomocą których wyjaśnia się kształtowanie stóp zwrotu z pojedynczego instrumentu finansowego lub portfela inwestycyjnego w istniejących warunkach rynkowych. Są to: model jednowskaźnikowy, określany w literaturze również jako model Sharpe’a, oraz model wyceny aktywów kapitałowych, skrótowo nazywany CAPM (*Capital Assets Pricing Model*). Oba, mimo często pojawiającej się w literaturze przedmiotu krytyki¹⁷, odgrywają istotną rolę przy:

- testowaniu teorii wyceny aktywów
- szacowaniu kosztu kapitału
- ocenie efektywności portfeli inwestycyjnych, a zatem i efektywności funduszy inwestycyjnych lub emerytalnych.

15 Jeżeli wartość bezwzględna tego współczynnika jest równa lub większa od wartość krytycznej, to hipoteza zerowa, w której zakłada się, że wartość współczynnika kurtozy jest równa zero, zostaje odrzucona. Por. M. Dobosz, *op. cit.*; A. Luszniiewicz, T. Słaby, *op. cit.*, s. 40–43.

16 Warto dodać, że wprawdzie możliwe jest postawienie hipotez alternatywnych, wymuszających obustronny obszar odrzucenia, jednakże w analizowanych przypadkach istotny jest znak stóp zwrotu, wielkość ryzyka, kierunek asymetrii itp., dlatego zaleca się konstruowanie jednostronnych obszarów odrzucenia.

17 Niektóre argumenty, będące podstawą krytyki wspomnianych modeli, przedstawiono m.in. w pracy: W. Tarczyński, D. Witkowska, K. Kompa, *op. cit.*, s. 44–45.

1.3.1. Jednowskaźnikowy model Sharpe'a

Jednym z ważniejszych narzędzi wspomagających podejmowanie decyzji inwestycyjnych na rynku kapitałowym stał się jednowskaźnikowy model rynku (*single-index model*), opracowany przez Sharpe'a¹⁸. Jest on najprostszym i najczęściej używanym modelem opisującym powiązania zmian wartości instrumentów finansowych (np. akcji lub portfela) z zachowaniem całego rynku, który zazwyczaj jest opisywany za pomocą pewnego portfela odzwierciedlającego istniejącą sytuację rynkową (np. w przypadku akcji są to zazwyczaj indeksy giełdowe). W modelu Sharpe'a zakłada się, że stopy zwrotu z rozpatrywanych walorów zależą od działania tak zwanego czynnika rynku. Konstruując jednowskaźnikowy model rynku, Sharpe przyjął szereg założeń¹⁹:

1. Wszyscy inwestorzy mają awersję do ryzyka i w dłuższym horyzoncie czasowym maksymalizują swoją stopę zwrotu.
2. Inwestorzy podejmują racjonalne decyzje oraz wybierają sposoby pomnażania kapitału, dysponując informacjami o ryzyku, mierzonym odchyleniem standardowym S_i i o oczekiwanej stopie zwrotu R_i .
3. W danym horyzoncie czasu wszyscy inwestorzy kierują się takimi samymi zasadami odnośnie do oczekiwanej stopy zwrotu, ryzyka i kowariancji, a decyzje inwestycyjne podejmowane są jedynie na podstawie stopy zwrotu i ryzyka.
4. Transakcje pojedynczego inwestora nie mogą mieć wpływu na cenę instrumentu finansowego.
5. Informacja na rynku jest jednakowo dostępna dla wszystkich jego uczestników.
6. Wszystkie aktywa mogą być sprzedawane i kupowane bez ograniczeń.
7. Nie ma barier wejścia i wyjścia dla kapitałów na rynku.
8. Wzrost aktywów inwestora jest oddzielony od podatków i kosztów transakcji, które w analizach są równe zero.
9. Na rynku istnieją nieograniczone możliwości udzielania i zaciągania kredytu przy stopie wolnej od ryzyka.

Jak można zauważyć, większość założeń nie jest spełniona w realnym świecie. Dotyczy to w szczególności czterech ostatnich założeń, które są całkowicie hipotetyczne. Warunek 5 jest związany z efektywnością informacyjną rynku²⁰, natomiast

18 Omówienie modelu Sharpe'a znaleźć można m.in. w pracach: K. Jajuga, T. Jajuga (2006), *Inwestycje*, PWN, Warszawa, s. 162–16; W. Tarczyński, *op. cit.*, s. 103–111, W. Dębski (2005), *Rynek finansowy i jego mechanizmy*, PWN, Warszawa, s. 523–527; D. Witkowska, A. Matuszewska, K. Kompa (2012), *Wprowadzenie do ekonometrii dynamicznej i finansowej*, Wydawnictwa SGGW, Warszawa, s. 207–213.

19 Patrz: W. Tarczyński, *op. cit.*, s. 104; D. Witkowska, A. Matuszewska, K. Kompa, *op. cit.*, s. 207–208.

20 Fama wyróżnia trzy formy efektywności informacyjnej: słabą, półsilną i silną, które określają rodzaj informacji, na jakie reaguje rynek. Patrz: E.F. Fama (1970), *Efficient Capital Market: A Review of Theory and Empirical Work*, „Journal of Finance” 25, s. 383–417.

warunek 4 może nie być spełniony, jeśli pojedynczy inwestor zakupi „znaczącą” ilość walorów.

Sama konstrukcja modelu jednowskaźnikowego opiera się na obserwacji, że ceny akcji losowo wybranych spółek w większości przypadków rosną w czasie dobrej koniunktury na giełdzie, a kiedy sytuacja na rynku się pogarsza – spadają. Stąd w modelu Sharpe’a stopa zwrotu z danego aktywu jest uzależniona od stopy zwrotu z indeksu rynku, którym – w przypadku rynku kapitałowego – jest portfel giełdowy zazwyczaj reprezentowany przez jeden z indeksów. Zatem stopę zwrotu z inwestycji i -tej w t -tym okresie (lub momencie) wyznaczyć można jako²¹:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{rt} + \varepsilon_{it} \quad (1.40)$$

gdzie dla każdego t ($t = 1, 2, \dots, T$):

R_{it} – stopa zwrotu z i -tego instrumentu lub portfela²²

R_{rt} – stopa zwrotu z tzw. czynnika rynku – portfela rynkowego, np. reprezentowanego przez indeks giełdowy

α_i – wyraz wolny modelu, będący składnikiem stopy zwrotu z waloru i , niezależnym od sytuacji na rynku

β_i – stały w czasie współczynnik kierunkowy równania, który mierzy oczekiwaną zmianę R_i przy danej zmianie R_r

ε_{it} – składnik losowy równania

t – numer obserwacji w szeregu czasowym.

Model Sharpe’a jest równaniem regresji, które wyznacza prostą nazywaną linią charakterystyczną papieru wartościowego (*security market line*) SML. Działanie innych (oprócz indeksu rynku) czynników, mających wpływ na stopę zwrotu z analizowanego aktywu, wyrażane jest poprzez składnik losowy ε_i , którego wartość oczekiwana w długim okresie jest równa zero. W równaniu (1.40) najważniejszy dla inwestora jest parametr β_i , nazywany współczynnikiem agresywności waloru, np. akcji, lub po prostu współczynnikiem beta. Wskazuje on, o ile średnio wzrośnie (spadnie) stopa zwrotu z danej inwestycji, jeśli stopa zwrotu wskaźnika

21 Por. E.J. Elton, M.J. Gruber (1998), *Nowoczesna teoria portfelowa i analiza papierów wartościowych*, WIG-Press, Warszawa, s. 154; K. Jajuga, T. Jajuga (1998), *Inwestycje. Instrumenty finansowe, ryzyko finansowe, inżynieria finansowa*, PWN, Warszawa; s. 163; K. Ostrowska (2013), *Jakiej wysokości opłaty powinny pobierać OFE*, Moja Emerytura, serwis dziennika „Rzeczpospolita”, <http://www.ekonomia.rp.pl/artukul/975301.html>, s. 79 (dostęp 23.07.2016); W. Tarczyński, *op. cit.*, s. 107.

22 Istotną kwestią jest sposób pomiaru notowań instrumentów finansowych. Zazwyczaj stopy zwrotu wyznacza się z cen zamknięcia, ale istnieje możliwość wykorzystywania innych notowań, np. cen otwarcia, minimalnych, maksymalnych lub średnich, co jest podyktowane m.in. celem prowadzonych badań. Przykładowo w pracy Bogotębskiej uwzględniono różne rodzaje notowań. Patrz: J. Bogotębska (2015), *Polityka dywidend spółek akcyjnych w warunkach polskiego rynku kapitałowego*, Uniwersytet Łódzki, Łódź (rozprawa doktorska), s. 154–186.

rynku wzrośnie o jednostkę (np. 1%), przy założeniu, że pozostałe warunki zostaną niezmiennione. W zależności od wartości, jakie przyjmuje współczynnik beta, badane walory charakteryzują się określonymi cechami.

- Jeżeli $\beta < 0$, to stopa zwrotu z waloru (portfela) reaguje na zmiany przeciwnie do zachowań rynku. Jest to stosunkowo rzadki przypadek, bardzo pożądanym w sytuacji spodziewanego spadku stóp zwrotu większości walorów na rynku.
- Gdy $\beta = 0$, wówczas stopa zwrotu z instrumentu (portfela) nie reaguje na zmiany rynku. Taki walor (portfel) jest pozbawiony ryzyka rynku, może nim być instrument finansowy gwarantowany przez Skarb Państwa, np. bon skarbowy lub obligacja rządowa.
- Dla $0 < \beta < 1$ stopa zwrotu z instrumentu (portfela) w małym stopniu reaguje na zmienność rynku. Taki walor (portfel) określany jest mianem defensywnego, bowiem w okresie hossy dochody są mniejsze niż z indeksu rynku, ale w okresie bessy straty są również mniejsze.
- Jeśli $\beta = 1$, to stopa zwrotu z aktywów (portfela) zmienia się w takim samym stopniu, jak stopa zwrotu indeksu giełdowego, czyli reaguje jak portfel rynkowy.
- Gdy $\beta > 1$, wtedy stopa zwrotu z instrumentu (portfela) silnie reaguje na zmiany zachodzące na rynku. Instrument (lub portfel) określany jest mianem waloru agresywnego (portfela agresywnego). Posiadacz takich walorów może liczyć na większy niż w przypadku portfela rynkowego zysk w okresie wzrostów, ale i większą stratę w okresie spadków.

W najprostszym ujęciu w okresach znacznego wzrostu cen zaleca się kupowanie instrumentów finansowych o jak najwyższym poziomie współczynnika beta. Z kolei przy znacznych spadkach cen aktywów na giełdzie najlepsza jest inwestycja w instrumenty o współczynniku beta mniejszym od zera.

Model Sharpe'a pozwala również oszacować ryzyko i przeprowadzić jego dekompozycję, tj. wyróżnić z ryzyka całkowitego modelowanego waloru (lub portfela) część dywersyfikowaną i niedywersyfikowaną. Warto dodać, że beta jest traktowana jako miara ryzyka instrumentów i portfeli inwestycyjnych, dlatego poświęca się jej wiele uwagi w literaturze przedmiotu²³.

Do oszacowania linii charakterystycznej instrumentu wykorzystuje się najczęściej klasyczną metodę najmniejszych kwadratów (MNK)²⁴. Idea tej metody polega na minimalizacji sumy kwadratów odległości zaobserwowanych stóp zwrotu od linii charakterystycznej waloru. Zatem parametry modelu Sharpe'a wyznacza-

23 Przykładowo praca W. Tarczyńskiego, D. Witkowskiej i K. Kompy, *op. cit.* została w całości poświęcona problemom teoretycznym i praktycznym związanym z wyznaczaniem tego parametru i ocenie jego stabilności na polskim rynku kapitałowym.

24 Są również badania, w których wykorzystuje się inne metody estymacji modelu jednowskaźnikowego lub buduje się dla niego inne modele, np. ARCH i GARCH. Dyskusje na ten temat oraz wyniki własnych badań uzyskane za pomocą różnych metod przedstawiono m.in. w pracy: W. Tarczyński, D. Witkowska i K. Kompa, *op. cit.*, s. 117–136.

ją taką prostą, dla której kwadraty odległości od empirycznych stóp zwrotu są najmniejsze. W wyniku oszacowania MNK modelu (1.40) otrzymujemy:

$$\hat{R}_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{it} \quad (1.41)$$

gdzie dla każdego t ($t = 1, 2, \dots, T$):

\hat{R}_{it} – wartości teoretyczne (tj. wyznaczone z oszacowanego modelu) stóp zwrotu
 $\hat{\alpha}_i, \hat{\beta}_i$ – oceny estymatorów parametrów modelu.

Podstawowym problemem towarzyszącym budowie modelu jednowskaźnikowego jest określenie indeksu rynku. Czynnikiem ten najczęściej jest wyrażany przez reprezentatywny indeks giełdowy, np. w przypadku Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie najczęściej jest to indeks WIG lub WIG20²⁵, chociaż może to być również specjalnie zbudowany w tym celu portfel, który odzwierciedlać będzie istniejącą sytuację rynkową²⁶.

Innym istotnym problemem jest ustalenie przedziału, z którego wyznaczać się będzie stopy zwrotu²⁷. Wybór interwału, w jakim porównywać się będzie bieżąca wartość inwestycji z tą przyjętą za bazową, zależy od celu prowadzonych analiz. W badaniach empirycznych zazwyczaj korzysta się ze stóp zwrotu dziennych (1.5), tygodniowych (1.6) i miesięcznych (1.7)²⁸, co jest związane m.in. z długo-

25 W zasadzie zaleca się, aby w modelu jednowskaźnikowym reprezentantem rynku był indeks dochodowy, a nie cenowy. Zatem w przypadku indeksu najbardziej płynnych spółek powinien to być WIG20TR, notowany od 3.12.2012 r.

26 Obszerny przegląd literatury dotyczącej tego zagadnienia znaleźć można w pracy: W. Tarczyński, D. Witkowska i K. Kompa, *op. cit.*, 46–47.

27 Zagadnienia te były dyskutowane m.in. w pracach: P. Handa, S. Korthari, C. Wasley (1989), *The Relation Between the Return Interval and Betas: Implications for the Size Effect*, „Journal of Financial Economics” 23: 79–100; G.Y.N. Tang, W.C. Shum (2003), *The Conditional Relationship Between Beta and Returns: Recent Evidence from International Stock Markets*, „International Business Review” 12: 109–126; S. Wright, R. Mason, D. Miles (2003), *Study into Certain Aspects of the Cost of Capital for Regulated Utilities in the UK*, Smithers & Co Ltd, London, <http://www.regulationbodyofknowledge.org/documents/123.pdf>, s. 83–85 (dostęp 19.07.2016); D. Witkowska (2008), *Badanie stabilności współczynnika beta oszacowanego na podstawie prób o różnej długości*, [w:] W. Tarczyński (red.), *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie*, „Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania” 9: 143–154; J. Brzeszczyński, J. Gajdka, T. Schabek (2011), *The Role of Stock Size and Trading Intensity in the Magnitude of the „Interval Effect” in Beta Estimation: Empirical Evidence from the Polish Capital Market*, „Emerging Markets Finance & Trade” 47(1): 28–49; E. Feder-Sempach (2011), *Ryzyko inwestycyjne. Analiza polskiego rynku akcji*, CeDeWu, Warszawa, s. 123–144.

28 Należy podkreślić, że w przypadku innych niż dzienne stóp zwrotu, istnieje znaczna dowolność w ich wyznaczaniu. Przykładowo tygodniowe stopy zwrotu mogą być stopami poniedziałkowymi, wyznaczonymi w relacji poniedziałek bieżącego tygodnia do poniedziałku tygodnia poprzedniego lub z innych dni tygodnia wyznaczanych w ten sposób. Natomiast stopy zwrotu miesięcz-

ścią horyzontu inwestycyjnego. Kolejnym zagadnieniem jest określenie okresu, na podstawie którego zostanie oszacowany model jednowskaźnikowy. Wśród badaczy nie ma zgody również w tej kwestii, bowiem próby estymacyjne mają zróżnicowaną długość i są konstruowane w różny sposób²⁹. Należy jednak pamiętać, że decyzje odnośnie wyboru interwału do wyznaczania stóp zwrotu, okresu, jaki uwzględniony zostanie w próbie estymacyjnej oraz indeksu rynku mają wpływ na oszacowania modelu, a że są to indywidualne decyzje badacza, to mogą prowadzić one do różnych wyników, nawet w przypadku analiz tego samego instrumentu finansowego.

1.3.2. Model wyceny aktywów kapitałowych

Model wyceny aktywów kapitałowych CAPM należy do grupy modeli równowagi rynku kapitałowego. Został opracowany niezależnie przez: Sharpe'a [1964], Lintnera [1965a, b] i Mossina [1966]. CAPM jest wynikiem przeprowadzonych w latach sześćdziesiątych badań nad rynkiem finansowym i wywodzi się z podejścia Markowitza³⁰. CAPM jest najczęściej stosowanym modelem równowagi rynku kapitałowego.

Model CAPM obrazuje, jak będą się kształtowały stopy zwrotu z instrumentu lub portfela na rynku, gdy działają na nim inwestorzy postępujący w myśl teorii portfelowej (czyli inwestujący w portfele efektywne znajdujące się na granicy tzw. pocisku Markowitza). Model CAMP został zbudowany przy założeniach, które są w większości identyczne z tymi, jakie przyjmuje się przy budowie modelu Sharpe'a³¹:

1. Brak jest opłat obciążających transakcje na tym rynku i brak podatków obciążających dochód osobisty inwestora.
2. Występuje krótka sprzedaż i nie ma ograniczeń w odniesieniu do niej.
3. Wszystkie instrumenty mogą być bez przeszkód kupowane i sprzedawane na rynku.

ne wyznacza się w relacji ostatni (lub pierwszy, drugi itp.) dzień bieżącego miesiąca do ostatniego (lub pierwszego, drugiego itp.) dnia miesiąca poprzedniego. Oprócz możliwości wyznaczenia stóp zwrotu w opisany właśnie sposób lub jako (1.6) – (1.7), istnieje możliwość wykorzystania wartości uśrednionych dla tygodnia lub (co spotyka się częściej) dla miesiąca lub roku.

29 Por. W. Tarczyński, D. Witkowska i K. Kompa, *op. cit.*, s. 47–52.

30 Markowitz zaproponował sposób konstruowania krzywej portfeli inwestycyjnych. Każdy portfel na tej krzywej charakteryzuje się najwyższą oczekiwaną stopą zwrotu, jaką można osiągnąć przy danym poziomie ryzyka (związanym z danym portfelem). Ze względu na skomplikowane obliczenia Sharpe opracował uproszczoną wersję tego modelu. Jest to model jednowskaźnikowy, który był punktem wyjściowym do CAPM. Dzięki Sharpe'owi teoria portfelowa mogła zaistnieć w praktyce.

31 Dotyczy to założeń: 1,2,4,5,7 oraz 9–11 dla modelu CAPM w porównaniu z założeniami: 2–6 i 8–9 dla modelu Sharpe'a.

4. Inwestorzy mają nieograniczoną możliwość udzielania lub zaciągania kredytu przy stopie wolnej od ryzyka.
5. Instrumenty finansowe są doskonale podzielne.
6. Istnieje swobodny przepływ informacji przez rynek kapitałowy.
7. Wszyscy inwestorzy podejmują decyzje na jeden okres naprzód, a długość tego okresu jest dla wszystkich inwestorów taka sama.
8. Wszyscy inwestorzy mają te same oczekiwania odnośnie charakterystyk instrumentów finansowych (oczekiwanych stóp zwrotu, ryzyka, współczynników korelacji), co określa się terminem jednorodności oczekiwań inwestorów.
9. Przy podejmowaniu decyzji inwestorzy biorą pod uwagę tylko oczekiwaną stopę zwrotu i ryzyko instrumentów finansowych.
10. Transakcje pojedynczego inwestora nie mogą mieć wpływu na cenę instrumentu finansowego.
11. Istnieje na rynku instrument wolny od ryzyka.

Założenia 1–6 informują, że rynek kapitałowy, na którym działają inwestorzy, powinien być rynkiem doskonałym, dzięki czemu można uzyskać wyraźny obraz zależności pomiędzy ryzykiem i stopą zwrotu z inwestycji. Zauważa się bowiem, że opłaty transakcyjne, podatki, wszelkie niedoskonałości rynku kapitałowego powodują utrudnienia w przepływie informacji przez rynek oraz przyczyniają się do nieefektywnego ich przetwarzania. Może to fałszować analizę wpływu ryzyka na oczekiwaną stopę zwrotu, dlatego pojawia się potrzeba przyjęcia wymienionych założeń w celu eliminacji wspomnianych niedoskonałości. Natomiast warunki 8–9 stanowią, że jedynymi parametrami, na podstawie których inwestor dokonuje wyboru pomiędzy poszczególnymi portfelami, są oczekiwana stopa zwrotu i przyjęta miara ryzyka.

W modelu CAPM uwzględnia się tzw. instrument wolny od ryzyka. Jeśli taki instrument zostanie uwzględniony przy budowie portfela, to w zależności od tego, jaki procent składu portfela będzie stanowił, spowoduje to w mniejszym lub większym stopniu dywersyfikację ryzyka portfela. Ponadto zgodnie z założeniem 11 klasycznej wersji CAPM, na rynku powinien istnieć instrument wolny od ryzyka.

Model wyceny aktywów kapitałowych składa się z dwóch równań opisujących linię rynku kapitałowego (*Capital Market Line*) CML i linię rynku papierów wartościowych SML. Interesujące jest zwłaszcza równanie linii rynku papierów wartościowych, będące rozwinięciem modelu jednowskaźnikowego:

$$R_{it} = R_{ft} + \beta_i(R_{rt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad (1.42)$$

który szacuje się jako model postaci:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i(R_{rt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad (1.43)$$

gdzie dla każdego t ($t = 1, 2, \dots, T$):

R_{ft} – instrument wolny od ryzyka

$(\widehat{R}_{it} - R_{ft})$ – premia za ryzyko, czyli nadwyżkowy dochód z inwestycji ponad ten, jaki można osiągnąć, inwestując w instrument wolny od ryzyka

$(R_{rt} - R_{ft})$ – premia za ryzyko rynkowe, czyli różnica w dochodzie uzyskanym z czynnika rynkowego i instrumentu wolnego od ryzyka,

pozostałe oznaczenia jak poprzednio.

Linia SML pokazuje, czy badany portfel jest niedoszacowany (*underpriced*), czy też przeszacowany (*overpriced*). Zestawiając interpretacje poszczególnych elementów linii rynku papierów wartościowych, można powiedzieć, że stopa zwrotu portfela jest równa sumie ceny czasu oraz ceny ryzyka. Cena ryzyka jest to iloczyn współczynnika beta badanego portfela i premii za ryzyko.

Przy różnych wartościach współczynnika beta instrumentu lub portfela, stopa zwrotu z waloru może się różnie zachowywać.

- Gdy $\beta < 0$, stopa zwrotu dla takiego instrumentu lub portfela jest niższa od stopy zwrotu z instrumentu wolnego od ryzyka.
- Jeżeli $\beta = 0$, to na SML leży portfel zawierający instrumenty wolne od ryzyka.
- Jeśli $0 < \beta < 1$, to stopa zwrotu z instrumentu lub portfela o takim współczynniku beta jest wyższa od stopy zwrotu z waloru pozbawionego ryzyka i jednocześnie jest niższa od stopy zwrotu portfela rynkowego.
- Gdy $\beta = 1$, to na SML leży portfel rynkowy.
- Jeżeli $\beta > 1$, to walor taki jest agresywny, tj. osiągnane zwroty są wyższe niż w przypadku czynnika rynkowego.

Warto dodać, że przypadku szacowania modeli CAPM, oprócz wcześniej wymienionych trudności pojawiających się przy budowie modelu Sharpe'a, należy dodatkowo określić instrument wolny od ryzyka, za jaki w badaniach zazwyczaj przyjmuje się instrumenty rynku pieniężnego, bony skarbowe lub obligacje o stałym oprocentowaniu. Model wyceny aktywów kapitałowych jest, podobnie jak model Sharpe'a, liniową funkcją regresji, a jego parametry są szacowane MNK, czyli oszacowany model (1.43) jest postaci:

$$\widehat{(R_{it} - R_{ft})} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i(R_{rt} - R_{ft}) \quad (1.44)$$

gdzie dla każdego t ($t = 1, 2, \dots, T$):

$\widehat{(R_{it} - R_{ft})}$ – teoretyczna (tj. wyznaczona z modelu) wartość premii za ryzyko, pozostałe oznaczenia jak poprzednio.

1.3.3. Ocena oszacowanych modeli i analiza stabilności bety

Oszacowane modele (1.42) i (1.44) podlegają, jak wszystkie modele ekonometryczne, weryfikacji statystycznej i ocenie stopnia dopasowania do wartości empirycznych. Literatura z zakresu ekonometrii dostarcza bogatej metodologii w tym zakresie, jak również wskazuje na inne metody estymacji tych modeli w przypadku kiedy nie są spełnione założenia stosowalności klasycznej MNK. Dodatkowo wiele niepożądanych własności, jakimi charakteryzują się szeregi stóp zwrotu, skłania do korzystania z bardziej zaawansowanych modeli, np. klasy GARCH. Jednakże w pracy Tarczyńskiego i in. [2013], w której omówiono podstawowe zagadnienia związane z estymacją modelu jednowskaźnikowego, wykazano, że w większości przypadków stosowanie innych metod estymacji niż klasyczna MNK nie zmienia w istotny sposób wartości parametru beta, zatem w naszych analizach ograniczymy się do tej popularnej metody estymacji.

W związku z tym w ocenie oszacowanych modeli poprzestaniemy na zbadaniu:

- stopnia objaśnienia modelu za pomocą współczynnika determinacji:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{t=1}^T (R_{it} - \hat{R}_{it})^2}{\sum_{t=1}^T (R_{it} - \bar{R}_i)^2} \quad (1.45)$$

gdzie oznaczenia jak poprzednio, oraz

- weryfikacji hipotez o równości współczynników regresji w odniesieniu do parametrów α_i i β_i modeli (1.40) i (1.43), czyli:

$$H_0: \alpha_i = 0 \quad \text{oraz} \quad H_0: \beta_i = 0 \quad (1.46)$$

$$H_1: \alpha_i > 0 \quad \text{lub} \quad H_1: \alpha_i < 0 \quad \text{oraz} \quad H_1: \beta_i > 0 \quad \text{lub} \quad H_1: \beta_i < 0 \quad (1.47)$$

Sprawdzianami tych hipotez są statystyki o rozkładzie t-Studenta postaci:

$$t = \frac{\hat{\alpha}_i}{S(\hat{\alpha}_i)} \quad \text{oraz} \quad t = \frac{\hat{\beta}_i}{S(\hat{\beta}_i)} \quad (1.48)$$

gdzie:

$S(\hat{\alpha}_i)$, $S(\hat{\beta}_i)$ – standardowe błędy szacunku modeli (1.41) i (1.44), pozostałe oznaczenia jak poprzednio.

Weryfikacja hipotez (1.46) i (1.47) w odniesieniu do parametru beta pozwala stwierdzić występowanie istotnej statystycznie zależności między badanym instrumentem lub portfelem a indeksem rynku, o ile możliwe jest odrzucenie hipotezy

zerowej. W przeciwnym przypadku nie stwierdza się istnienia takiej zależności. W analizach współczynnika beta istotne jest również sprawdzenie, czy parametr jest mniejszy lub większy od jedności, co wiąże się z wcześniej omówionymi charakterystykami walorów, które na podstawie wartości beta klasyfikowane są jako agresywne lub defensywne. Służy temu rozwinięcie testu (1.46)–(1.48) postaci:

$$H_0 : \beta_i = \beta^* \quad (1.49)$$

$$H_1 : \beta_i > \beta^* \text{ lub } H_1 : \beta_i < \beta^* \quad (1.50)$$

Sprawdzianem hipotezy zerowej jest statystyka o rozkładzie t-Studenta postaci:

$$t = \frac{\hat{\beta}_i - \beta^*}{S(\hat{\beta}_i)} \quad (1.51)$$

gdzie: β^* – wartość parametru założona w hipotezie zerowej, przy czym w celu sprawdzenia charakteru waloru przyjmuje się $\beta^* = 1$.

Wartości ocen estymatorów parametrów równań regresji, do których należą oba omawiane modele, zależą m.in. od:

- długości okresu analizy
- sposobu pomiaru zmiennych, tj. rodzaju stóp zwrotu
- specyfikacji modelu.

Pojawia się zatem pytanie, na ile zmiany ocen estymatorów parametrów świadczą o „prawdziwej” ich zmianie. W tym celu można wykorzystać wcześniej omówiony test (1.49)–(1.51), podstawiając w miejsce β^* oszacowane wartości parametrów. Innymi słowy, $\beta^* = \hat{\beta}_i^m$. Weryfikowane hipotezy są wtedy postaci:

$$H_0 : \beta_i^n = \hat{\beta}_i^m \quad (1.52)$$

$$H_1 : \beta_i^n > \hat{\beta}_i^m \text{ lub } H_1 : \beta_i^n < \hat{\beta}_i^m \quad (1.53)$$

Sprawdzianem jest natomiast statystyka t-Studenta postaci:

$$t = \frac{\hat{\beta}_i^n - \hat{\beta}_i^m}{S(\hat{\beta}_i^n)} \quad (1.54)$$

gdzie:

- n, m – długość prób badawczych
- $\hat{\beta}_i^n, \hat{\beta}_i^m$ – bety pochodzące z dwóch porównywanych modeli oszacowanych dla i -tego waloru na podstawie różnych prób estymacyjnych.

1.4. Miary efektywności inwestycji

Istnieje wiele mierników wykorzystywanych do oceny efektywności inwestycji. W pracy [Otto, Wiśniewski 2013], w której dokonano porównań korzyści, jakie przyszedli emeryci będą mieli ze składek odprowadzanych do OFE i ZUS, wymienia się:

- średnioroczną stopę zwrotu, liczoną jako średnia geometryczna ze stóp zwrotu (1.1)
- wewnętrzną stopę zwrotu IRR (*Internal Rate of Return*)
- średnią geometryczną z rocznych wewnętrznych stóp zwrotu.

Można również dokonywać oceny wyników inwestycyjnych na podstawie skumulowanych stóp zwrotu (1.3) lub (1.4)³². Jednakże, jak wskazują Autorzy wspomnianej publikacji, już przy wyznaczaniu stóp zwrotu pojawiają się techniczne problemy, które sprawiają, że możliwe jest uzyskanie w różnych analizach odmiennych wyników dla tych samych mierników i instrumentów.

W badaniach skoncentrujemy się na miernikach efektywności³³, które należą do klasycznych miar pozwalających na porównanie wyników różnych inwestycji lub ocenie ich efektywności w czasie i są używane zarówno przez naukowców, jak i praktyków finansistów. W szczególności są one wykorzystywane do oceny funduszy inwestycyjnych, a zatem mogą być również stosowane do badania wyników funduszy emerytalnych³⁴.

32 Takie porównania pokazano m.in. w pracy: D. Witkowska, K. Kompa (2015a), *Czy otwarte fundusze emerytalne były nieefektywne?*, „Zarządzanie i Finanse. Journal of Management and Finance” 13(4/2): 85–99, http://zif.wzr.pl/pim/2015_4_2_5.pdf (dostęp 17.06.2016).

33 Obszerny przegląd metod oceny efektywności portfeli inwestycyjnych można znaleźć m.in. w pracach: A. Zamojska (2012), *Efektywność funduszy inwestycyjnych w Polsce. Studium teoretyczno-empiryczne*, C.H. Beck, Warszawa; K. Perez (2012a), *Efektywność funduszy inwestycyjnych*, Difin, Warszawa; K. Borowski (2014), *Miary efektywności zarządzania na rynkach finansowych*, Difin, Warszawa. Natomiast klasyczne mierniki opisano również w: W. Tarczyński, *op. cit.*, s. 155–156; J. Biątek (2009), *Konstrukcja miar efektywności Otwartych Funduszy Emerytalnych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, s. 34–35; D. Witkowska, A. Matuszewska, K. Kompa, *op. cit.*, s. 225–230; J. Czekaj (red.), (2014), *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce z perspektywy dwudziestolecia*, PWE, Warszawa, s. 139–140 i w wielu innych pracach.

34 Zagadnienia dotyczące oceny efektywności otwartych funduszy emerytalnych działających w Polsce poruszali w swoich pracach m.in.: A. Adamczak (2002), *Funkcjonowanie modelu CAPM na rynku otwartych funduszy emerytalnych*, [w:] J. Bizon-Górecka (red.), *Strategie zarządzania ryzykiem w przedsiębiorstwie – ryzyka wewnętrzne i w otoczeniu organizacji*, Towarzystwo Naukowe Organizacji i Kierowania, Bydgoszcz, s. 179–186; A. Adamczak, T. Czerwińska (2002), *Efektywność zarządzania otwartym funduszem emerytalnym w świetle klasycznego modelu wyceny aktywów kapitałowych (CAPM)*, [w:] W. Tarczyński (red.), *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie*, cz. I, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, s. 275–287; P. Antolin (2008), *Pension Fund Performance*, „OECD Working Papers on Insurance and Private Pensions” 20; M. Dybał (2008), *Efektywność inwestycyjna funduszy emerytalnych*,

Wskaźnik Sharpe'a [1966], nazywany przez jego Autora współczynnikiem premii za zmienność (*reward-to-variability ratio*) dla i -tego portfela WS_i , wyznaczany jest ze wzoru:

$$WS_i = \frac{R_i - R_f}{S_i} \quad (1.55)$$

gdzie:

R_i – oczekiwana stopa zwrotu z inwestycji

S_i – odchylenie standardowe ze stóp zwrotu z inwestycji, wyrażające ryzyko całkowite portfela

R_f – oczekiwana stopa zwrotu z instrumentu wolnego od ryzyka.

Inną klasyczną miarą efektywności jest współczynnik Treynora [1965] WT_i , również opisujący wielkość premii za zmienność (*reward-to-volatility*), postaci:

$$WT_i = \frac{R_i - R_f}{\hat{\beta}_i} \quad (1.56)$$

gdzie: $\hat{\beta}_i$ – ocena estymatora współczynnika beta, opisującego ryzyko systematyczne portfela.

CeDeWu.PL, Warszawa; J. Białek (2009), *Konstrukcja miar efektywności Otwartych Funduszy Emerytalnych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź; F. Chybalski (red.), (2009), *Otwarte fundusze emerytalne w Polsce. Analiza działalności inwestycyjnej, finansów oraz decyzji członków*, C.H. Beck, Warszawa; F. Chybalski (2012), *Skuteczność i efektywność systemu emerytalnego. Koncepcja analizy i próba pomiaru*, Wydawnictwo Politechniki Łódzkiej, Łódź; A. Mikulec (2009), *Inne metody oceny działalności inwestycyjnej OFE*, [w:] F. Chybalski (red.), *op. cit.*, s. 165–170; C. Domański (red.), (2011), *Nieklasyczne metody oceny efektywności i ryzyka. Otwarte fundusze emerytalne*, PWE, Warszawa; R. Kurach, D. Papla (2014), *Inwestycje alternatywne w portfelach otwartych funduszy emerytalnych*, „Optimum Studia Ekonomiczne” 1(67): 71–81; Karpio A., Żebrowska-Suchodolska D. (2014a), *Ocena zarządzania portfelami otwartych funduszy inwestycyjnych z wykorzystaniem różnych miar efektywności inwestycyjnej*, „Studia Ekonomiczne” 207: 136–147; *idem* (2014b), *The Influence of Pension Funds on the Polish Capital Market*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych” 15(1): 50–57; *idem* (2014c), *Efektywność inwestycyjna funduszy emerytalnych na tle FIO stabilnego wzrostu*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych” 15(4): 26–36; *idem* (2015b), *Ryzyko rynkowe otwartych funduszy emerytalnych mierzone korelacją z indeksem uwzględniającym WIG i TBSP*, „Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach” 248: 121–133; D. Witkowska, K. Kompa (2015a), *op. cit.*; *idem* (2015b), *Ocena efektywności funduszy emerytalnych z wykorzystaniem metod porządkowania liniowego*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych” 16(4): 191–200, http://qme.sggw.pl/wp-content/uploads/MIBE_T16_z4.pdf (dostęp 17.06.2016); *idem* (2016), *Efficiency of Private Pension Funds in Poland*, „AESTIMATIO. The International Journal of Finance” 12: 48–65, <http://www.ieb.es/wp-content/uploads/2015/02/n12/2.pdf> (dostęp 18.06.2016).

Jednakże w literaturze brak jest jednoznacznej opinii, który model należy wziąć pod uwagę: (1.41) czy (1.44). W pracach Domańskiego [2011, s. 62] i Perezy [2012a, s. 155] wskazuje się na model Sharpe'a, podczas gdy w innych wyraźnie wskazuje się model CAPM.

Oba wymienione mierniki służą do oceny efektywności instrumentów finansowych poprzez porównanie ich wartości ze współczynnikiem wyznaczonym dla wybranego benchmarku – portfela rynkowego. Na ich podstawie można tworzyć rankingi analizowanych walorów z punktu widzenia wielkości premii za ryzyko, przypadającej na jednostkę ryzyka. Czym jest ona większa, tym inwestycja jest bardziej efektywna.

Interesującą interpretację przypisuje się wskaźnikowi efektywności Jensena [Jensen 1968, 1969], nazywanemu też alfą Jensena lub jednoczynnikowym współczynnikiem alfa Jensena, który wyznacza się jako ocenę estymatora parametru $\hat{\alpha}_i$, równania (1.44) modelu CAPM. Zatem miara Jensena jest postaci:

$$\hat{\alpha}_i = (R_i - R_f) + \hat{\beta}_i (R_f - R_f) \quad (1.57)$$

Współczynniki Jensena określają skuteczność zarządzania portfelem inwestycyjnym. Jeśli $\hat{\alpha}_i$ jest dodatnie, to portfel jest superefektywny (*superefficient*) lub osiąga ponadprzeciętne wyniki inwestycyjne (*super performance*), a zarządzający funduszem posiadają umiejętności gromadzenia i przetwarzania danych rynkowych (tzw. umiejętności mikroprognostyczne). W przeciwnym przypadku, tj. dla ujemnych wartości alfa, mamy do czynienia z inwestowaniem nieefektywnym (*inefficient*), tj. osiągnięte wyniki są poniżej przeciętnych (*inferior performance*). Innymi słowy, zarządzający portfelem realizuje wyniki słabsze niż strategia kup i trzymaj (*buy and hold*), co utożsamia się z brakiem umiejętności prowadzenia odpowiedniej analizy danych rynkowych i może być związane z wysokimi kosztami zarządzania, a to wpływa negatywnie na wartość aktywów netto portfela. Zerowe wartości wskaźnika Jensena informują o przeciętnych umiejętnościach zarządzających portfelem inwestycyjnym, którzy opierają się głównie na informacjach dostępnych publicznie. Są to portfele leżące na linii SML, czyli efektywne (*efficient*) lub osiągające przeciętne lub neutralne wyniki (*neutral performance*), co odpowiada strategii pasywnej, tj. kup i trzymaj (por. Perez 2012a, s. 161–162). Z uwagi na to, że miernik Jensena jest miarą absolutną, do porównań portfeli inwestycyjnych wykorzystuje się wskaźnik Blacka-Treynora [Treynor, Black 1973], postaci:

$$WBT_i = \frac{\hat{\alpha}_i}{\hat{\beta}_i} \quad (1.58)$$

gdzie: $\hat{\alpha}_i$, $\hat{\beta}_i$ są ocenami estymatorów parametrów modelu CAPM (1.44).

Omówione wyżej mierniki efektywności inwestycyjnej (1.55)–(1.57) są wciąż najczęściej używanymi w praktyce, chociaż istnieje wiele ich rozwinięć i opracowano bardziej zaawansowane metody pozwalające ocenić wyniki działalności instytucji zbiorowego inwestowania. Niewątpliwie popularność wspomnianych metod wynika z ich prostoty oraz dość oczywistej interpretacji wyników, które są zrozumiałe nawet dla laika. Niemniej warto również wspomnieć o kilku wymienianych często w literaturze przedmiotu i stosowanych w badaniach miernikach efektywności inwestycyjnej, do których należą wskaźniki: Sortino, informacyjny (uogólniony) czy Sharpe'a-Israelsena.

Miernik Sortino jest nowoczesną modyfikacją wskaźnika Sharpe'a (1.55), w liczniku którego stopa zwrotu z instrumentu wolnego od ryzyka została zastąpiona wymaganą przez inwestora minimalną stopą zwrotu, a w mianowniku ryzyko (zamiast odchyleniem standardowym) jest mierzone semiodchyleniem standardowym SV_i (1.13)–(1.14). Zatem wskaźnik Sortino [Sortino, Price 1994] jest postaci:

$$WSP_i = \frac{R_i - R_{min}}{SV_i} \quad (1.59)$$

gdzie: R_{min} – wymagana przez inwestora minimalna stopa zwrotu.

W praktyce w analizach uwzględnia się nie tyle instrumenty wolne od ryzyka (tj. takie, dla których odchylenie standardowe jest równe zeru), jak ma to miejsce w przypadku miar klasycznych (1.57)–(1.57), ale pewien benchmark o niskim ryzyku, czyli o odchyleniu standardowym równym lub niewiele różniącym się od zera. Przykładem takiego podejścia jest tzw. współczynnik uogólniony WGS_p , zwany również współczynnikiem informacji o nadwyżkowej albo różnicowej stopie zwrotu (*excess return information ratio* lub *differentia return information ratio*) lub wskaźnikiem informacyjnym, który jest postaci [Sharpe 1994]:

$$WGS_i = \frac{R_i - R_B}{TE_i} \quad (1.60)$$

oraz

$$TE_i = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T [R_{it} - R_{Bt} - (R_i - R_B)]^2} \quad (1.61)$$

gdzie:

R_{it} – stopy zwrotu z instrumentu ($t = 1, 2, \dots, T$)

R_{Bt} – stopy zwrotu z benchmarku ($t = 1, 2, \dots, T$)

R_B – średnia stopa zwrotu z benchmarku, wyznaczona dla T okresów (momentów)

TE_i – *tracking error*, czyli odchylenie standardowe różnicowych stóp zwrotu z inwestycji poczynionych ze składek emerytalnych i benchmarku (*differential return*), pozostałe oznaczenia jak poprzednio.

Warto podkreślić, że w przypadku wyznaczania współczynnika informacji o nadwyżkowej stopie zwrotu istnieje konieczność stosowania tych samych metod obliczania licznika i mianownika. W szczególności należy zwrócić uwagę na częstotliwość pomiaru i rodzaj stóp zwrotu. Według Borowskiego [2014, s. 86–91] zarządzanie portfelem inwestycyjnym uważa się za:

- dobre, jeśli wartość współczynnika informacyjnego zawiera się w przedziale 0,5–0,75;
- bardzo dobre, jeżeli WGS_i należy do przedziału 0,75–1;
- wyjątkowo dobre, jeśli WGS_i jest równy lub większy od jedności.

Modyfikacją wskaźnika informacyjnego (1.60) jest współczynnik Sharpe'a-Israelsena [Israelsen 2005]:

$$WSI_i = \frac{R_i - R_B}{TE_i^{+1}} \quad (1.62)$$

gdzie wykładnik przy *tracking error* wynosi (+1), jeśli przeciętne zwroty z instrumentu są większe niż z benchmarku i (-1) w przeciwnym przypadku.

Problemem w ocenie efektywności instytucji zbiorowego inwestowania nie jest jednak stosowanie bardziej wyszukanych i wymagających skomplikowanych metod wyliczeń, ale próba odpowiedzi na pytanie, który miernik daje poprawne wskazania. Wiadomo jest bowiem, że każdy z nich dokonuje oceny wyników „z innego punktu widzenia”. Na przykład alfa Jensena przyrównuje analizowany fundusz do portfeli efektywnych. Natomiast mierniki Sharpe'a i Treynora pozwalają jedynie odpowiedzieć na pytanie, czy rozpatrywany instrument lub portfel generują dodatnią premię za ryzyko na jednostkę ryzyka oraz – poprzez porównanie z wartością wskaźnika obliczoną dla czynnika rynkowego – czy analizowany walor osiąga lepsze wyniki niż rynek. W podobny sposób interpretuje się mierniki Sortino, Sharpe'a-Israelsena oraz współczynnik informacyjny.

Wyznaczone wartości miar oceniających wyniki inwestycyjne umożliwiają porównanie inwestycji różnego typu, a zatem pozwalają na utworzenie rankingów pojedynczych instrumentów lub portfeli. Jednakże istnienie znacznych różnic między miernikami oraz swoboda wyboru parametrów wymaganych przy ich obliczaniu sprawiają, że dany fundusz (w tym samym okresie analizy) może znaleźć się na różnych pozycjach rankingowych w zależności od zastosowanego wskaźnika lub różnorako zdefiniowanych parametrów.

Ogólnie rzecz ujmując, można wyobrazić sobie wiele modyfikacji omówionych wcześniej mierników efektywności inwestycyjnej, ponieważ zarówno wybór benchmarku (np. instrumentu wolnego od ryzyka lub indeksu rynku), jak też sam pomiar ryzyka może być dokonany w różny sposób. Przykładowo ryzyko może być wyrażone jako:

- odchylenie standardowe stóp zwrotu (1.10)–(1.11), jak ma to miejsce w mierniku Sharpe'a;

- semiodchylenie stóp zwrotu SV_i (1.13)–(1.14), jak w mierniku Sortino;
- *tracking error* TE_i (1.61), jak we wskaźniku uogólnionym Sharpe'a i Sharpe'a-Israelsena lub
- oszacowany parametr beta z modelu (1.41) albo (1.44) jak we wskaźniku Treynora.

Innymi słowy, nie tylko wybór metody pomiaru efektywności inwestycyjnej, ale i dobór parametrów do wyznaczenia tychże mierników jest indywidualną decyzją każdego badacza, nawet jeśli istnieją ogólne wskazówki (lub doświadczenia poprzedników) dotyczące aplikacji różnych wskaźników.

Nietrudno zatem skonstatować, że zastosowanie różnych wskaźników (lub chociażby różnie zdefiniowanych parametrów tychże mierników) może prowadzić do różnych wskazań (por. chociażby prace: Kompa i Witkowska [2010], Witkowska i Kompa [2015a]).

A jeśli dodać, że brak jest wśród badaczy zgody (konsensusu) odnośnie definiowania stóp zwrotu i częstotliwości, z jaką powinno się je mierzyć, a także długości okresów, jakie należy brać pod uwagę do oceny efektywności, to wyznaczone zostają wartości mierników, które mogą dawać nawet sprzeczne wskazania. Tym samym miary te niewiele wnoszą i są mało przydatne z punktu widzenia rzetelnej oceny zarządzających portfelami inwestycyjnymi. Mamy zatem z jednej strony bogactwo metod obliczania stóp zwrotu, premii za ryzyko, mierników oceny wyników inwestycyjnych itp., co w konsekwencji może prowadzić do niejednoznacznych decyzji odnośnie efektywności portfeli inwestycyjnych. Z drugiej strony trudno jest arbitralnie wybrać tylko jeden sposób oceny, pomijając wszystkie inne, równie dobrze uzasadnione rozwiązania.

Konsekwencją istnienia wielu mierników oraz znacznych różnic w samej technice obliczania wartości wskaźników efektywności (wynikających m.in. z możliwości wyboru parametrów) są różnice w rankingach funduszy, np. spowodowane zastosowaniem różnie zdefiniowanych benchmarków. Dlatego postulujemy korzystanie z metod wielowymiarowych, umożliwiających syntetyzację uzyskanych rezultatów. Pewne propozycje takich mierników syntetycznych, skonstruowanych z zastosowaniem metod porządkowania liniowego, przedstawiono m.in. w pracach: Kompa i Witkowska [2010], Witkowska [2012] oraz Witkowska i Kompa [2015b].

W naszych badaniach wykorzystamy proste metody uogólniania rankingów otrzymanych na podstawie różnych mierników. Najprostsze są rankingi syntetyczne, utworzone jako średnie pozycje rankingowe oraz w oparciu o najczęściej występującą pozycję w rankingu. W tym drugim przypadku może okazać się jednak, że przy znacznej liczbie utworzonych rankingów, dających różne pozycje analizowanym portfelom inwestycyjnym, nie istnieje pozycja dominująca dla konkretnego funduszu. Innym sposobem budowy rankingów jest określenie pozycji funduszy w oparciu o liczbę lub częstotliwość „pozytywnych wskazań”

mierników efektywności uzyskanych dla danego funduszu. W tym przypadku jako „pozytywne wskazania” rozumieć będziemy istotnie dodatnią wartość alfy Jensena oraz wyższą niż dla czynnika rynkowego wartość wskaźników Sharpe’a i Treynora. Przyjmujemy, że pozycja funduszu jest tym lepsza (wyższa), im częściej charakteryzował się on „pozytywnym wskazaniem”.

1.5. Badanie persystencji

Jednym z istotnych elementów analiz instytucji zbiorowego inwestowania jest badanie tzw. persystencji (*persistence*), czyli sprawdzenie, czy osiągnięte przez nie wyniki inwestycyjne są powtarzalne albo czy fundusze inwestycyjne utrzymują swoje (czołowe lub końcowe) pozycje rankingowe w różnych warunkach. Tak postawione zadanie jest istotne przede wszystkim dla inwestorów, którzy podejmują decyzje o inwestowaniu w konkretne fundusze na podstawie oceny tego, jak zarządzający funduszami radzą sobie w zmieniającym się otoczeniu. Zatem persystencja stóp zwrotu funduszy inwestycyjnych może decydować o ich konkurencyjności.

W zasadzie badanie persystencji sprowadza się do oceny stabilności pozycji rankingowych, która może dotyczyć różnych aspektów inwestowania, tj. zarówno w odniesieniu do stóp zwrotu, jak i ryzyka oraz mierników efektywności inwestycyjnej, z których najczęściej wykorzystywane są współczynniki Sharpe’a klasyczny i uogólniony (tzw. *information ratio*) oraz alfa Jensena. Bogaty przegląd literatury dotyczący badania persystencji na rozwiniętych rynkach finansowych znaleźć można w publikacji Perez [2012b], natomiast badania dotyczące analiz funduszy inwestycyjnych funkcjonujących w Polsce przedstawiono m.in. w pracach: Majewska [2009], Perez [2012a, s. 347–353, 2012b], Zamojska [2012, s. 192–198], Czekał i Grotowski [2014] oraz Karpio i Żebrowska-Suchodolska [2015a]. Niewiele jest natomiast badań nad persystencją funduszy emerytalnych, chociaż również są prowadzone, na co wskazuje Marcinkiewicz [2013a], przedstawiając wyniki własnych badań, z których wynika, że w latach 2000–2012 działające w Polsce OFE nie wykazywały stabilności pozycji inwestycyjnych.

Analizę persystencji przeprowadzić można za pomocą różnych metod. Przykładowo w pracy Majewskiej [2009] analizy prowadzono w odniesieniu do ryzyka, a stabilność badano za pomocą współczynnika Kendalla, zaś Zamojska [2012, s. 196] wykorzystwała współczynnik Kendalla do oceny zgodności rankingów funduszy inwestycyjnych. Natomiast Marcinkiewicz [2013a] korzystała z testu opartego na wskaźniku CPR (*cross product ratio*), podobnie jak Jackowicz i Filip [2009] oraz Perez [2012a, s. 347–353]. W innych pracach,

np. Perezy [2012b], Karpio, Żebrowskiej-Suchodolskiej [2014c] wskazuje się również na częste wykorzystanie w tym celu współczynnika korelacji rang Spearmana postaci:

$$r_s = 1 - \frac{6 \cdot \sum_{i=1}^k \delta_i^2}{k(k^2 - 1)} \quad (1.63)$$

gdzie:

δ_i – różnice między pozycjami funduszy w dwóch porównywalnych rankingach

k – liczba porządkowanych obiektów.

W ocenie zgodności rankingów wygodnie jest korzystać w testu pozwalającego stwierdzić występowanie niezerowej korelacji kolejnościowej r_s , czyli zweryfikować hipotezy:

$$H_0 : \rho_s = 0 \quad (1.64)$$

$$H_1 : \rho_s > 0 \quad \text{lub} \quad H_1 : \rho_s < 0 \quad (1.65)$$

Sprawdzianem tego testu jest statystyka o rozkładzie t-Studenta o $(k-2)$ stopniach swobody postaci:

$$t = \frac{r_s}{\sqrt{1-r_s^2}} \cdot \sqrt{k-2} \quad (1.66)$$

Można też zaproponować inną metodę badania stabilności wyników uzyskiwanych przez fundusze emerytalne, która opiera się na tzw. przedziałach kwantylowych³⁵. Metoda ta sprowadza się do sprawdzenia, jak często zmieniają się pozycje rankingowe funduszy i jak „odległe” są zaobserwowane zmiany. Zatem w pierwszym kroku, po utworzeniu rankingu należy pogrupować wszystkie fundusze do poszczególnych kwartyli. Drugi krok polega na wyznaczeniu tzw. macierzy przejść (z kwartyła do kwartyła) dla każdej pary okresów, porównując fundusze zgodnie z zasadą „każdy z każdym”. Wszystkich możliwych przejść jest tyle, ile wynosi dwuelementowa kombinacja (bez powtórzeń) ze zbioru k funduszy, czyli:

35 Metoda przedziałów kwantylowych wykorzystywana była do analiz stabilności parametru beta. Por. prace: A. Mazurkiewicz (2002), *Analiza stabilności i wrażliwości oszacowań współczynnika beta przy wykorzystaniu metody opartej o przedziały kwantylowe*, [w:] W. Tarczyński (red.), *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie*, cz. II, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, s. 393–401; Witkowska D. (2008), *Badanie stabilności współczynnika beta oszacowanego na podstawie prób o różnej długości*, [w:] W. Tarczyński (red.), *op. cit.*, s. 143–154; W. Tarczyński, D. Witkowska, K. Kompa, *op. cit.*, s. 152–155.

$$C_k^2 = \binom{k}{2} = \frac{k!}{2!(k-2)!} \quad (1.67)$$

Krok trzeci polega na określeniu odległości między kwartylami i zliczeniu, ile razy analizowane fundusze zmieniły swoją przynależność do konkretnej klasy. W ostatnim etapie wyznacza się dla każdego funduszu wartość miernika. W przypadku grupowania do czterech klas możliwe jest przejście o jedną, dwie lub trzy klasy, ewentualnie pozostanie w dwu porównywanych okresach w tej samej klasie. Oznaczając zatem przez x_i liczbę przejść o i klas, można wyznaczyć miernik syntetyczny, informujący o stabilności pozycji rankingowych funduszy z uwzględnieniem odległości między kwartylami postaci:

$$MS = \frac{100}{C_k^2} \cdot \sum_{i=0}^3 \frac{x_i}{2^i} = \frac{100}{C_k^2} \cdot \left(\frac{x_0}{1} + \frac{x_1}{2} + \frac{x_2}{4} + \frac{x_3}{8} \right) \quad (1.68)$$

W przypadku funduszy całkowicie stabilnych wartość miernika MS wynosi 100%.

1.6. Opis danych

Badania, których wyniki zostaną przedstawione w kolejnych rozdziałach niniejszej monografii, prowadzono na podstawie danych dotyczących jednostek rozrachunkowych jedenastu otwartych funduszy emerytalnych oraz notowań czterech benchmarków. W analizach uwzględniono wszystkie działające w latach 2009–2015 OFE, z wyłączeniem MetLife OFE (dawne Amplico). Pełna lista funduszy emerytalnych wraz z informacją o zarządzającym PTE i skrócie używanym w dalszej części opracowania została przedstawiona w tabeli 1.1. Benchmarkami w prowadzonych analizach są indeks giełdowy WIG, indeks obligacji TBSP.Index (TBSP) oraz stopy procentowe WIBOR dla trzymiesięcznych i rocznych pożyczek udzielanych w walucie polskiej na warszawskim międzybankowym rynku finansowym (oznaczone jako: WIBOR 3M i WIBOR 1Y).

Badania realizowano na podstawie szeregów logarytmicznych stóp zwrotu, które wyznaczono dla różnych interwałów, wykorzystując w tym celu dzienne notowania jednostek rozrachunkowych otwartych funduszy emerytalnych i benchmarków. Wszystkie dane zostały pobrane w okresie 3–10 stycznia 2016 r. z następujących witryn internetowych:

- www.stooq.pl
- www.biznesradar.pl
- <http://gpwinfostrefa.pl/GPWIS2/pl/quotes/archive/1>
- https://www.gpw.pl/archiwum_notowan.

Tabela 1.1. Fundusze emerytalne uwzględnione w badaniu

Otwarty Fundusz Emerytalny	Powszechne Towarzystwo Emerytalne	Skrót
Aegon OFE	Aegon PTE SA	AEGON
Allianz OFE	Allianz Polska PTE SA	Allianz
Aviva OFE Aviva BZ WBK	Aviva PTE Aviva BZ WBK SA	Aviva
AXA OFE	AXA PTE SA	AXA
Generali OFE	Generali PTE SA	Generali
Nationale-Nederlanden OFE	Nationale-Nederlanden PTE SA	Nationale
Nordea OFE	Nordea PTE SA	Nordea
Pekao OFE	Pekao Pioneer PTE SA	Pekao
PKO BP Bankowy OFE	PKO BP Bankowy PTE SA	Bankowy
OFE Pocztylion	Pocztylion Arka PTE SA	Pocztylion
OFE PZU „Złota Jesień”	PTE PZU SA	PZU

Źródło: opracowanie własne

Przygotowanie danych do dalszych analiz przebiegało w kilku etapach. W pierwszym sprawdzono, czy dane są kompletne oraz czy nie występują dane odstające. Drugi etap polegał na uzupełnieniu brakujących danych (np. w święta) ostatnimi dostępnymi notowaniami przed wystąpieniem braku. W etapie trzecim sprawdzono zgodność podstawowych parametrów szeregów oryginalnych i uzupełnionych.

W analizach obejmujących siedmioletni okres wyróżniono trzy pary podokresów o równej długości, które zostały wyznaczone w oparciu o daty wprowadzanych przez rząd zmian, znacząco wpływających na funkcjonowanie funduszy emerytalnych, za które uznano:

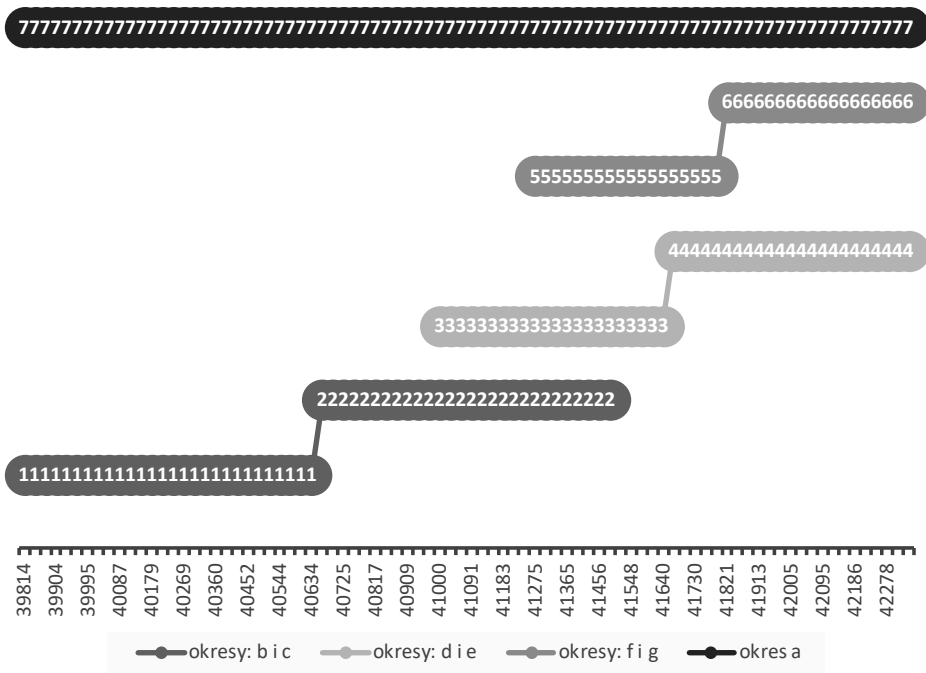
- istotne obniżenie wysokości składki przekazywanej do OFE, które miało miejsce w maju 2011 r.; odpowiadająca temu zdarzeniu para podokresów została oznaczona jako b i c;
- zabór 51,5% aktywów OFE, wprowadzenie tzw. suwaka bezpieczeństwa oraz zakaz inwestowania w papiery dłużne gwarantowane przez Skarb Państwa, co weszło w życie w lutym 2014 r. – para podokresów opisująca okres przed i po wprowadzeniu wspomnianych regulacji to d i e;
- zniesienie obligatoryjności gromadzenia oszczędności emerytalnych w otwartych funduszach emerytalnych od lipca 2014 r., co oznaczono jako okresy f i g.

Analizy prowadzono zatem dla siedmiu okresów badawczych a–g, których zakresy czasowe są następujące:

- cały okres 1.01.2009–31.12.2015 (84 miesiące);
- 1.01.2009–30.04.2011 (28 miesięcy) oraz (c) 1.05.2011–31.08.2013 (28 miesięcy);

- (d) 1.04.2012–31.01.2014 (22 miesiące) oraz (e) 1.02.2014–31.12.2015 (23 miesiące);
- (f) 1.01.2013–30.06.2014 (18 miesięcy) oraz (g) 1.07.2014–31.12.2015 (18 miesięcy).

Powiązanie w czasie wszystkich analizowanych okresów przedstawiono na rysunku 1.1. Jak widać, poszczególne pary okresów obejmują tę samą liczbę miesięcy, zatem w przypadku miesięcznych stóp zwrotu próby zawierają tę samą liczbę obserwacji. Natomiast próby zawierające tygodniowe i dzienne stopy zwrotu nieznacznie różnią się liczebnością.



Rys. 1.1. Wyróżnione okresy badania

Źródło: opracowanie własne

Rozdział 2

Badanie własności szeregów stóp zwrotu

Większość badań dotyczących zmian w czasie zjawisk zachodzących na rynku finansowym (w tym odnoszących się do decyzji inwestycyjnych) wymaga analiz danych, które tworzą finansowe szeregi czasowe. Wiadomo jest, że w wielu przypadkach szeregi te cechuje brak stacjonarności, w szczególności dotyczy to notowań kursów walutowych, cen akcji, indeksów giełdowych, ale ich logarytmiczne stopy zwrotu (co odpowiada w pewnym sensie różnicowaniu) zazwyczaj są już stacjonarne. Oprócz tego, analizując rozkłady szeregów stóp zwrotu z instrumentów finansowych, obserwuje się zestaw typowych dla nich własności, wśród których najczęściej wyróżnia się¹:

- a) efekt leptokurtozy;
- b) grube ogony rozkładu stóp zwrotu;
- c) skośność rozkładu stóp zwrotu;
- d) niejednorodność wariancji w czasie;
- e) efekt skupiania (gromadzenia) zmienności;
- f) autokorelację stóp zwrotu.

1 Skrótowe ich omówienie znaleźć można w pracach: W. Tarczyński, D. Witkowska, K. Kompa (2013), *Współczynnik beta. Teoria i praktyka*, Pielaszek Research, Warszawa, s. 32–34; J. Czekaj (red.), (2014), *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce z perspektywy dwudziestolecia*, PWE, Warszawa, s. 63–34; P. Fiszeder (2009), *Modele klasy GARCH w empirycznych badaniach finansowych*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń, s. 24, a bardziej szczegółowe np. w pracach: T. Bałamut (2002), *Metody estymacji Value AT Risk*, „Materiały i Studia” 147, Narodowy Bank Polski, Warszawa; K. Jajuga (red.), (2000), *Metody ekonometryczne i statystyczne w analizie rynku kapitałowego*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław; E. Jondeau, M. Rockinger (2000), *Conditional Volatility, Skewness and Kurtosis: Existence and Persistence*, www.banque-france.fr/gb/publi/telechar/1-77.htm (dostęp 10.09.2016); P. Lambert, S. Laurent (2001), *Modelling Financial Time Series Using GARCH-Type Models with a Skewed Student Distribution for the Innovations*, www.stat.ucl.ac.be/pub/papers/ (dostęp 10.07.2016); K. Piontek (2004), *Modelowanie efektu dźwigni w finansowych szeregach czasowych*, Materiały Konferencyjne Akademii Ekonomicznej w Krakowie „Nauki Finansowe wobec współczesnych problemów gospodarki polskiej”, [w:] J. Czekaj, *Rynki finansowe*, t. 4, Kraków, s. 129–142, <http://www.kpiontek.ae.wroc.pl/dzwignia.pdf> (dostęp 26.07.2016); *idem* (2005), *Modelowanie własności szeregów stóp zwrotu – skośność rozkładów*, „Ekonometria. Prace Naukowe AE we Wrocławiu” 15(1096): 297–308 oraz R. Tsay (2002), *Analysis of Financial Time Series*, Wiley and Sons, Chicago.

W przypadku finansowych szeregów czasowych ważnym zagadnieniem jest sposób reprezentacji stóp zwrotu z analizowanych portfeli inwestycyjnych, ponieważ mogą być one (przynajmniej teoretycznie) zarówno szeregami ciągłymi, jak i dyskretnymi (por. Bradfield 2003). Zazwyczaj przyjmuje się tę drugą możliwość, bowiem obserwacje dokonywane są w określonych punktach pomiarowych, zatem same szeregi mają charakter skokowy [Brailsford i in. 1997]. Kolejną kwestią wymagającą rozstrzygnięcia jest podjęcie decyzji dotyczącej nie tylko ram czasowych badania, ale i długości szeregów objętych analizą, co jest szczególnie istotne, jeśli analizy mają charakter porównawczy.

Badania realizowane na podstawie szeregów stóp zwrotu wymagają ponadto określenia postaci funkcyjnej stóp zwrotu (zwykle, logarytmiczne czy skumulowane) oraz zdefiniowania długości przedziału, z jakiego wyznaczone będą stopy zwrotu (np. dzienne, tygodniowe, miesięczne, roczne itp.). Co więcej, wymagane jest podjęcie decyzji, z jakiego rodzaju notowań korzystamy (np. ceny otwarcia, zamknięcia, średnie) w celu wyznaczenia stóp zwrotu. Warto również zauważyć, że w przypadku innych niż dzienne stóp zwrotu zawsze pojawia się konieczność dokonania kolejnego wyboru dotyczącego długości interwału (np. przy danych typu *intraday* – notowania jedno-, pięcio-, piętnastominutowe itp.) oraz sposobu wyznaczenia stopy zwrotu. Stopy tygodniowe można np. wyznaczyć dla dowolnego dnia tygodnia lub (jak jest najczęściej) dla piątku w relacji do piątku z tygodnia poprzedzającego lub w stosunku do poniedziałku bieżącego tygodnia. Z kolei analizę miesięcznych zwrotów można prowadzić w oparciu o miesięczne stopy zwrotu obliczane jako ostatnie notowanie w miesiącu w odniesieniu do ostatniego notowania z miesiąca poprzedniego albo jako relacja ceny z ostatniego notowania do pierwszego z bieżącego miesiąca, ewentualnie korzystając ze średniomiesięcznych dziennych stóp zwrotu².

Określenie długości interwału, z jakiego liczone są stopy zwrotu, ma istotne znaczenie, ponieważ wpływa na właściwości analizowanych szeregów stóp zwrotu³. Okazuje się bowiem, że wraz z wydłużaniem się przedziału, z którego wyznaczone są stopy zwrotu, ich rozkład staje się coraz bardziej zbliżony do rozkładu normalnego⁴. Ponadto dla dużych częstotliwości pomiaru zwroty mogą być sko-

2 Szerokie omówienie sposobu wyznaczania stóp zwrotu dla różnych przedziałów czasowych przedstawiono m.in. w pracy: W. Tarczyński, D. Witkowska, K. Kompa, *op. cit.*

3 W wielu badaniach porównuje się własności szeregów czasowych stóp zwrotu wyznaczanych dla różnych interwałów i wskazuje się na zmiany badanych relacji finansowych wynikające właśnie z tego powodu. Por. prace: J.Y. Campbell, A.W. Lo, A.C. MacKinlay (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton, s. 55–56, 65–71 oraz W. Tarczyński, D. Witkowska, K. Kompa, *op. cit.*, s. 79–96.

4 W pracy W. Tarczyński, D. Witkowska, K. Kompa, *op. cit.*, s. 94–95 pokazano m.in., że o ile dzienne stopy zwrotu z analizowanych walorów (tj. z indeksu WIG20 oraz z akcji spółek: TP SA, PEKAO, PKN ORLEN i KGHM) nie mają rozkładu Gaussa, to już tygodniowe stopy zwrotu można uznać za normalne wg wskazań testu Shapiro-Wilka, chociaż wciąż charakteryzuje je kurtoza odbiegająca od tej z rozkładu Gaussa. Natomiast w przypadku stóp miesięcznych

relowane, podczas gdy autokorelacja stóp tygodniowych i miesięcznych jest mniej istotna, aczkolwiek nie można jej wykluczyć⁵. Oznacza to, że nie jest spełnione założenie, iż rozkład prawdopodobieństwa stóp zwrotu jest *IID (Independently and Identically Distributed)*, które wymagane jest, aby estymatory MNK parametrów modeli regresji miały pożądane właściwości.

W analizach efektywności funduszy emerytalnych wykorzystanoienne, tygodniowe i miesięczne logarytmiczne stopy zwrotu, co wynika z faktu, że są to najczęściej używane interwały w badaniach portfeli inwestycyjnych. Zwroty tygodniowe obliczone zostały jako relacja notowania w piątek do poniedziałku (1.6), a miesięczne – jako relacja ostatniego notowania w miesiącu do pierwszego (1.7).

Podstawowe parametry analizowanych szeregów czasowych stóp zwrotu z jednostek rozrachunkowych otwartych funduszy emerytalnych i wybranych benchmarków, tj. miary położenia, dyspersji i asymetrii oraz koncentracji zamieszczono w załączniku A, natomiast w niniejszym rozdziale przedstawiono wyniki weryfikacji hipotez statystycznych dotyczących kształtu rozkładu prawdopodobieństwa oraz hipotez dotyczących równości oczekiwanych stóp zwrotu i ich wariancji. W tabelach zawierających wartości statystyk testowych pogrubioną czcionką oznaczono przypadki odrzucenia hipotez zerowych na poziomie istotności $\alpha = 0,05$.

2.1. Analiza kształtu rozkładu stóp zwrotu wyznaczonych dla funduszy emerytalnych

Badania rozpoczniemy od określenia kształtu rozkładu stóp zwrotu, który jest istotny przy weryfikacji wielu hipotez statystycznych oraz modelowaniu zjawisk finansowych. Zazwyczaj wymaga się, aby spełnione było założenie o normalności rozkładu szeregu, a w sytuacji gdy nie jest ono spełnione albo wnioskowanie obarczone jest znacznymi błędami, poszukuje się innych metod analiz, np. stosuje się testy nieparametryczne⁶.

zgodność rozkładu stóp zwrotu z tych instrumentów z rozkładem normalnym znalazła potwierdzenie również w wynikach testu Jarque'a-Bery.

- 5 Wniosek taki wypływa np. z pracy J.Y. Campbell, A.W. Lo, A.C. MacKinlay, *op. cit.*, s. 66–68, w której porównano autokorelację dziennych, tygodniowych i miesięcznych stóp zwrotu z indeksów giełdowych ważonych wartościowo lub dla jednakowych wag. Jak wynika z analizy, ważenie indeksów wartością kapitalizacji sprawia, że autokorelacja jest znacząco mniejsza.
- 6 Stosowanie testów nieparametrycznych pozwala wprawdzie na ominięcie założenia o normalności rozkładu, ale wnioskowanie na podstawie tych testów prowadzi do mało wyrazistych konkluzji, dlatego zawsze gdy istnieje możliwość wykorzystania testów parametrycznych, zaleca się ich stosowanie. Por. A. Malarska (2005), *Statystyczna analiza danych wspomagana programem SPSS*, SPSS Polska, Kraków, s. 147; W. Tarczyński, D. Witkowska, K. Kompa, *op. cit.*, s. 19–20. Bogołębska, wykorzystując testy nieparametryczne, nie była w stanie odrzucić hipotez

Z uwagi na wcześniej przytoczone własności stóp zwrotu, nie przeprowadzono klasycznych badań w celu sprawdzenia rozkładu prawdopodobieństwa szeregów czasowych stóp zwrotu⁷. Zastosowano natomiast testy parametryczne w celu zbadania symetrii (1.15)–(1.17) i stopnia spłaszczenia rozkładu (1.18)–(1.20). Przyjęto przy tym założenie, że rozkład można uznać za zbliżony do normalnego, jeśli nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o braku skośności (1.38) i kurtozyze równej zero (1.39). Warto również przypomnieć, że dodatnia asymetria świadczy o tym, że w analizowanym okresie inwestorzy częściej odnotowywali dochody, a ujemna – że straty. Wartości standaryzowanego współczynnika skośności (1.17), wyznaczone na podstawie obliczonych parametrów, zamieszczone w tabelach A1.1–A1.21, wskazują na istotną statystycznie, ujemną asymetrię dziennych stóp zwrotu, co oznacza, że we wszystkich analizowanych okresach częściej pojawiały się zwroty ujemne niż dodatnie (tabela 2.1).

Tabela 2.1. Wartości standaryzowanego współczynnika skośności dziennych stóp zwrotu z jednostek rozrachunkowych OFE w poszczególnych okresach badawczych

OFE	Wyróżnione okresy analizy						
	a	b	c	d	e	f	g
	liczba obserwacji						
	1823	604	610	480	499	390	393
AEGON	-13,0093	0,0612	-7,4576	0,1314	-7,8768	-8,2288	-7,1796
Allianz	-16,7964	-2,3103	-7,5902	-10,9235	-8,9995	-8,4559	-8,8140
Aviva	-18,0731	-3,0285	-8,1931	-11,3269	-9,3541	-8,9991	-8,8974
AXA	-17,3583	-2,5625	-7,6878	-9,9308	-9,2148	-8,8159	-8,5925
Generali	-16,8364	-2,3197	-7,6883	-10,2322	-8,6983	-8,5637	-8,3554
Nationale	-17,1778	-2,9577	-7,8948	-2,6179	-8,9839	-8,7088	-8,4991
Nordea	-16,6782	-1,8451	-7,0459	-11,1455	-9,8948	-8,9495	-9,6531
Pekao	-20,7419	-2,2533	-8,6588	-8,5057	-10,4244	-7,9977	-10,4376
Bankowy	-18,0535	-2,5659	-7,6757	-2,2186	-9,2826	-8,7680	-8,9118
Pocztylion	-18,9877	-2,8532	-7,7938	-10,3202	-9,6180	-9,4568	-9,1540
PZU	-17,8693	-3,0746	-8,8155	-14,7522	-8,7455	-9,9522	-8,1830

Źródło: opracowanie własne

Zauważmy, że jeśli wartość standaryzowanego współczynnika skośności jest co do wartości bezwzględnej mniejsza od 3, to skośność jest umiarkowana.

zerowych, chociaż – jak się wydaje – byłoby to możliwe, gdyby zastosowano testy parametryczne. Por. J. Bogołębska (2015), *Polityka dywidend spółek akcyjnych w warunkach polskiego rynku kapitałowego*, Uniwersytet Łódzki, Łódź (rozprawa doktorska), s. 166–180.

⁷ W klasycznym podejściu stosuje się testy zgodności rozkładu z rozkładem normalnym, np. Shapiro-Wilka czy Jarque'a-Bery.

Wyjątek stanowią wyniki AEGON w okresach b i d, kiedy asymetria jest nieistotnie różna od zera. Oprócz tego można zauważyć, że w okresie b niemal wszystkie fundusze charakteryzowały się wartościami $SA_i < 3$, co wskazuje na umiarkowaną asymetrię (z wyjątkiem OFE Aviva i PZU, dla których SA_i tylko nieznacznie przekroczyło tę wartość). Podobna sytuacja ma miejsce dla OFE Nordea i Nationale-Nederlanden w okresie d.

W przypadku tygodniowych stóp zwrotu istotna statystycznie ujemna asymetria pojawia się dla wszystkich OFE tylko w okresach c i a (z wyjątkiem PZU). Z kolei nieistotna asymetria widoczna jest dla wszystkich funduszy emerytalnych w okresach e i g, natomiast w okresie b jest ona umiarkowana. Generalnie wartości standaryzowanego współczynnika skośności są dla tygodniowych zwrotów znacznie mniejsze niż dla danych dziennych (por. dane zamieszczone w tabeli 2.2).

Tabela 2.2. Wartości standaryzowanego współczynnika skośności tygodniowych stóp zwrotu z jednostek rozrachunkowych OFE w poszczególnych okresach badawczych

OFE	Wyróżnione okresy analizy						
	a	b	c	d	e	f	g
	liczba obserwacji						
	364	121	122	96	99	78	78
AEGON	-3,1134	-0,7771	-7,8548	-0,6756	-0,2566	-2,8826	0,4841
Allianz	-4,5376	-2,3333	-7,8421	-5,4782	-0,6867	-3,1608	0,0681
Aviva	-5,1821	-2,5502	-8,7508	-6,0926	-0,9948	-3,6181	-0,2467
AXA	-4,2847	-2,4360	-7,7167	-5,1808	-0,6894	-2,9102	-0,0705
Generali	-4,1476	-2,2759	-7,1287	-4,2904	-0,5784	-2,5235	0,0274
Nationale	-4,5938	-2,5074	-7,4495	-2,2586	-0,8844	-3,2248	-0,1966
Nordea	-7,4341	-2,8190	-12,9053	-4,7475	-0,9935	-3,3483	-0,2297
Pekao	-4,4105	-2,6073	-7,9955	-4,9237	-0,6420	-3,0427	0,1018
Bankowy	-4,5688	-2,4995	-7,6830	-2,2261	-0,7729	-3,2363	0,0103
Pocztylion	-4,9315	-2,1881	-10,2003	-4,9955	-0,8007	-3,3656	0,0936
PZU	-2,5115	-2,9070	-3,5262	-0,7080	0,2131	-0,4109	0,4769

Źródło: opracowanie własne

Zauważmy, że jeśli wartość standaryzowanego współczynnika skośności jest co do wartości bezwzględnej mniejsza od 3, to skośność jest umiarkowana.

Z kolei miesięczne stopy zwrotu wszystkich OFE charakteryzują się symetrycznością we wszystkich analizowanych okresach. Jest to znana charakterystyka szeregów czasowych stóp zwrotu, które stają się bardziej symetryczne wraz ze zmniejszaniem się częstotliwości pomiaru, tj. wydłużaniem interwału, z którego są wyznaczane (tabela 2.3).

Tabela 2.3. Wartości standaryzowanego współczynnika skośności miesięcznych stóp zwrotu z jednostek rozrachunkowych OFE w poszczególnych okresach badawczych

OFE	Wyróżnione okresy analizy						
	a	b	c	d	e	f	g
	liczba obserwacji						
	84	28	28	22	23	18	18
AEGON	0,0357	0,1795	-0,1891	0,1591	0,4894	0,4077	0,5467
Allianz	0,1571	0,1276	-0,4030	-0,8709	0,9272	-0,0439	0,9409
Aviva	-0,0890	-0,3812	-0,5531	-0,7794	0,7684	0,0991	0,8365
AXA	0,4418	0,1793	-0,3803	-0,6741	0,8753	0,3083	0,8869
Generali	0,3570	0,3789	-0,1465	-0,5676	0,7704	0,0658	0,7640
Nationale	-0,1755	-0,2488	-0,4171	-0,2206	0,4496	0,3241	0,4931
Nordea	0,0620	0,0778	-0,3357	-0,6044	0,7214	0,5586	0,6319
Pekao	-0,3677	-0,2147	-0,3239	-0,5007	0,4498	0,3571	0,5251
Bankowy	-0,1280	0,1784	-0,4991	0,1581	0,3769	-0,1557	0,4956
Pocztylion	0,0480	0,1659	-0,6237	-0,4435	0,7486	0,4351	0,7269
PZU	-0,3753	-1,0777	-0,6440	-0,3218	0,8722	0,6607	0,6949

Źródło: opracowanie własne

Zauważmy, że jeśli wartość standaryzowanego współczynnika skośności jest co do wartości bezwzględnej mniejsza od 3, to skośność jest umiarkowana.

Analiza wartości standaryzowanej kurtozy dla dziennych stóp zwrotu wskazuje, że wszystkie szeregi są leptokurtyczne, tj. są bardziej smukłe niż rozkład normalny (tabela 2.4). Innymi słowy, charakteryzują się one „klasycznymi” własnościami finansowych szeregów czasowych, które zostały przytoczone na początku niniejszego rozdziału.

Tabela 2.4. Wartości standaryzowanego współczynnika kurtozy dziennych stóp zwrotu z jednostek rozrachunkowych OFE w poszczególnych okresach badawczych

OFE	Wyróżnione okresy analizy						
	a	b	c	d	e	f	g
	liczba obserwacji						
	1823	604	610	480	499	390	393
AEGON	73,8089	63,5430	23,3108	58,4445	23,5348	31,8946	22,3473
Allianz	66,6288	6,3976	21,5274	36,9002	28,1035	34,2095	27,7287
Aviva	74,4210	7,9418	24,2559	37,4584	29,5774	35,7344	28,7378
AXA	72,5111	8,7997	22,2818	33,5378	28,8054	33,6334	28,1237

OFE	Wyróżnione okresy analizy						
	a	b	c	d	e	f	g
	liczba obserwacji						
	1823	604	610	480	499	390	393
Generali	63,0751	7,4311	18,7297	30,8631	24,4085	30,2778	24,5536
Nationale	64,7756	7,5393	20,4440	7,2051	25,8665	32,9215	24,6867
Nordea	124,8903	13,9443	168,8409	38,7920	30,2934	33,8375	30,5814
Pekao	92,1513	8,1704	21,6526	29,4710	32,9275	33,8697	34,0900
Bankowy	72,8601	7,6145	21,7891	7,1717	27,2508	35,3353	26,2352
Pocztylion	78,9285	9,2593	21,5614	34,7818	28,4977	38,3428	27,9203
PZU	71,8177	8,4279	21,4433	55,0616	26,9343	39,0299	25,9113

Źródło: opracowanie własne

Zauważmy, że jeśli wartość standaryzowanej kurtozy jest co do wartości bezwzględnej mniejsza od 3, to kurtoza jest umiarkowana.

Tygodniowe stopy zwrotu w okresach a–d i f (z wyjątkiem OFE Generali w okresie b oraz PZU „Złota Jesień” w okresie f) pozostają leptokurtyczne, natomiast szeregi w okresach e i g mają kształt zbliżony do rozkładu Gaussa, bowiem kurtoza nie jest istotnie różna od zera (tabela 2.5). Miesięczne zwroty mają rozkład znacznie bardziej zbliżony do rozkładu normalnego (tabela 2.6) niż w przypadku zwrotów dziennych i tygodniowych, podobnie jak miało to miejsce przy analizie symetrii rozkładu.

Tabela 2.5. Wartości standaryzowanego współczynnika kurtozy tygodniowych stóp zwrotu z jednostek rozrachunkowych OFE w poszczególnych okresach badawczych

OFE	Wyróżnione okresy analizy						
	a	b	c	d	e	f	g
	liczba obserwacji						
	364	121	122	96	99	78	78
AEGON	9,1564	8,4570	15,4217	7,5914	0,2011	4,7819	-0,1233
Allianz	8,8930	3,1676	15,3079	8,3890	0,7358	5,2577	0,1684
Aviva	9,2629	3,1228	17,8462	10,4087	0,5645	5,2720	0,1808
AXA	8,4751	3,4068	15,3699	8,4414	0,4620	4,4488	0,1988
Generali	7,8418	2,9868	13,4966	6,2524	0,2431	4,4009	-0,0770
Nationale	7,6712	3,5456	13,9350	3,2411	0,2269	4,8535	-0,1529
Nordea	14,5236	2,6288	32,7657	7,4026	0,5868	5,4115	0,0700
Pekao	9,5328	3,6138	16,0935	7,1644	0,3898	5,2960	-0,0923

Tab. 2.5. cd.

OFE	Wyróżnione okresy analizy						
	a	b	c	d	e	f	g
	liczba obserwacji						
	1823	604	610	480	499	390	393
Bankowy	7,7262	3,3912	14,6020	3,0977	-0,0352	4,2489	-0,3683
Pocztylion	11,2928	3,2432	24,0385	7,6096	0,7617	6,0174	0,0855
PZU	5,0398	3,1756	7,8157	3,1560	-0,2431	0,7425	0,4515

Źródło: opracowanie własne

Zauważmy, że jeśli wartość standaryzowanej kurtozy jest co do wartości bezwzględnej mniejsza od 3, to kurtoza jest umiarkowana.

Tabela 2.6. Wartości standaryzowanego współczynnika kurtozy miesięcznych stóp zwrotu z jednostek rozrachunkowych OFE w poszczególnych okresach badawczych

OFE	Wyróżnione okresy analizy						
	a	b	c	d	e	f	g
	liczba obserwacji						
	84	28	28	22	23	18	18
AEGON	-1,0455	0,0632	-0,7844	0,0560	-0,6796	-0,0290	-0,7383
Allianz	-1,0090	0,2261	-0,7042	-0,2067	-0,5319	-0,0097	-0,4592
Aviva	-0,8534	0,6166	-0,5969	-0,1850	-0,6702	0,0466	-0,6286
AXA	-0,8178	0,6257	-0,7119	-0,3277	-0,7512	-0,0285	-0,7437
Generali	-0,8858	0,0807	-0,8614	-0,5744	-0,8552	-0,4179	-0,8058
Nationale	-0,8917	0,7140	-0,6590	0,6329	-0,8846	-0,3124	-0,8805
Nordea	-1,0117	0,3071	-0,7292	-0,2972	-0,6825	-0,0818	-0,7798
Pekao	-0,8550	0,4860	-0,6814	-0,4828	-0,7194	-0,2924	-0,7322
Bankowy	-1,0517	0,5344	-0,7821	0,4737	-1,0416	-0,0973	-1,0507
Pocztylion	-0,8458	0,2648	-0,4278	-0,4830	-0,7089	-0,3777	-0,6715
PZU	-1,2595	0,9247	-0,6461	-0,5305	-0,9797	-0,5225	-1,0366

Źródło: opracowanie własne

Zauważmy, że jeśli wartość standaryzowanej kurtozy jest co do wartości bezwzględnej mniejsza od 3, to kurtoza jest umiarkowana.

2.2. Czy fundusze emerytalne generowały zyski dla swoich członków?

Odpowiedź na pytanie, postawione w tytule niniejszego podrozdziału, jest niezwykle istotna, ponieważ kapitałowy filar systemu emerytalnego jest obciążony ryzykiem i dla przyszłych emerytów ważna jest informacja o tym, że fundusz inwestuje z zyskiem. Sprawdzenie dochodowości funduszy polega na zweryfikowaniu hipotezy o zerowych zwrotach (1.21). Jeśli przyjmiemy hipotezę alternatywną (1.22) dla prawostronnego obszaru odrzucenia, to oznacza, że fundusz generuje zyski, a w przypadku lewostronnego – straty.

Według wartości statystyk testowych (1.23) zamieszczonych w tabeli 2.7 należy stwierdzić, że w okresach a–d oraz f przeciętne zwroty dzienne były dodatnie, a w okresach e i g ujemne. Przy tym istotne statystycznie na poziomie istotności 0,05 są jedynie oczekiwane zwroty w okresach a, b i d, czyli dla całego analizowanego okresu, w czasie ponad dwu lat (28 miesięcy) przed zmniejszeniem wysokości składki odprowadzanej do OFE oraz niemal dwu lat (22 miesięcy) przed wprowadzeniem decyzji o przeniesieniu większości aktywów z OFE do ZUS, utworzeniu „suwaka bezpieczeństwa” i zakazie inwestowania w instrumenty dłużne gwarantowane przez państwo. W pozostałych okresach badawczych nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej (por. dane w tabeli 2.7).

Tabela 2.7. Wartości statystyk testowych przy weryfikacji hipotez (1.21) o zerowych zwrotach z jednostek rozrachunkowych OFE dla dziennych stóp zwrotu w poszczególnych okresach badawczych

OFE	Liczba obserwacji w okresie						
	a	b	c	d	e	f	g
	1823	604	610	480	499	390	393
AEGON	1,6500	2,3367	1,0960	2,1540	-0,2953	0,7689	-0,5227
Allianz	1,9306	2,7360	1,3129	2,4911	-0,1800	0,7590	-0,3116
Aviva	1,7404	2,6509	1,2352	2,2974	-0,2728	0,7827	-0,4601
AXA	2,0072	2,7650	1,3734	2,3829	-0,0529	0,8635	-0,2401
Generali	1,9408	2,7307	1,4113	2,1202	-0,3662	0,8586	-0,6720
Nationale	1,7662	2,6364	1,3028	2,4438	-0,3501	0,8735	-0,5018
Nordea	1,8051	2,5513	1,2474	2,7438	-0,2779	0,9552	-0,4253
Pekao	1,5230	2,7997	1,0987	2,2557	-0,4316	0,7572	-0,6005
Bankowy	2,0540	2,9102	1,4263	2,6620	-0,1030	0,9630	-0,2776
Pocztynion	1,6039	2,6307	1,0666	2,3400	-0,2581	0,6696	-0,3180
PZU	1,7043	2,5413	1,0815	2,2353	-0,1397	0,8623	-0,3361

Źródło: opracowanie własne

W przypadku tygodniowych stóp zwrotu obserwujemy jedynie nieliczne istotne statystycznie przypadki dodatnich zwrotów dla OFE PZU „Złota Jesień” w okresach a, b i d oraz OFE Nordea w okresie d. W pozostałych przypadkach oczekiwane stopy zwrotu nie różnią się istotnie od zera, przy czym ujemne zwroty dla wszystkich funduszy emerytalnych są widoczne w ostatnim okresie analizy – g oraz dla funduszy emerytalnych PZU, Pekao i Generali w okresie e (tabela 2.8).

Tabela 2.8. Wartości statystyk testowych przy weryfikacji hipotez (1.21) o zerowych zwrotach z jednostek rozrachunkowych OFE dla tygodniowych stóp zwrotu w poszczególnych okresach badawczych

OFE	Liczba obserwacji w okresie						
	a	b	c	d	e	f	g
	364	121	122	96	99	78	78
AEGON	1,1577	1,2484	1,0779	1,1134	0,1161	0,3716	-0,1342
Allianz	1,2768	1,3885	1,1622	1,4795	0,1896	0,3845	-0,0128
Aviva	1,1674	1,4073	1,0198	1,3267	0,1189	0,4496	-0,1347
AXA	1,4063	1,5421	1,2878	1,3892	0,2389	0,4974	-0,0171
Generali	1,1563	1,5513	1,1627	1,3608	-0,0721	0,4916	-0,2617
Nationale	1,2275	1,3983	1,2366	1,2735	0,0291	0,6114	-0,1999
Nordea	1,0525	1,4396	0,7758	1,7773	0,0373	0,5647	-0,1610
Pekao	0,9121	1,4537	0,9549	1,1929	-0,0706	0,3228	-0,2834
Bankowy	1,4438	1,6216	1,3777	1,4648	0,1786	0,6235	-0,0797
Pocztylion	1,0902	1,5392	0,8916	1,3238	0,0800	0,3795	-0,0890
PZU	1,7630	2,6466	0,8566	1,6759	-0,0918	1,0088	-0,4628

Źródło: opracowanie własne

Warto zauważyć, że w przypadku dziennych i tygodniowych stóp zwrotu wszystkie analizowane szeregi zawierają znaczną liczbę obserwacji (tj. od 78 do 1823), co kwalifikuje je jako duże próby i uzasadnia korzystanie ze sprawdzianu testu postaci (1.23), nawet jeśli rozkłady wartości szeregu nie są normalne. Można bowiem wtedy aproksymować te szeregi rozkładem asymptotycznie normalnym i zastosować testy parametryczne⁸. Pojawia się natomiast dylemat związany z testowaniem szeregów miesięcznych stóp zwrotu (zawierających

⁸ Wynika to z wcześniej przytoczonej opinii, że większość statystyk jest odporna na drobne odchylenia od założenia o rozkładzie Gaussa (A. Malarska, *op. cit.*, s. 141).

od 18 do 84 obserwacji), gdyż dla małych prób należy stosować sprawdzian testu (1.24), co jest uzasadnione również faktem, że można założyć, iż szeregi miesięcznych stóp zwrotu mają rozkład normalny lub zbliżony do rozkładu Gaussa. Jednakże w przypadku prowadzenia analiz porównawczych zasadne jest korzystanie z tego samego testu weryfikującego postawioną hipotezę zerową, dlatego we wszystkich tabelach przedstawiane są wartości tych samych statystyk testowych (1.23), chociaż dla szeregów zawierających mniej niż 30 obserwacji obliczono również wartości sprawdzianu (1.24) i stwierdzono, że zastosowanie statystyki o rozkładzie t-Studenta nie spowodowało zmiany decyzji dotyczącej odrzucenia (lub braku podstaw do odrzucenia) hipotezy zerowej.

Analiza miesięcznych stóp zwrotu (tabela 2.9) pozwala stwierdzić, że dla wszystkich funduszy były one istotnie większe od zera (dla $\alpha = 0,05$) w okresie b oraz dla większości OFE w okresach a (z wyjątkiem OFE AEGON, Generali, Pekao, Pocztylion oraz PZU) i d (z wyjątkiem OFE Generali i PZU). Natomiast w okresach e–g oczekiwane miesięczne zwroty z jednostek rozrachunkowych są nieistotnie różne od zera, chociaż w okresach e i g (czyli po wprowadzonych przez rząd zmianach) obliczone średnie stopy zwrotu są ujemne niemal dla wszystkich funduszy.

Tabela 2.9. Wartości statystyk testowych przy weryfikacji hipotez (1.21) o zerowych zwrotach z jednostek rozrachunkowych OFE dla miesięcznych stóp zwrotu w poszczególnych okresach badawczych

OFE	Liczba obserwacji w okresie						
	a	b	c	d	e	f	g
	84	28	28	22	23	18	18
AEGON	1,5955	2,1280	0,8009	1,8863	-0,1523	1,0419	-0,5569
Allianz	1,8422	2,1844	0,9462	1,8951	0,0256	1,0619	-0,2884
Aviva	1,6628	1,9836	0,9040	1,7654	-0,0935	1,1068	-0,4596
AXA	1,9245	2,1094	1,0375	1,7624	0,1606	1,1171	-0,2073
Generali	1,4981	2,0414	0,9419	1,6081	-0,3750	0,8896	-0,6061
Nationale	1,6912	2,0721	0,9565	1,8367	-0,2316	1,2039	-0,5590
Nordea	1,8598	2,1230	1,1739	2,0556	-0,1339	1,2140	-0,4335
Pekao	1,4542	2,1870	0,7753	1,7149	-0,3027	1,0584	-0,6154
Bankowy	1,9410	2,1869	1,0581	1,9385	0,0697	1,2726	-0,2680
Pocztylion	1,5582	2,1218	0,7752	1,8203	-0,1336	0,9897	-0,3457
PZU	1,1455	2,0275	0,5085	1,5985	-0,5670	0,7169	-0,6377

Źródło: opracowanie własne

2.3. Wpływ zmian administracyjnych na dochody i ryzyko OFE

Poprzednio przeprowadzone analizy pozwoliły odpowiedzieć na pytanie, czy otwarte fundusze emerytalne generowały dodatnie zwroty z inwestycji dokonanych z powierzonych im składek emerytalnych. Należy podkreślić, że ani jeden z nich w żadnym okresie nie generował statystycznie istotnych ujemnych wartości oczekiwanych stóp zwrotu, chociaż okresy b i d charakteryzowały się wyraźnie lepszymi wynikami inwestycyjnymi niż następujące po nich okresy c i e. Dalsze analizy dotyczyć będą porównania dochodów i ryzyka w dwóch sąsiadujących ze sobą okresach. W celu przeprowadzenia wiarygodnych analiz posłużono się szeregami o zbliżonej długości.

Tabela 2.10. Wartości statystyk testowych weryfikujących hipotezy (1.29)–(1.30) o równości oczekiwanych stóp zwrotu w parach analizowanych okresów

OFE	Stopy zwrotu								
	dienne			tygodniowe			miesięczne		
	Porównywane pary okresów								
	b:c	d:e	f:g	b:c	d:e	f:g	b:c	d:e	f:g
AEGON	1,0295	1,4658	0,8835	0,2639	0,5416	0,3294	0,8635	1,3017	1,0740
Allianz	1,0242	1,3305	0,7179	0,1873	0,5434	0,2494	0,7665	1,1574	0,8742
Aviva	1,0356	1,2945	0,8442	0,3068	0,5200	0,3794	0,7975	1,1356	1,0290
AXA	1,0766	1,1260	0,7107	0,2667	0,4325	0,3107	0,8379	0,9298	0,8435
Generali	0,9813	1,3006	1,0584	0,3036	0,7008	0,5094	0,8100	1,2555	1,0159
Nationale	1,0311	1,5763	0,9342	0,2007	0,6393	0,5290	0,8194	1,3986	1,1831
Nordea	0,7285	1,4921	0,9198	0,4027	0,7807	0,4688	0,6188	1,3551	1,0854
Pekao	1,1848	1,3902	0,9399	0,3599	0,5958	0,4206	0,9022	1,2494	1,1191
Bankowy	1,0890	1,4153	0,8172	0,2028	0,5635	0,4463	0,7983	1,1716	0,9780
Pocztylion	1,1559	1,2588	0,6664	0,4865	0,5171	0,3027	0,9268	1,1529	0,8589
PZU	1,1246	1,1066	0,7806	1,2425	0,9044	0,9937	1,0869	1,4031	0,9433

Źródło: opracowanie własne

Jak widać w tabeli 2.10, na poziomie istotności 0,05 nie ma podstaw do odrzucenia hipotez o równości oczekiwanych zwrotów (1.29) dla żadnej z 99 analizowanych par szeregów, które weryfikowano za pomocą testu Cochran-Coxa (1.33). Oznacza to, że nie zaobserwowano istotnych zmian w zwrotach w porównywanych parach okresów, chociaż wartości nominalne średnich stóp zwrotu

w okresach przed wprowadzoną zmianą były zawsze większe niż w okresie po niej następującym. Otrzymane wyniki mogą być spowodowane relatywnie wysokim rozrzutem stóp zwrotu, co ma wpływ na wartości statystyk testowych. Jeśli zwiększyć prawdopodobieństwo popełnienia błędu I rodzaju do $\alpha = 0,1$, to widoczny jest istotny spadek (w stosunku do porównywanego okresu) zwrotów dziennych jedynie w okresie e (czyli po przekazaniu do ZUS ponad połowy aktywów przez OFE i wprowadzeniu zakazu inwestowania w papiery dłużne, gwarantowane przez Skarb Państwa) dla wszystkich funduszy z wyjątkiem OFE: AXA, Pocztylion i PZU oraz zwrotów miesięcznych w przypadku OFE: AEGON, Nationale-Nederlanden, Nordea i PZU.

Warto przy tym dodać, że potraktowanie stóp zwrotu z jednego z porównywanych okresów jako benchmark i weryfikacja hipotez (1.25)–(1.26) za pomocą sprawdzianów testu danych wzorami (1.27)–(1.28) potwierdziła wcześniej wyciągnięte wnioski (tabele 2.11–2.13). W porównywanych okresach b i c rentowność niewiele się różniła między sobą i można mówić jedynie o istotnym spadku miesięcznych stóp zwrotu w przypadku OFE Pekao i Pocztylion, bowiem tylko dla tych dwóch funduszy test wskazał istotność różnic stóp zwrotu dla obu sformułowanych hipotez zerowych (tabela 2.11). W kolejnych dwóch porównywanych okresach (tabela 2.12) wyraźnie widać, że dzienne i miesięczne stopy zwrotu w okresie d są większe niż w okresie e, ale statystycznie istotne wyniki potwierdzające ten fakt dotyczą jedynie OFE: AEGON, Nationale-Nederlanden i Nordea oraz PZU, i to tylko w odniesieniu do zwrotów miesięcznych. Natomiast porównanie dwóch ostatnich analizowanych podokresów (tabela 2.13) potwierdza brak istotnych różnic wartości oczekiwanych stóp zwrotu uzyskiwanych przez fundusze emerytalne. Innymi słowy zniesienie obowiązku inwestowania w drugim filarze nie wpłynęło istotnie na zmianę wyników inwestycyjnych funduszy.

Tabela 2.11. Wartości statystyk testowych weryfikujących hipotezy (1.25)–(1.26) o równości oczekiwanych stóp zwrotu w okresach b i c

OFE	Stopy zwrotu					
	dzienne		tygodniowe		miesięczne	
	Postać H_0					
	$E(J_b) = B$	$E(J_c) = B$	$E(J_b) = B$	$E(J_c) = B$	$E(J_b) = B$	$E(J_c) = B$
AEGON	1,3717	-1,5579	0,3444	-0,4106	1,3717	-1,5579
Allianz	1,4395	-1,4576	0,2609	-0,2689	1,4395	-1,4576
Aviva	1,4465	-1,4834	0,4258	-0,4424	1,4465	-1,4834
AXA	1,4763	-1,5734	0,3617	-0,3947	1,4763	-1,5734
Generali	1,3654	-1,4113	0,4231	-0,4360	1,3654	-1,4113

Tab. 2.11. cd.

OFE	Stopy zwrotu					
	dzienne		tygodniowe		miesięczne	
	Postać H_0					
	$E(J_b) = B$	$E(J_c) = B$	$E(J_b) = B$	$E(J_c) = B$	$E(J_b) = B$	$E(J_c) = B$
Nationale	1,4140	-1,5069	0,2715	-0,2979	1,4140	-1,5069
Nordea	1,1123	-0,9642	0,5952	-0,5468	1,1123	-0,9642
Pekao	1,6866	-1,6647	0,5068	-0,5111	1,6866	-1,6647
Bankowy	1,5205	-1,5604	0,2828	-0,2910	1,5205	-1,5604
Pocztylion	1,6043	-1,6670	0,6769	-0,6998	1,6043	-1,6670
PZU	1,5356	-1,6514	1,7738	-1,7410	1,5356	-1,6514

Źródło: opracowanie własne

Tabela 2.12. Wartości statystyk testowych weryfikujących hipotezy (1.25)–(1.26) o równości oczekiwanych stóp zwrotu w okresach d i e

OFE	Stopy zwrotu					
	dzienne		tygodniowe		miesięczne	
	Postać H_0					
	$E(J_d) = B$	$E(J_e) = B$	$E(J_d) = B$	$E(J_e) = B$	$E(J_d) = B$	$E(J_e) = B$
AEGON	2,5823	-1,7804	0,9469	-0,6603	2,0754	-1,6713
Allianz	2,8287	-1,5076	1,1328	-0,6193	1,8628	-1,4771
Aviva	2,8271	-1,4561	1,1041	-0,5895	1,8897	-1,4209
AXA	2,4871	-1,2628	0,9327	-0,4882	1,5485	-1,1628
Generali	2,8270	-1,4648	1,4969	-0,7931	2,1174	-1,5591
Nationale	3,0144	-1,8492	1,2259	-0,7493	2,0949	-1,8785
Nordea	3,2898	-1,6742	1,7049	-0,8782	2,2308	-1,7059
Pekao	3,1243	-1,5523	1,3343	-0,6659	2,1340	-1,5411
Bankowy	2,8414	-1,6322	1,1479	-0,6468	1,8531	-1,5121
Pocztylion	2,8686	-1,4009	1,1628	-0,5773	2,0112	-1,4069
PZU	2,5214	-1,2315	1,8385	-1,0388	2,3707	-1,7408

Źródło: opracowanie własne

Tabela 2.13. Wartości statystyk testowych weryfikujących hipotezy (1.25)–(1.26) o równości oczekiwanych stóp zwrotu w okresach f i g

OFE	Stopy zwrotu					
	dienne		tygodniowe		miesięczne	
	Postać H_0					
	$E(J_f) = B$	$E(J_g) = B$	$E(J_f) = B$	$E(J_g) = B$	$E(J_f) = B$	$E(J_g) = B$
AEGON	1,4467	-1,1156	0,5521	-0,4105	1,7742	-1,3493
Allianz	1,1475	-0,9202	0,4007	-0,3187	1,4389	-1,1006
Aviva	1,3726	-1,0706	0,6268	-0,4767	1,7253	-1,2819
AXA	1,1831	-0,8890	0,5203	-0,3873	1,3880	-1,0621
Generali	1,7173	-1,3440	0,8249	-0,6477	1,7107	-1,2627
Nationale	1,5124	-1,1880	0,8747	-0,6643	1,9160	-1,5041
Nordea	1,5076	-1,1609	0,7781	-0,5873	1,7749	-1,3718
Pekao	1,5220	-1,1950	0,6984	-0,5269	1,9088	-1,3813
Bankowy	1,3113	-1,0450	0,7257	-0,5661	1,6300	-1,2224
Pocztylion	1,0678	-0,8530	0,4944	-0,3829	1,4697	-1,0585
PZU	1,3213	-0,9675	1,5824	-1,2768	1,5385	-1,1941

Źródło: opracowanie własne

Tabela 2.14. Wartości statystyk testowych weryfikujących hipotezy o równości wariancji stóp zwrotu w parach analizowanych okresów

OFE	Stopy zwrotu								
	dienne			tygodniowe			miesięczne		
	Porównywane pary okresów								
	b:c	d:e	f:g	b:c	d:e	f:g	b:c	d:e	f:g
AEGON	1,2772	2,1870*	1,6945*	1,4100	2,1205*	1,8088*	1,1546*	1,6120*	1,7292*
Allianz	1,0153	3,6597*	1,5669*	1,0537	3,4508*	1,5809*	1,2160*	1,6627*	1,7092*
Aviva	1,0448	3,9187*	1,6562*	1,0708	3,6171*	1,7289*	1,0693	1,8492*	1,8115*
AXA	1,1247	4,0326*	1,7848*	1,1807	3,7642*	1,8054*	1,1558	1,8541*	1,7079*
Generali	1,0580	3,8720*	1,6451*	1,0533	3,6736*	1,6220*	1,0638	1,9281*	1,8356*
Nationale	1,1246	2,7625*	1,6332*	1,1945	2,7604*	1,7339*	1,0589	1,3002*	1,6227*
Nordea	1,3440*	4,0139*	1,6996*	1,1945*	3,8870*	1,7552*	1,0936*	1,7878*	1,6740*
Pekao	1,0366*	4,2110*	1,6346*	1,0087	4,1403*	1,7570*	1,1993*	2,0046*	1,9096*
Bankowy	1,0429	3,1506*	1,5867*	1,0502	3,2476*	1,6433*	1,0001	1,5702*	1,7782*
Pocztylion	1,0691	4,3590*	1,5791*	1,0601	4,1830*	1,6672*	1,0507*	2,1363*	1,9276*
PZU	1,1452	4,3580*	1,8796*	1,0466	3,2300*	1,5359*	1,0290	1,9389*	1,6600*

Źródło: opracowanie własne

* Wartości odchylenia standardowego w okresach następujących po wprowadzeniu zmian są większe niż w okresach je poprzedzających

Wariancja traktowana jest jako miara ryzyka, zatem celem weryfikacji pary hipotez (1.35)–(1.36) było sprawdzenie, w których z dwu porównywalnych okresów ryzyko było większe. Jak wynika z tabeli 2.14, oszacowane wartości odchyłeń standardowych stóp zwrotu dla wszystkich funduszy w okresach d:e (e oznacza okres, kiedy w portfelach funduszy emerytalnych zabrakło instrumentów dłużnych gwarantowanych przez Skarb Państwa) i f:g, niezależnie od długości interwału, z którego wyznaczano stopy zwrotu, są większe w okresach po wprowadzonej przez rząd zmianie niż w poprzedzającym je okresie. Przy tym dla dziennych i tygodniowych stóp zwrotu nastąpił istotny wzrost ryzyka (na poziomie istotności $\alpha = 0,05$) po wprowadzeniu przez rząd modyfikacji w działalności funduszy emerytalnych. Natomiast w przypadku porównań okresów b i c odchylenie standardowe dla większości funduszy emerytalnych zmniejszyło się po obniżeniu wysokości składki przekazywanej do OFE. I chociaż są to zmiany nieistotne statystycznie, jedynym wyjaśnieniem może być wpływ kryzysu finansowego na zmienność stóp zwrotu w okresie od początku 2009 r. do końca kwietnia 2011 r. Natomiast istotne zmiany polegające na zmniejszeniu się wariancji miały miejsce dla dziennych zwrotów z OFE PZU „Złota Jesień” oraz dziennych i tygodniowych stóp zwrotu z OFE AEGON.

2.4. Analiza benchmarków

W prowadzonych analizach wykorzystano cztery benchmarki, z których trzy, tj. indeks obligacji TBSP oraz stopy procentowe WIBOR 3M i WIBOR 1Y pełniły rolę instrumentów wolnych od ryzyka, a indeks WIG traktowany był jako czynnik rynku. Szczegółowe analizy stóp zwrotu z benchmarków przedstawiono w załączniku A (tabele A22–A28), natomiast w dalszej części omówione zostaną wyniki testów statystycznych.

Analiza symetryczności rozkładów stóp zwrotu z benchmarków (tabela 2.15) dostarcza podobnych wniosków jak w przypadku funduszy emerytalnych, tzn. wraz z wydłużaniem się interwałów, z których liczono stopy zwrotu, rozkłady stają się bardziej symetryczne. Przy czym o ile istnieje znaczne podobieństwo stóp procentowych WIBOR dla pożyczek trzymiesięcznych i rocznych, to pozostałe dwa benchmarki zachowują się inaczej i nawet dla dziennych stóp zwrotu istnieją pojedyncze okresy, kiedy można przyjąć, że rozkład jest symetryczny. Ma to miejsce dla indeksu WIG w okresie b, dla stóp procentowych WIBOR 3M i WIBOR 1Y w okresie d, a dla indeksu TBSP w okresach f i g. W tabelach pogrubioną czcionką oznaczono przypadki odrzucenia hipotez zerowych na poziomie istotności $\alpha = 0,05$.

Tabela 2.15. Wartości standaryzowanego współczynnika skośności stóp zwrotu z benchmarków (1.17) w poszczególnych okresach badawczych

Benchmark	Okres						
	a	b	c	d	e	f	g
	dziennie stopy zwrotu						
TBSP	-12,4042	-12,8639	-9,3936	-6,8388	-1,6126	-5,4776	-1,5748
WIG	-6,3237	0,1069	-8,2603	-3,8751	-9,3186	-6,0792	-7,3524
WIBOR3M	-5,7963	22,1091	-10,8821	1,4164	4,0864	13,5782	9,6902
WIBOR1Y	-7,4041	24,7608	-10,7318	2,0990	5,2226	13,1712	11,8182
tygodniowe stopy zwrotu							
TBSP	-4,8203	-2,1598	-4,6905	-3,4225	-1,2649	-2,8961	-0,9001
WIG	-1,8644	1,2167	-6,7221	-3,3290	0,6266	-3,1726	0,9033
WIBOR3M	-2,6313	9,9326	-4,9168	0,6414	1,7928	6,0962	4,3013
WIBOR1Y	-3,3585	11,1151	-4,8479	0,9505	2,3065	5,9279	5,2534
miesięczne stopy zwrotu							
TBSP	-1,8850	-3,3107	-1,0866	-0,5939	-0,2588	-0,5996	0,6072
WIG	1,6793	0,6972	0,3069	0,1939	0,2306	0,3560	0,2949
WIBOR3M	-1,1995	1,9224	-2,1251	0,5095	0,9117	3,2656	2,3091
WIBOR1Y	-1,5464	1,9581	-2,1220	0,6524	1,1265	3,0840	2,6820

Źródło: opracowanie własne

Zauważmy, że jeśli wartość standaryzowanej skośności jest co do wartości bezwzględnej mniejsza od 3, to skośność jest umiarkowana.

Kurtoza dla stóp miesięcznych jest w większości przypadków nieistotnie różna od zera (tabela 2.16). Przy tym o ile dziennie zwroty z indeksów TBSP i WIG są leptokurtyczne we wszystkich okresach, to dla obu stóp procentowych WIBOR są one platykurtyczne dla okresów a–e. Dość podobnie wygląda to dla tygodniowych stóp zwrotu, ale pojawiają się już przypadki braku odrzucenia hipotezy o zerowej kurtozie, a zwroty z WIBOR-ów są leptokurtyczne dodatkowo w okresie b.

Z analizy statystyk testowych zawartych w tabeli 2.17 wynika, że rynek pieniężny we wszystkich okresach generował zyski przy nieznacznym ryzyku, stąd bardzo wysokie wartości sprawdzianów testu. Rynek obligacji reprezentowany przez indeks TBSP charakteryzował się dodatnimi zwrotami, które były statystycznie istotnie większe od zera w okresach a–e, natomiast dla indeksu WIG nie było możliwe odrzucenie hipotezy o zerowych zwrotach w żadnym z analizowanych okresów i interwałów, z których wyznaczono stopy zwrotu. Można również zauważyć, że WIG jako jedyny z rozpatrywanych w tym podrozdziale instrumentów generował straty. Jest to szczególnie widoczne w okresach e i g oraz c dla stóp dziennych i miesięcznych.

Tabela 2.16. Wartości standaryzowanej kurtozy stóp zwrotu z benchmarków (1.20) w poszczególnych okresach badawczych

Benchmark	Okres						
	a	b	c	d	e	f	g
	dienne stopy zwrotu						
TBSP	49,0204	65,5837	32,6586	20,0702	3,5195	15,2139	2,6578
WIG	36,8670	13,6574	22,3366	10,8504	30,3855	18,8666	22,4624
WIBOR3M	-10,5344	36,0884	-1,6490	-7,6325	-7,0126	5,4989	0,5605
WIBOR1Y	-11,6640	40,2993	-2,3324	-7,4720	-6,5677	4,6047	3,6428
tygodniowe stopy zwrotu							
TBSP	8,6499	6,4890	8,4564	4,1271	0,9050	3,8008	0,4594
WIG	11,3822	3,1839	13,8361	5,0804	0,6012	4,3480	0,8566
WIBOR3M	-4,6860	16,6287	-0,6697	-3,4567	-3,1737	2,5667	0,2512
WIBOR1Y	-5,1954	18,5850	-0,9879	-3,3825	-2,9746	2,1848	1,6450
miesięczne stopy zwrotu							
TBSP	2,7238	5,5718	1,6410	0,2198	-1,0407	0,1864	-0,7792
WIG	3,2660	1,5771	-0,6230	-0,9008	-0,7390	-0,5122	-0,7801
WIBOR3M	-2,2495	1,0933	-0,3564	-1,5759	-1,4734	3,4002	0,7228
WIBOR1Y	-2,5120	0,3346	-0,4928	-1,5194	-1,3313	3,3243	1,5270

Źródło: opracowanie własne

Zauważmy, że jeśli wartość standaryzowanej kurtozy jest co do wartości bezwzględnej mniejsza od 3, to kurtoza jest umiarkowana.

Tabela 2.17. Wartości statystyk testowych przy weryfikacji hipotez (1.21) o zerowych zwrotach dla stóp zwrotu z benchmarków w poszczególnych okresach badawczych

Benchmark	Okres						
	a	b	c	d	e	f	g
	dienne stopy zwrotu						
TBSP	5,4494	2,8694	3,7794	2,3963	2,8731	1,4714	1,6248
WIG	1,0095	1,7045	-0,0816	1,0326	-0,4643	0,4855	-0,6640
WIBOR3M	135,2505	299,2855	132,8255	81,5094	109,2820	137,2229	116,3402
WIBOR1Y	134,2536	383,6166	128,4457	82,2845	112,8653	160,4923	126,5519

Benchmark	Okres						
	a	b	c	d	e	f	g
	tygodniowe stopy zwrotu						
TBSP	4,2273	1,6942	3,4414	1,9360	2,3886	1,1031	1,3013
WIG	0,7931	0,9144	0,4910	0,9375	-0,1059	0,3807	-0,4129
WIBOR3M	60,5455	133,7332	59,2259	36,3069	48,5362	60,5936	51,3246
WIBOR1Y	60,0947	171,7173	57,2647	36,6505	50,1066	70,8184	55,7452
miesięczne stopy zwrotu							
TBSP	4,5288	2,4177	2,7269	1,7352	2,8524	1,1184	1,6189
WIG	0,9573	1,2919	-0,0624	0,9850	-0,1407	0,8291	-0,6514
WIBOR3M	28,8340	69,7800	27,2367	16,8953	23,3187	27,4429	23,1014
WIBOR1Y	28,6084	85,1867	26,3217	17,0364	24,0953	31,6885	24,8704

Źródło: opracowanie własne

Porównanie oczekiwanych stóp zwrotu z benchmarków w parach analizowanych okresów (tabela 2.18) wskazuje, że po wprowadzonych zmianach, polegających na przekazaniu w 2014 r. większości aktywów OFE do ZUS oraz zniesieniu obowiązku członkostwa w OFE, istotnie zmniejszyły się stopy zwrotu z obu WIBOR-ów, natomiast po obniżeniu składki odprowadzanej do OFE w 2011 r. sytuacja dla WIBOR 3M była odwrotna dla danych dziennych i tygodniowych. Dla wszystkich benchmarków z wyjątkiem indeksu WIG w okresach oznaczonych jako e i g zwiększyło się ryzyko w stosunku do poprzedniego okresu, natomiast w okresie c zmniejszyło się ono w stosunku do okresu b.

Tabela 2.18. Wartości statystyk testowych przy weryfikacji hipotez (1.29)–(1.30) o równości wartości oczekiwanych i wariancji stóp zwrotu z benchmarków w poszczególnych okresach badawczych

Benchmark	Pary porównywanych okresów					
	b:c	d:e	f:g	b:c	d:e	f:g
	wartość oczekiwana			wariancja		
	dzienne stopy zwrotu					
TBSP	-0,9878	-0,0836	0,0543	1,3576*	1,2631	1,3371
WIG	1,3593	1,0740	0,8047	1,4129	1,1331	1,2363
WIBOR3M	-5,7610	33,2388	36,1675	5,6374*	5,5480	1,6129
WIBOR1Y	2,6837	32,5614	39,4910	8,6091*	5,5444	1,3506

Tab. 2.18. cd.

Benchmark	Pary porównywanych okresów					
	b:c	d:e	f:g	b:c	d:e	f:g
	wartość oczekiwana			wariancja		
	tygodniowe stopy zwrotu					
TBSP	-1,6161	-0,0327	-0,0155	1,5519*	1,4135	1,3416
WIG	0,4047	0,7572	0,5600	1,5327	1,1103	1,1591
WIBOR3M	-2,5696	14,7684	15,9313	5,6615*	5,5440	1,6194
WIBOR1Y	1,1970	14,4667	17,3733	8,6787*	5,5374	1,3538
	miesięczne stopy zwrotu					
TBSP	-0,8632	-0,0821	0,0179	2,0798*	2,3167	2,1785
WIG	1,0563	0,8984	1,0543	1,6378	2,1693	1,5211
WIBOR3M	-1,4030	6,9732	7,0822	7,3485*	5,9126	1,5779
WIBOR1Y	0,3443	6,8275	7,6319	10,1928*	5,9282	1,3278

Źródło: opracowanie własne

* Wartości odchylenia standardowego w okresach następujących po wprowadzeniu zmian są większe niż w okresach je poprzedzających.

Warto w tym miejscu nadmienić, że celem analizy benchmarków było sprawdzenie, na ile sytuacja na rynku kapitałowym, obligacji i pieniężnym uległa zmianie w rozpatrywanych okresach. Wnioski z prezentowanych analiz są następujące:

- Rynek kapitałowy, reprezentowany przez indeks WIG, w żadnym z analizowanych okresów nie generował zwrotów istotnie różnych od zera. Zatem jeśli dla wybranych podokresów potwierdzono statystycznie istotne dodatnie stopy zwrotu z jednostek rozrachunkowych OFE, to oznacza, że fundusze emerytalne, inwestując w zdywersyfikowane portfele, osiągały w okresach a, b i d lepsze rezultaty niż te reprezentowane przez czynnik rynku.
- Rynek obligacji, opisywany indeksem TBSP, osiągał dodatnie zwroty w okresach a–e, co oznacza, że OFE przeżywały pewne pogorszenie efektywności inwestycyjnej w okresach następujących po wprowadzonych modyfikacjach systemowych, tj. oznaczonych jako c i e⁹.
- W przypadku rynku pieniężnego, reprezentowanego przez stopy procentowe WIBOR, obserwuje się statystycznie istotne dodatnie zwroty we wszystkich analizowanych okresach. Zatem wyniki OFE wydają się w tym kontekście mało atrakcyjne, bowiem fundusze emerytalne generowały dochody

9 W okresach c i e fundusze emerytalne charakteryzowały się zwrotami nieistotnie różnymi od zera (tabele 2.7–2.9).

potwierdzone testami statystycznymi jedynie w okresach oznaczonych jako a, b i d. Należy jednak pamiętać, że instrumenty rynku pieniężnego charakteryzują się niskim ryzykiem, ale i niewielką stopą zwrotu, najczęściej mało satysfakcjonującą inwestorów, gdyż często osiągnane zyski są pochłaniane przez inflację.

Ostatnie tabele zawierają porównanie przeciętnych stóp zwrotu z jednostek rozrachunkowych OFE oraz benchmarków¹⁰. Fundusze emerytalne nie osiągały zwrotów istotnie różnych od obserwowanych na rynku akcji (tabela 2.19) i obligacji (tabela 2.20) w żadnym z analizowanych okresów. Przy tym zwroty z funduszy są średnio wyższe niż z indeksu TBSP w okresach b, d i f, a w porównaniu z WIG – w okresach oznaczonych jako c, e i g. Porównując zwroty z OFE i rynku pieniężnego, można zauważyć, że ten drugi generował niższe stopy zwrotu niż fundusze emerytalne we wszystkich okresach z wyjątkiem e i g, co potwierdza wcześniejsze spostrzeżenia. Jednak statystycznie istotnie lepsze wyniki inwestycyjne są widoczne dla funduszy emerytalnych, jeśli analizuje się dane dzienne w okresach b i d (tabela 2.21).

Tabela 2.19. Wartości statystyk testowych przy weryfikacji hipotez (1.25)–(1.26) i (1.29)–(1.30) o równości wartości oczekiwanych średnich* stóp zwrotu z jednostek rozrachunkowych OFE i indeksu giełdowego WIG w poszczególnych okresach badawczych

Postać hipotez	Okres badawczy						
	a	b	c	d	e	f	g
	dzienne stopy zwrotu						
(1.29)–(1.30)	-0,2547	-0,9232	0,4659	-0,1601	0,2258	-0,0495	0,2865
(1.25)–(1.26)	-0,6747	-3,4539	1,5029	-0,4735	0,3783	-0,1079	0,4813
tygodniowe stopy zwrotu							
(1.29)–(1.30)	-0,1929	-0,3962	-0,0830	-0,3265	0,1209	0,2616	0,2185
(1.25)–(1.26)	-0,4572	-1,3311	-0,2343	-0,8598	0,1912	0,5323	0,3531
miesięczne stopy zwrotu							
(1.29)–(1.30)	-0,2492	-0,6317	0,3850	-0,1993	0,0004	-0,2400	0,4931
(1.25)–(1.26)	-0,6474	-2,1926	1,0641	-0,5077	0,0006	-0,5146	0,3076

Źródło: opracowanie własne

* Wartości średnie stóp zwrotu oznaczają nieważoną średnią ze wszystkich analizowanych otwartych funduszy emerytalnych.

10 Wyniki są podobne do tych uzyskiwanych dla poszczególnych funduszy emerytalnych. W załączniku A zamieszczono przykładowe wyniki otrzymane dla Nationale-Nederlanden (tabela A29).

Tabela 2.20. Wartości statystyk testowych przy weryfikacji hipotez (1.25)–(1.26) i (1.29)–(1.30) o równości wartości oczekiwanych średnich* stóp zwrotu z jednostek rozrachunkowych OFE i indeksu obligacji TBSP w poszczególnych okresach badawczych

Postać hipotez	Okres badawczy						
	a	b	c	d	e	f	g
	dienne stopy zwrotu						
(1.29)–(1.30)	-0,2288	1,3765	-0,5457	0,7596	-1,0284	0,1434	-0,8744
(1.25)–(1.26)	-0,2444	1,4919	-0,6083	0,8967	-1,0699	0,1577	-0,9147
tygodniowe stopy zwrotu							
(1.29)–(1.30)	-0,3695	0,8212	-0,6816	0,1324	-0,6091	0,0160	-0,5496
(1.25)–(1.26)	-0,3964	0,8906	-0,7724	0,1581	-0,6344	0,0177	-0,5756
miesięczne stopy zwrotu							
(1.29)–(1.30)	-0,3034	1,0704	-0,5501	0,4776	-1,0869	0,2496	-0,9509
(1.25)–(1.26)	-0,3311	1,1503	-0,6312	0,5833	-1,1497	0,3013	-1,0060

Źródło: opracowanie własne

* Wartości średnie stóp zwrotu oznaczają nieważoną średnią ze wszystkich analizowanych otwartych funduszy emerytalnych.

Tabela 2.21. Wartości statystyk testowych przy weryfikacji hipotez (1.25)–(1.26) i (1.29)–(1.30) o równości wartości oczekiwanych średnich stóp zwrotu z jednostek rozrachunkowych OFE i stóp procentowych WIBOR w poszczególnych okresach badawczych

Postać hipotez	Okres badawczy						
	a	b	c	d	e	f	g
	WIBOR3M						
dienne stopy zwrotu							
(1.29)–(1.30)	0,9065	1,9455	0,4576	1,7168	-0,4455	0,5068	-0,5838
(1.25)–(1.26)	0,9066	1,9455	0,4576	1,7169	-0,4455	0,5068	-0,5838
tygodniowe stopy zwrotu							
(1.29)–(1.30)	0,3326	0,8333	0,2368	0,7532	-0,1402	0,2053	-0,3391
(1.25)–(1.26)	0,3326	0,8333	0,2369	0,7533	-0,1402	0,2053	-0,3391
miesięczne stopy zwrotu							
(1.29)–(1.30)	0,7265	1,4347	0,2037	1,2262	-0,4101	0,6778	-0,1919
(1.25)–(1.26)	0,7269	1,4348	0,2038	1,2269	-0,4101	0,6779	-0,6389

Postać hipotez	Okres badawczy						
	a	b	c	d	e	f	g
	WIBOR1Y						
	dziennie stopy zwrotu						
(1.29)–(1.30)	0,8716	1,8857	0,4519	1,7162	-0,4503	0,5045	-0,5877
(1.25)–(1.26)	0,8716	1,8857	0,4519	1,7163	-0,4503	0,5045	-0,5877
tygodniowe stopy zwrotu							
(1.29)–(1.30)	0,2969	0,7716	0,2309	0,7526	-0,1451	0,2031	-0,3430
(1.25)–(1.26)	0,2969	0,7716	0,2310	0,7527	-0,1451	0,2031	-0,3431
miesięczne stopy zwrotu							
(1.29)–(1.30)	0,6905	1,3813	0,1987	1,2257	-0,4160	0,6752	-0,1964
(1.25)–(1.26)	0,6909	1,3813	0,1988	1,2264	-0,4160	0,6752	-0,6434

Źródło: opracowanie własne

* Wartości średnie stóp zwrotu oznaczają nieważoną średnią ze wszystkich analizowanych otwartych funduszy emerytalnych.

Rozdział 3

Oszacowanie modeli jednowskaźnikowych i modeli CAPM

Jak już zostało wykazane, modele Sharpe'a i modele wyceny aktywów kapitałowych są szeroko wykorzystywane zarówno w teorii, jak i w praktyce. Szczególną rolę w analizach finansowych odgrywa parametr beta modeli (1.40) i (1.42)–(1.43), bowiem jest on traktowany jako miara ryzyka inwestycji, jaką opisuje oszacowany model. W niniejszym rozdziale zostaną przedstawione wnioski wynikające z oszacowania, na podstawie różnych prób estymacyjnych, modeli jednowskaźnikowych i CAPM dla analizowanych funduszy emerytalnych. W dalszej części omówione zostaną wyniki weryfikacji hipotez o stabilności współczynnika beta w dwóch porównywanych okresach badawczych oraz dla różnych interwałów wykorzystanych do wyznaczenia stóp zwrotu.

3.1. Problemy związane z estymacją parametru beta

Szacowanie parametrów modelu wyceny aktywów kapitałowych wymaga rozstrzygnięcia kilku istotnych kwestii, które dotyczą wyboru:

- a) długości przedziału, z którego wyznaczane są stopy zwrotu
- b) długości okresu estymacji
- c) czynnika – indeksu rynku
- d) instrumentu wolnego od ryzyka
- e) metody estymacji modelu.

Te same problemy dotyczą modelu jednowskaźnikowego, z wyłączeniem potrzeby definiowania instrumentu wolnego od ryzyka, który w tym modelu nie występuje.

Oczywiście decyzje dotyczące powyższych kwestii zależą od celu prowadzonych analiz i są podejmowane indywidualnie przez prowadzącego badanie, posilkującego się zazwyczaj wskazaniem literatury i własnym doświadczeniem.

W niniejszych rozważaniach pomijamy kwestie wyboru długości okresu, który zostanie objęty badaniem, ponieważ zostało to zdeterminowane celem badania i wyjaśnione w podrozdziale 1.6. Pozostałe problemy zostaną pokrótce omówione w tym podrozdziale.

Warto w tym miejscu podkreślić, że poprawne oszacowanie modeli ma kluczowe znaczenie nie tylko przy ocenie ryzyka, ale i przy ocenie efektywności inwestycyjnej. Bowiem ocena estymatora parametru alfa z modelu CAPM jest to tzw. alfa Jensena (1.57), a bety z modelu Sharpe'a i CAPM są miarą ryzyka, na podstawie której wyznacza się współczynnik efektywności Treynora (1.57).

Długość przedziału, z którego wyznaczane są stopy zwrotu, istotnie wpływa na własności tworzonych szeregów czasowych. Jak zostało to pokazane w poprzednim rozdziale, czym dłuższy przedział, tj. dłuższe k we wzorach (1.1)–(1.2), tym rozkłady prawdopodobieństwa szeregów stóp zwrotu stają się bardziej zbliżone do rozkładu Gaussa. Z tego też powodu uzasadnione jest stosowanie klasycznej MNK do estymacji modeli Sharpe'a i CAPM¹.

Wright i in. [2003, s. 77–80] dowodzą, że chociaż beta zazwyczaj jest wyznaczana z tygodniowych i miesięcznych zwrotów, to wykorzystywanie dziennych stóp zwrotu znacznie zwiększa precyzję oszacowań. Podobną opinię wyraził Merton [1980], który twierdzi, że szacunki kowariancji, a co za tym idzie również współczynnika beta, polepszają się wraz ze wzrostem częstotliwości mierzonych zwrotów. Również Giles i Butterworth [2003] uważają, że wyznaczanie współczynnika beta należy opierać na dziennych stopach zwrotu, gdyż otrzymane parametry charakteryzują się mniejszym błędem standardowym, a także większą stabilnością od tych wyznaczonych na podstawie miesięcznych stóp zwrotu. Wciąż prowadzone są dyskusje na temat interwału dla stóp zwrotu, które zostaną wykorzystane do estymacji bety, i wyszukiwane są kolejne argumenty dla uzasadnienia określonych długości przedziałów. Dowodem na to niech będzie chociażby kilka prac zawierających wyniki estymacji tego parametru w oparciu o stopy zwrotu wyznaczone dla interwałów o różnej długości. Można odnotować, że:

- dzienne notowania wykorzystano w badaniach, które omówili w opracowaniach m.in.: Weinraub i Kuhlman [1994], Faff i in. [2000], Ho i Tsay [2001], Kowerski [2003], Eisenbeiss i in. [2007], Gajdka i Brzeszczyński [2007] oraz Witkowska [2008];
- tygodniowe zwroty w swoich analizach zastosowali: Odabasi [2000, 2003], Tang i Shum [2003], Byrka-Kita [2004], Witkowska [2008], Tarczyński [2009];
- zwrotami miesięcznymi posłużyli się do wyznaczenia parametru beta w badaniach: Merton [1980], Bos i Newbold [1984], Fama i French [1992], Lin i in. [1992], Brooks i in. [1998], Fletcher [2000], Odabasi [2000, 2003], Tang i Shum [2003], Witkowska [2008] oraz Tashfeen i Liton [2010].

1 Literatura dotycząca wyboru metody estymacji jest bogata, a kwestia wyboru metody estymacji została na potrzeby tego opracowania wyjaśniona w podrozdziale 1.3.

Pierwszym opracowaniem, w którym badano wpływ rodzaju stóp zwrotu na oceny parametru beta była praca Pogue i Solnik [1974]. Dyskusję na temat wpływu sposobu zdefiniowania stóp zwrotu na oceny parametru modelu (1.40) podjęli w pracach m.in.: Brailsford i Josev [1997], Odabasi [2000, 2003], Mazurkiewicz [2002], Giles i Butterworth [2003], Tang i Shum [2003], Wright i in. [2003, s. 83–85], Witkowska [2008], Brzeszczyński i in. [2011], Feder-Sempach [2011, s. 123–144], Tarczyński i in. [2013, s. 137–155]. Z kolei Cohen i in. [1980] zauważyli, że bety oszacowane klasyczną metodą najmniejszych kwadratów zależą od długości przedziału, na podstawie którego wyznaczono stopy zwrotu. Jest to tzw. efekt interwałowy (tzw. *intervalling effect*).

Indeks rynku ma odzwierciedlać warunki, w jakich działają inwestorzy i jest swego rodzaju portfelem, utworzonym z najbardziej charakterystycznych dla danego rynku instrumentów finansowych. Jeśli modele opisują pojedyncze instrumenty finansowe, tj. akcje czy obligacje, to „naturalnym” czynnikiem rynku są indeksy giełdowe, które pokazują sytuację na rynku kapitałowym lub obligacji. W Polsce zazwyczaj wykorzystuje się indeksy giełdowe WIG i WIG20, gdy modelowanym instrumentem są akcje lub portfele akcji oraz TBSP.Index w przypadku obligacji². Istnieje również możliwość budowy specjalnego (np. na potrzeby konkretnego badania) indeksu, który będzie lepiej niż indeks giełdowy odzwierciedlać sytuację, w jakich działają zarządzający portfelami inwestycyjnymi. To zagadnienie jest niezwykle istotne, zwłaszcza gdy dotyczy portfeli zawierających różnego rodzaju instrumenty finansowe, czego przykładem są portfele inwestycyjne funduszy emerytalnych lub inwestycyjnych.

W dotychczasowych badaniach prowadzonych dla polskiego rynku kapitałowego najczęściej wykorzystywano, wspomniane wcześniej, najbardziej znane indeksy Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie, czyli WIG i WIG20. Przykładem są prace: Mazurkiewicz [2002], Kowerski [2003], Byrka-Kita [2004], Witkowska [2008], Tarczyński [2009], Perez [2012a, s. 311–340], Witkowska i in. [2012, s. 213–217], Tarczyński i in. [2013, s. 97–134]. Można też wymienić opracowania, w których zastosowano specjalnie skonstruowane przez ich autorów portfele rynkowe, np.: Perez [2012a, s. 311–340], Zamojska [2012, s. 175–176], Karpio, Żebrowska-Suchodolska [2015b], Witkowska, Kompa [2015a].

Kolejnym problemem jest wybór instrumentu wolnego od ryzyka. Najczęściej rolę takiego waloru pełnią instrumenty rynku pieniężnego i papiery dłużne, gwarantowane przez państwo. Do tych pierwszych zaliczyć można stopy procentowe, np. WIBOR, EURIBOR, które wykorzystano m.in. w badaniach raportowanych w pracach: Zamojska [2012, s. 176–177] oraz Witkowska i Kompa [2015a]. Natomiast do drugiej grupy zalicza się przede wszystkim bony i obligacje skarbowe, które wykorzystano m.in. w badaniach: Perez [2012a, s. 311–340], Witkowska i Kompa [2014, 2015a].

2 Oczywiście odkąd indeks obligacji zaczął być przez GPW w Warszawie notowany.

3.2. Oceny estymatorów parametrów modeli jednowskaźnikowych i modeli CAPM

Jak wynika z wcześniej przytoczonej dyskusji, nie ma jednoznacznych wskazań dotyczących częstotliwości pomiaru stóp zwrotu, jakie powinno się stosować do analiz instrumentów finansowych i portfeli inwestycyjnych. W związku z tym modele Sharpe'a i CAMP zostały oszacowane na podstawie dziennych, tygodniowych i miesięcznych stóp zwrotu. Dla wszystkich funduszy emerytalnych i obu typów modeli za indeks rynku przyjęto indeks giełdowy WIG. Za tym wyborem przemawiają dwa argumenty. Po pierwsze, w 2014 r. otwarte fundusze emerytalne zmieniły swój charakter. Przestały być bowiem funduszami stabilnego wzrostu czy zrównoważonymi, a stały się agresywnymi funduszami akcyjnymi. Dlatego też nie jest możliwa budowa benchmarku rynkowego, który odzwierciedlałby jednocześnie strukturę obu typów portfeli inwestycyjnych³. Po drugie, aktualnie obowiązująca okresowa porównawcza stopa zwrotu, będąca zewnętrznym benchmarkiem dla OFE, jest średnią ważoną indeksu WIG oraz stopy procentowej WIBOR⁴.

W przypadku budowy modeli wyceny aktywów kapitałowych wykorzystano trzy instrumenty wolne od ryzyka: stopy procentowe WIBOR dla trzymiesięcznych i rocznych pożyczek oraz indeks obligacji TBSP.Index. Instrumenty rynku pieniężnego reprezentowane są przez dwie stopy procentowe, ponieważ pierwsza z nich – WIBOR 3M jest elementem benchmarku zewnętrznego, a druga – WIBOR 1Y uwzględnia dłuższą perspektywę czasową, co może być bardziej uzasadnione przy ocenach długoterminowych inwestycji, jakimi są portfele OFE. Natomiast indeks obligacji TBSP jest pierwszym w Polsce oficjalnym indeksem obligacji skarbowych, które często są uwzględniane w modelach jako instrumenty wolne od ryzyka.

Wszystkie modele⁵ zostały oszacowane dla siedmiu wcześniej opisanych okresów badawczych a–g. Oceny estymatorów parametrów beta wraz z od-

3 Pewne propozycje budowy benchmarków odpowiadających strukturze portfeli funduszy emerytalnych przedstawiono w pracach: D. Witkowska, K. Kompa (2015a), *Czy otwarte fundusze emerytalne były nieefektywne?*, „Zarządzanie i Finanse. Journal of Management and Finance” 13(4/2): 85–99, http://zif.wzr.pl/pim/2015_4_2_5.pdf (dostęp 17.06.2016); *eidem* (2015b), *Ocena efektywności funduszy emerytalnych z wykorzystaniem metod porządkowania liniowego*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych” 16(4): 191–200, http://qme.sggw.pl/wp-content/uploads/MIBE_T16_z4.pdf (dostęp 17.06.2016) oraz w zakończeniu niniejszej pracy.

4 Taki zapis znajduje się w Rozporządzeniu Ministra Finansów w sprawie okresowej i okresowej porównawczej stopy zwrotu otwartego funduszu emerytalnego z dnia 22 maja 2014 r. (Dz.U. 2014, poz. 753).

5 Dla każdego funduszu emerytalnego zbudowano po cztery modele, tj. model Sharpe'a oraz trzy modele CAPM, uwzględniające trzy wybrane instrumenty wolne od ryzyka.

powiadającymi im współczynnikami determinacji dla wszystkich 308 modeli zamieszczono w tabelach w załączniku B. W dalszej części przedstawiona zostanie syntetyczna analiza uzyskanych wyników.

3.2.1. Parametry modeli oszacowanych dla OFE AEGON

Z uwagi na to, że dla każdego funduszu emerytalnego oszacowano po 28 modeli regresji, trudno jest zaprezentować wszystkie szczegółowe wyniki, jakie otrzymano w rezultacie realizowanych badań. Dlatego omawianie uzyskanych wyników rozpoczniemy od szczegółowego przedstawienia modeli oszacowanych dla pierwszego z listy (tabela 1.1) otwartego funduszu emerytalnego, tj. OFE AEGON. Dodajmy, że wyniki otrzymane dla pozostałych funduszy są podobne⁶.

Tabele 3.1.–3.8 zawierają oceny estymatorów parametrów, standardowe błędy szacunku, wartości statystyk testowych (1.48) oraz współczynnika determinacji R^2 (1.45). Pogrubioną czcionką zaznaczono te wartości statystyk testowych, które pozwalają odrzucić hipotezę zerową postaci (1.46) na poziomie istotności 0,05. Każdy model przedstawiony w tabelach 3.1–3.8 został opatrzony informacją o zakresie próby estymacyjnej oraz o rodzaju stóp zwrotu, na podstawie których został oszacowany.

Na początku omówione zostaną oszacowania modelu Sharpe'a uzyskane dla całego okresu analizy, tj. dla siedmiu lat (tabela 3.1). Jak można zauważyć, niezależnie do interwału, z jakiego wyznaczano stopy zwrotu, bety we wszystkich trzech modelach są istotnie większe od zera, a dla dziennych stóp zwrotu wartości ocen estymatorów tego parametru są mniejsze niż dla zwrotów tygodniowych i miesięcznych. Natomiast wyraz wolny modelu nie jest istotnie większy od zera w żadnym modelu na poziomie $\alpha = 0,05$, chociaż dla poziomu istotności $\alpha = 0,1$ staje się istotnie większy od zera dla modeli szacowanych na podstawie dziennych i miesięcznych zwrotów. Widać również, że wraz z wydłużaniem przedziału, na podstawie którego wyznaczono stopy zwrotu, poprawia się stopień dopasowania modelu do danych empirycznych, tj. wzrasta wartość współczynnika determinacji R^2 .

W przypadku kolejnych dwóch okresów (b i c), rozdzielonych decyzją o zmniejszeniu składki emerytalnej przekazywanej do OFE, wnioski dotyczące stopnia dopasowania modelu są podobne, chociaż zmiany wartości ocen parametru beta dla różnie zdefiniowanych stóp zwrotu nie są już tak widoczne w okresie oznaczonym jako b, jak miało to miejsce dla całego okresu analizy. Natomiast wyraz wolny w modelach szacowanych na zwrotach dziennych i miesięcznych w obu okresach jest statystycznie większy od zera (tabela 3.1).

⁶ Jest to widoczne w tabelach zamieszczonych w załączniku B.

Tabela 3.1. Podstawowe charakterystyki oszacowanych modeli Sharpe'a dla OFE AEGON w okresach a–c

Charakterystyki modeli	Stopy zwrotu					
	dziennie		tygodniowe		miesięczne	
	β	α	β	α	β	α
okres a: 01.01.2009–31.12.2015						
Parametry	0,2905	0,0001	0,3865	0,0003	0,3600	0,0016
Błędy szacunku	0,0066	0,0001	0,0136	0,0003	0,0197	0,0010
Stat. t-Studenta	43,8551	1,3271	28,5198	0,8923	18,2759	1,6214
Liczba obserwacji	1823		364		84	
R ²	0,5137		0,6920		0,8029	
okres b: 1.01.2009–30.04.2011						
Parametry	0,2138	0,0002	0,2875	0,0004	0,2738	0,0029
Błędy szacunku	0,0090	0,0001	0,0193	0,0005	0,0145	0,0010
Stat. t-Studenta	23,7651	1,5944	14,9116	0,8491	18,8583	3,0744
Liczba obserwacji	604		121		28	
R ²	0,4840		0,6514		0,9319	
okres c: 01.05.2011–31.08.2013						
Parametry	0,2422	0,0002	0,3357	0,0004	0,3721	0,0032
Błędy szacunku	0,0087	0,0001	0,0145	0,0003	0,0230	0,0011
Stat. t-Studenta	27,9249	1,7454	23,1407	1,4640	16,2126	2,7666
Liczba obserwacji	610		122		28	
R ²	0,5619		0,8169		0,9100	

Źródło: opracowanie własne

Porównanie modeli Sharpe'a estymowanych dla kolejnych dwóch okresów analizy, tj. d oraz e wskazuje na wyraźny wzrost wartości ocen parametru beta w drugim analizowanym okresie (tabela 3.2). W modelach opisujących sytuację przed dramatycznymi dla OFE zmianami (tj. dla okresu d) wyraz wolny w przypadku zwrotów dziennych i miesięcznych jest statystycznie istotnie większy od zera, a w modelach szacowanych po utracie przez fundusze emerytalne większości aktywów jest nieistotnie różny od zera. Jednocześnie wzrósł stopień dopasowania modeli do danych, co wynika zapewne z faktu, że w okresie e OFE nie mogły już inwestować w bezpieczne obligacje skarbowe i akcje zwiększyły swój udział w strukturze portfela inwestycyjnego funduszy emerytalnych.

Analiza ostatniej pary rozpatrywanych okresów (tabela 3.2), przedstawiająca obraz przed i po praktycznym wejściu w życie decyzji rządu o tym, że drugi filar przestaje być obligatoryjny, pozwala wyciągnąć podobne wnioski, tj. następuje wzrost wartości ocen parametrów w ostatnim okresie, natomiast wyraz wolny równa re-

gresji jest nieistotnie różny od zera we wszystkich sześciu modelach. Widoczna jest również poprawa stopnia dopasowania modeli szacowanych w okresie g w stosunku do tych szacowanych w okresie f, ale różnice w wartościach współczynników determinacji nie są tak znaczące jak w przypadku porównań okresów d i e.

Tabela 3.2. Podstawowe charakterystyki oszacowanych modeli Sharpe'a dla OFE AEGON w okresach d–g

Charakterystyki modeli	Stopy zwrotu					
	dienne		tygodniowe		miesięczne	
	β	α	β	α	β	α
okres d: 1.04.2012–31.01.2014						
Parametry	0,2538	0,0002	0,4696	0,0000	0,3836	0,0027
Błędy szacunku	0,0105	0,0001	0,0256	0,0005	0,0353	0,0015
Stat. t-Studenta	24,2170	2,1566	18,3312	0,0881	10,8523	1,8005
Liczba obserwacji	480		96		22	
R ²	0,5509		0,7577		0,8548	
okres e: 1.02.2014–31.12.2015						
Parametry	0,6074	0,0000	0,7419	0,0003	0,7819	-0,0001
Błędy szacunku	0,0162	0,0001	0,0240	0,0004	0,0388	0,0011
Stat. t-Studenta	37,4454	0,2029	30,8951	0,7088	20,1474	-0,0516
Liczba obserwacji	499		99		23	
R ²	0,7383		0,9078		0,9508	
okres f: 1.01.2013–30.06.2014						
Parametry	0,3750	0,0001	0,4551	0,0000	0,4665	0,0011
Błędy szacunku	0,0159	0,0001	0,0302	0,0006	0,0490	0,0018
Stat. t-Studenta	23,5680	0,6156	15,0881	0,0785	9,5258	0,6095
Liczba obserwacji	390		78		18	
R ²	0,5887		0,7497		0,8501	
okres g: 1.04.2012–31.01.2014						
Parametry	0,6094	0,0000	0,7292	0,0004	0,7995	0,0005
Błędy szacunku	0,0182	0,0002	0,0250	0,0004	0,0462	0,0014
Stat. t-Studenta	33,5664	0,0986	29,1888	0,9096	17,3110	0,3976
Liczba obserwacji	393		78		18	
R ²	0,7424		0,9181		0,9493	

Źródło: opracowanie własne

Uwaga: wartości zero oznaczają dodatnią wartość miernika, w którym pierwsza cyfra znacząca znajduje się dopiero na 5. miejscu po przecinku.

Kolejne tabele 3.3–3.8 zawierają wyniki estymacji modeli CAPM, w których uwzględniono trzy różne reprezentacje instrumentu wolnego od ryzyka. To, co zwraca uwagę, to ogromne podobieństwo zarówno ocen estymatorów parametrów beta, jak i wartości współczynników determinacji wyznaczonych dla modeli Sharpe'a i modeli wyceny aktywów kapitałowych, w których stopy procentowe WIBOR przyjęto za instrumenty wolne od ryzyka (tabele 3.2–3.3). Dla przyjętego poziomu dokładności parametrów obejmujących cztery miejsca po przecinku różnice pojawiają się *de facto* na ostatnim miejscu, z wyjątkiem modeli szacowanych dla miesięcznych stóp zwrotu, kiedy to wartości R^2 są nieco bardziej zróżnicowane. W zasadzie nie ma znaczenia, którą stopę procentową uwzględni się w modelu, bowiem zmiany w ocenach estymatorów parametrów pojawiają się na dalszych miejscach po przecinku. We wszystkich modelach CAPM wyrazy wolne nie są istotnie statystycznie różne od zera.

Tabela 3.3. Podstawowe charakterystyki oszacowanych modeli CAPM z instrumentem wolnym od ryzyka: WIBOR 3M dla OFE AEGON w okresach a–c

Charakterystyki modeli	Stopy zwrotu					
	dziennie		tygodniowe		miesięczne	
	β	α	β	α	β	α
okres a: 01.01.2009–31.12.2015						
Parametry	0,2904	0,0000	0,3864	0,0000	0,3594	0,0003
Błędy szacunku	0,0066	0,0001	0,0135	0,0003	0,0195	0,0010
Stat. t-Studenta	43,8584	0,4119	28,5171	-0,1181	18,4170	0,2637
Liczba obserwacji	1823		364		84	
R^2	0,5137		0,6920		0,8053	
okres b: 1.01.2009–30.04.2011						
Parametry	0,2138	0,0001	0,2877	0,0000	0,2739	0,0011
Błędy szacunku	0,0090	0,0001	0,0193	0,0005	0,0143	0,0009
Stat. t-Studenta	23,7717	0,8607	14,9252	0,0431	19,1184	1,2278
Liczba obserwacji	604		121		28	
R^2	0,4842		0,6518		0,9336	
okres c: 01.05.2011–31.08.2013						
Parametry	0,2423	0,0001	0,3358	0,0001	0,3728	0,0015
Błędy szacunku	0,0087	0,0001	0,0145	0,0003	0,0226	0,0011
Stat. t-Studenta	27,9312	0,8279	23,1574	0,1640	16,5081	1,3563
Liczba obserwacji	610		122		28	
R^2	0,5620		0,8171		0,9129	

Źródło: opracowanie własne

Uwaga: wartości zero oznaczają dodatnią wartość miernika, w którym pierwsza cyfra znacząca znajduje się dopiero na 5. miejscu po przecinku.

Tabela 3.4. Podstawowe charakterystyki oszacowanych modeli CAPM z instrumentem wolnym od ryzyka: WIBOR 3M dla OFE AEGON w okresach d–g

Charakterystyki modeli	Stopy zwrotu					
	dienne		tygodniowe		miesięczne	
	β	α	β	α	β	α
okres d: 1.04.2012–31.01.2014						
Parametry	0,2538	0,0001	0,3355	0,0000	0,3832	0,0014
Błędy szacunku	0,0105	0,0001	0,0196	0,0004	0,0349	0,0015
Stat. t-Studenta	24,2220	1,3596	17,1370	-0,0540	10,9948	0,9133
Liczba obserwacji	480		96		22	
R ²	0,5511		0,7575		0,8580	
okres e: 1.02.2014–31.12.2015						
Parametry	0,6074	0,0000	0,7419	0,0002	0,7814	-0,0003
Błędy szacunku	0,0162	0,0001	0,0240	0,0004	0,0389	0,0011
Stat. t-Studenta	37,4424	0,0415	30,8814	0,5296	20,0951	-0,2966
Liczba obserwacji	499		99		23	
R ²	0,7383		0,9077		0,9506	
okres f: 1.01.2013–30.06.2014						
Parametry	0,3750	0,0000	0,4552	-0,0002	0,4672	0,0002
Błędy szacunku	0,0159	0,0001	0,0302	0,0006	0,0488	0,0018
Stat. t-Studenta	23,5715	0,2808	15,0892	-0,3011	9,5690	0,0892
Liczba obserwacji	390		78		18	
R ²	0,5888		0,7497		0,8513	
okres g: 1.04.2012–31.01.2014						
Parametry	0,6094	0,0000	0,7293	0,0003	0,7991	0,0003
Błędy szacunku	0,0182	0,0002	0,0250	0,0004	0,0462	0,0014
Stat. t-Studenta	33,5643	-0,0370	29,1836	0,7458	17,3063	0,2223
Liczba obserwacji	393		78		18	
R ²	0,7424		0,9181		0,9493	

Źródło: opracowanie własne

Uwaga: wartości zero oznaczają dodatnią wartość miernika, w którym pierwsza cyfra znacząca znajduje się dopiero na 5. miejscu po przecinku.

Tabela 3.5. Podstawowe charakterystyki oszacowanych modeli CAPM z instrumentem wolnym od ryzyka: WIBOR 1Y dla OFE AEGON w okresach a-c

Charakterystyki modeli	Stopy zwrotu					
	dzienne		tygodniowe		miesięczne	
	β	α	β	α	β	α
okres a: 01.01.2009–31.12.2015						
Parametry	0,2904	0,0000	0,3864	0,0000	0,3593	0,0002
Błędy szacunku	0,0066	0,0001	0,0135	0,0003	0,0195	0,0010
Stat. t-Studenta	43,8568	0,3762	28,5156	-0,1576	18,4010	0,2100
Liczba obserwacji	1823		364		84	
R ²	0,5137		0,6920		0,8050	
okres b: 1.01.2009–30.04.2011						
Parametry	0,2138	0,0001	0,2877	0,0000	0,2738	0,0010
Błędy szacunku	0,0090	0,0001	0,0193	0,0005	0,0143	0,0009
Stat. t-Studenta	23,7715	0,8017	14,9257	-0,0216	19,1345	1,0776
Liczba obserwacji	604		121		28	
R ²	0,4842		0,6518		0,9337	
okres c: 01.05.2011–31.08.2013						
Parametry	0,2423	0,0001	0,3358	0,0000	0,3729	0,0015
Błędy szacunku	0,0087	0,0001	0,0145	0,0003	0,0226	0,0011
Stat. t-Studenta	27,9323	0,8214	23,1592	0,1547	16,5281	1,3471
Liczba obserwacji	610		122		28	
R ²	0,5620		0,8172		0,9131	

Źródło: opracowanie własne

Uwaga: wartości zero oznaczają dodatnią wartość miernika, w którym pierwsza cyfra znacząca znajduje się dopiero na 5. miejscu po przecinku.

Tabela 3.6. Podstawowe charakterystyki oszacowanych modeli CAPM z instrumentem wolnym od ryzyka: WIBOR 1Y dla OFE AEGON w okresach d-g

Charakterystyki modeli	Stopy zwrotu					
	dzienne		tygodniowe		miesięczne	
	β	α	β	α	β	α
okres d: 1.04.2012–31.01.2014						
Parametry	0,2538	0,0001	0,3355	0,0000	0,3832	0,0014
Błędy szacunku	0,0105	0,0001	0,0196	0,0004	0,0348	0,0015
Stat. t-Studenta	24,2222	1,3589	17,1366	-0,0549	10,9989	0,9131
Liczba obserwacji	480		96		22	
R ²	0,5511		0,7575		0,8581	

Charakterystyki modeli	Stopy zwrotu					
	dziennie		tygodniowe		miesięczne	
	β	α	β	α	β	α
okres e: 1.02.2014–31.12.2015						
Parametry	0,6074	0,0000	0,7419	0,0002	0,7816	-0,0003
Błędy szacunku	0,0162	0,0001	0,0240	0,0004	0,0389	0,0011
Stat. t-Studenta	37,4429	0,0376	30,8834	0,5253	20,1004	-0,3022
Liczba obserwacji	499		99		23	
R ²	0,7383		0,9077		0,9506	
okres f: 1.01.2013–30.06.2014						
Parametry	0,3750	0,0000	0,4552	-0,0002	0,4670	0,0002
Błędy szacunku	0,0159	0,0001	0,0302	0,0006	0,0488	0,0018
Stat. t-Studenta	23,5716	0,2785	15,0895	-0,3037	9,5696	0,0861
Liczba obserwacji	390		78		18	
R ²	0,5888		0,7497		0,8513	
okres g: 1.04.2012–31.01.2014						
Parametry	0,6094	0,0000	0,7293	0,0003	0,7992	0,0003
Błędy szacunku	0,0182	0,0002	0,0250	0,0004	0,0462	0,0014
Stat. t-Studenta	33,5649	-0,0401	29,1864	0,7421	17,3152	0,2187
Liczba obserwacji	393		78		18	
R ²	0,7424		0,9181		0,9493	

Źródło: opracowanie własne

Uwaga: wartości zero oznaczają dodatnią wartość miernika, w którym pierwsza cyfra znacząca znajduje się dopiero na 5. miejscu po przecinku.

Ostatni zestaw modeli równowagi kapitałowej został oszacowany dla indeksu obligacji TBSP.Index (tabele 3.7–3.8). Również w tych modelach obserwuje się zwiększanie się stopnia dopasowania modeli do danych empirycznych wraz z wydłużaniem się interwału, z jakiego wyznaczano stopy zwrotu. Widoczne też są zmiany wartości ocen parametru beta, zarówno związane z długością przedziału wykorzystanego do obliczenia stóp zwrotu, jak i przy porównaniach międzyokresowych.

Wykorzystanie indeksu obligacji jako instrumentu wolnego od ryzyka w modelu wyceny aktywów kapitałowych spowodowało zauważalne różnice między otrzymanymi dla tego modelu ocenami parametru beta i wartościami współczynnika determinacji a ocenami parametrów i R², uzyskanymi w przypadku wcześniej omawianych trzech modeli. Zauważa się spadek wartości ocen parametru beta we wszystkich modelach dla TBSP w porównaniu z pozostałymi mo-

delami CAPM (ta różnica nie jest widoczna jedynie dla modelu oszacowanego na podstawie danych miesięcznych w okresie g), a także obniżenie się wartości R^2 z wyjątkiem pięciu przypadków (w czterech z nich odnotowano nieznaczny wzrost wartości współczynnika determinacji dla zwrotów tygodniowych i miesięcznych).

Tabela 3.7. Podstawowe charakterystyki oszacowanych modeli CAPM z instrumentem wolnym od ryzyka: TBSP dla OFE AEGON w okresach a–c

Charakterystyki modeli	Stopy zwrotu					
	dienne		tygodniowe		miesięczne	
	β	α	β	α	β	α
okres a: 01.01.2009–31.12.2015						
Parametry	0,2691	-0,0001	0,3608	-0,0003	0,3311	-0,0013
Błędy szacunku	0,0067	0,0001	0,0135	0,0003	0,0202	0,0010
Stat. t-Studenta	40,3068	-0,7670	26,6670	-0,9558	16,3643	-1,3130
Liczba obserwacji	1823		364		84	
R^2	0,4715		0,6627		0,7656	
okres b: 1.01.2009–30.04.2011						
Parametry	0,1825	0,0001	0,2495	0,0001	0,2275	0,0010
Błędy szacunku	0,0089	0,0001	0,0185	0,0005	0,0145	0,0009
Stat. t-Studenta	20,4045	0,6336	13,4597	0,2487	15,6807	1,0749
Liczba obserwacji	604		121		28	
R^2	0,4088		0,6035		0,9044	
okres c: 01.05.2011–31.08.2013						
Parametry	0,2267	0,0000	0,3252	-0,0004	0,3493	-0,0006
Błędy szacunku	0,0085	0,0001	0,0126	0,0003	0,0162	0,0008
Stat. t-Studenta	26,8049	-0,4717	25,7794	-1,6698	21,5565	-0,7135
Liczba obserwacji	610		122		28	
R^2	0,5417		0,8471		0,9470	

Źródło: opracowanie własne

Uwaga: wartości zero oznaczają dodatnią wartość miernika, w którym pierwsza cyfra znacząca znajduje się dopiero na 5. miejscu po przecinku.

Tabela 3.8. Podstawowe charakterystyki oszacowanych modeli CAPM z instrumentem wolnym od ryzyka: TBSP dla OFE AEGON w okresach d–g

Charakterystyki modeli	Stopy zwrotu					
	dzienne		tygodniowe		miesięczne	
	β	α	β	α	β	α
okres d: 1.04.2012–31.01.2014						
Parametry	0,2490	0,0000	0,3167	-0,0003	0,3642	-0,0001
Błędy szacunku	0,0103	0,0001	0,0159	0,0003	0,0257	0,0011
Stat. t-Studenta	24,1320	0,4196	19,8576	-1,0746	14,1952	-0,1101
Liczba obserwacji	480		96		22	
R ²	0,5492		0,8075		0,9097	
okres e: 1.02.2014–31.12.2015						
Parametry	0,5954	-0,0001	0,7380	0,0000	0,7784	-0,0012
Błędy szacunku	0,0164	0,0001	0,0265	0,0004	0,0433	0,0012
Stat. t-Studenta	36,4086	-0,5034	27,8802	0,0773	17,9649	-0,9807
Liczba obserwacji	499		99		23	
R ²	0,7273		0,8891		0,9389	
okres f: 1.01.2013–30.06.2014						
Parametry	0,3661	0,0000	0,4317	-0,0003	0,4633	-0,0007
Błędy szacunku	0,0155	0,0001	0,0294	0,0005	0,0345	0,0013
Stat. t-Studenta	23,5924	-0,0766	14,6962	-0,5407	13,4402	-0,5864
Liczba obserwacji	390		78		18	
R ²	0,5892		0,7397		0,9186	
okres g: 1.04.2012–31.01.2014						
Parametry	0,5969	-0,0001	0,7253	0,0002	0,7986	-0,0001
Błędy szacunku	0,0183	0,0002	0,0279	0,0005	0,0494	0,0014
Stat. t-Studenta	32,6784	-0,3437	26,0300	0,4753	16,1631	-0,1033
Liczba obserwacji	393		78		18	
R ²	0,7320		0,8991		0,9423	

Źródło: opracowanie własne

Uwaga: wartości zero oznaczają dodatnią wartość miernika, w którym pierwsza cyfra znacząca znajduje się dopiero na 5. miejscu po przecinku

3.2.2. Analiza parametrów wszystkich modeli

Dalsze analizy prowadzone będą dla wszystkich uwzględnionych w badaniu funduszy emerytalnych, zatem będzie to syntezyzacja uzyskanych wyników. Wstępne analizy parametrów pozwoliły stwierdzić, że o ile w większości modeli parametry beta są statystycznie istotnie większe od zera, to wyrazy wolne są zazwyczaj nieistotnie różne od zera (na poziomie istotności 0,05). W związku z tym że parametr alfa z modelu wyceny aktywów kapitałowych jest jednym z mierników efektywności inwestycyjnej, w tabeli 3.9 przedstawiono wszystkie zaobserwowane przypadki pozwalające odrzucić hipotezę (1.46) dla wyrazu wolnego modeli CAPM. W tabeli podano wartości ocen estymatorów parametrów alfa dla poszczególnych OFE i modeli CAMP, które są jednoznacznie identyfikowane przez oznaczenie okresu badawczego, co jest równoznaczne z określeniem próby estymacyjnej, oraz informację o instrumencie wolnym od ryzyka. Ta ostatnia informacja została w tabeli zapisana symbolami jako WIBOR3M, co oznacza stopę procentową dla 3-miesięcznych pożyczek, będącą instrumentem o zerowym ryzyku, WIBOR oznacza, że opisywany przypadek dotyczy modeli oszacowanych dla obu stóp procentowych WIBOR, a TBSP odnosi się do indeksu obligacji pełniącego rolę instrumentu wolnego od ryzyka.

Tabela 3.9. Wartości ocen estymatorów parametrów alfa w oszacowanych modelach CAPM, dla których odrzucono hipotezę o zerowej wartości parametru

OFE	Dzienne stopy zwrotu			OFE	Miesięczne stopy zwrotu		
	parametr	okres	instrument		parametr	okres	instrument
Allianz	0,0002	d	WIBOR	Allianz	0,0021	a	WIBOR
Nationale	0,0002	d	WIBOR	Allianz	0,0023	c	WIBOR
Nordea	0,0002	d	WIBOR	Allianz	0,0024	d	WIBOR
Nordea	0,0003	a	TBSP	Aviva	0,0021	c	WIBOR
Nordea	0,0004	b	TBSP	AXA	0,0019	c	WIBOR
Nordea	0,0004	c	TBSP	Generali	0,0019	c	WIBOR
Nordea	0,0004	d	TBSP	Nationale	0,0013	b	TBSP
Bankowy	0,0002	d	WIBOR	Nationale	0,0023	c	WIBOR
PZU	0,0003	b	WIBOR	Nordea	0,0030	c	WIBOR
OFE	Tygodniowe stopy zwrotu			Nordea	0,0030	d	WIBOR
	parametr	okres	instrument	Nordea	0,0009	c	TBSP
AEGON	-0,0004	c	TBSP	Bankowy	0,0017	b	WIBOR3M
Aviva	-0,0005	c	TBSP	Bankowy	0,0024	c	WIBOR
Pekao	-0,0005	c	TBSP	Bankowy	0,0015	b	TBSP
Pocztalion	-0,0006	c	TBSP				
PZU	0,0011	b	WIBOR				

Źródło: opracowanie własne

Jak można zauważyć, na 231 oszacowanych modeli CAMP, tylko w 44 przypadkach alfy istotnie różnią się od zera. W rodzimej literaturze finansowej, a już tym bardziej wśród doradców finansowych, dość rzadko podejmuje się dyskusję nad tym, czy wykorzystanie tzw. alfy Jensena do oceny efektywności inwestycyjnej wymaga, aby parametr ten był statystycznie istotny. Należy jednak zauważyć, że zagadnienie to jest dość ważne (podobnie jak należy wnioskować jedynie na podstawie statystycznie istotnych parametrów beta), ponieważ dodatnia alfa wskazuje na ponadprzeciętne wyniki inwestycyjne. Zamojska [2012, s. 182–183] ma nawet wątpliwości, czy statystycznie istotna dodatnia alfa potwierdza umiejętności zarządzających portfelem, czy też jest to zbieg okoliczności, ponieważ jeśli nie są spełnione założenia o normalności rozkładu stóp zwrotu, to wnioskowanie statystyczne obarczone jest błędami. Wydaje się jednak, że dla rozsądnie przyjętego poziomu istotności nie należy już dalej roztrząsać tego zagadnienia. W związku z tym, opierając się na informacjach zawartych w tabeli 3.9, należy stwierdzić, że zarządzający funduszami wykazywali się bardzo przeciętnymi umiejętnościami. W przypadku czterech funduszy: AEGON, Aviva, Pekao i Pocztylion wartości alfa były istotnie ujemne i we wszystkich tych przypadkach dotyczyło to okresu c i modeli szacowanych na podstawie tygodniowych stóp zwrotu, w których instrumentem wolnym od ryzyka jest indeks obligacji. Najczęściej dodatnie, statystycznie istotne alfy pojawiały się w modelach szacowanych dla danych miesięcznych, a tylko jeden raz dla tygodniowych. Umiejętności zarządzających ujawniały się głównie w okresach b, c i d, i to najczęściej w przypadku modeli, w których rolę instrumentu wolnego od ryzyka pełniły stopy procentowe WIBOR.

W całym analizowanym okresie (tabela 3.10) wszystkie modele estymowane dla danych dziennych, z wyjątkiem tych oszacowanych dla PZU „Złota Jesień”, charakteryzują się podobnym stopniem objaśnienia, mierzonym współczynnikiem determinacji, który kształtuje się na poziomie od 0,46 do 0,55 dla zwrotów dziennych. Współczynniki beta są istotnie większe od zera⁷ i wynoszą od 0,2592 do 0,3045, co oznacza korelację zwrotów z jednostek rachunkowych i z indeksu rynku na poziomie 0,7, chociaż portfele funduszy dają zwroty stanowiące do 30% zwrotów z WIG, czyli są pasywne. W zasadzie parametry modeli jednowskaźnikowych są niemal identyczne z modelami CAPM, oszacowanymi dla WIBOR jako instrumentu wolnego od ryzyka. Nieznaczne różnice są widoczne, jeśli tę funkcję pełni indeks TBPS. Natomiast zwroty z portfela PZU nie są skorelowane z WIG, o czym świadczą zarówno nieistotne wartości parametru beta, jak i współczynniki determinacji bliskie zeru.

7 Szczegółowe wyniki estymacji modeli znajdują się w załączniku B.

Tabela 3.10. Parametry beta i współczynniki determinacji oszacowane dla całego okresu (a) dla dziennych stóp zwrotu

OFE	Parametry beta				Współczynniki determinacji			
	model Sharpe'a	modele CAPM			model Sharpe'a	modele CAPM		
		WIBOR		TBSP		WIBOR		TBSP
		3M	1Y			3M	1Y	
AEON	0,2905	0,2904	0,2904	0,2691	0,5137	0,5137	0,5137	0,4715
Allianz	0,2976	0,2976	0,2976	0,2762	0,5567	0,5567	0,5567	0,5182
Aviva	0,3003	0,3003	0,3003	0,2785	0,5538	0,5539	0,5539	0,5168
AXA	0,2806	0,2805	0,2805	0,2592	0,5535	0,5535	0,5535	0,5114
Generali	0,2877	0,2876	0,2876	0,2662	0,5519	0,5520	0,5520	0,5113
Nationale	0,3119	0,3119	0,3119	0,2892	0,5531	0,5531	0,5531	0,5201
Nordea	0,2922	0,2921	0,2921	0,3405	0,4646	0,4646	0,4646	0,5120
Pekao	0,3044	0,3044	0,3044	0,2827	0,5189	0,5190	0,5190	0,4802
Bankowy	0,2897	0,2897	0,2897	0,2682	0,5434	0,5435	0,5434	0,5029
Pocztynlion	0,3045	0,3045	0,3044	0,2832	0,5309	0,5309	0,5309	0,4917
PZU	0,0132	0,0132	0,0132	-0,0027	0,0009	0,0009	0,0009	0,0000

Źródło: opracowanie własne

Uwaga: wartości zero oznaczają dodatnią wartość miernika, w którym pierwsza cyfra znacząca znajduje się dopiero na 5. miejscu po przecinku.

W przypadku tygodniowych stóp zwrotu zależności między portfelami funduszy emerytalnych i indeksem giełdowym WIG są silniejsze niż dla danych dziennych, co jest widoczne w zwiększonych wartościach współczynników determinacji oraz nieznacznie wyższych wartościach ocen estymatorów parametru beta wszystkich modeli (w tabeli 3.11 podano wartości średnie współczynników beta i determinacji). Podobnie jak dla zwrotów dziennych, wykorzystanie indeksu obligacji jako instrumentu wolnego od ryzyka daje nieco inne wartości niż w przypadku modeli CAPM, szacowanych dla obu stóp procentowych WIBOR oraz modeli jednowskaźnikowych (porównaj wyniki zawarte w tabelach B.1–B.3 w załączniku B). W przypadku zwrotów z portfeli OFE „Złota Jesień” parametry beta są statystycznie większe od zera, chociaż mniejsze od wartości tych współczynników dla pozostałych funduszy emerytalnych.

Analiza modeli oszacowanych dla miesięcznych stóp zwrotu prowadzi do wniosku, że nastąpiło dalsze zwiększenie wartości współczynników determinacji, chociaż wartości parametrów beta nie są widocznie większe. Oznacza to, że zwiększanie interwału, dla którego wyznacza się logarytmiczne stopy zwrotu, powoduje większą współzależność między zwrotami z portfeli OFE i WIG.

Tabela 3.11. Średnie wartości* parametrów beta i współczynników determinacji wyznaczonych dla modeli oszacowanych dla całego okresu (a)

OFE	Średnie bety			Średnie współczynniki determinacji		
	stopy zwrotu			stopy zwrotu		
	dzienne	tygodniowe	miesięczne	dzienne	tygodniowe	miesięczne
AEGON	0,2851	0,3800	0,3525	0,5031	0,6847	0,7947
Allianz	0,2922	0,3891	0,3231	0,5471	0,7314	0,8610
Aviva	0,2948	0,3940	0,3701	0,5446	0,7366	0,8045
AXA	0,2752	0,3613	0,3433	0,5430	0,7295	0,7941
Generali	0,2823	0,3762	0,3612	0,5418	0,7213	0,8011
Nationale	0,3062	0,4080	0,3809	0,5449	0,7334	0,8144
Nordea	0,3042	0,3964	0,3556	0,4765	0,6995	0,7867
Pekao	0,2989	0,4004	0,3690	0,5093	0,6905	0,7473
Bankowy	0,2843	0,3764	0,3570	0,5333	0,7109	0,7846
Pocztalion	0,2991	0,3984	0,3663	0,5211	0,7045	0,7668
PZU	0,0092	0,2744	0,3748	0,0007	0,3296	0,6818

Źródło: opracowanie własne

* Wartości średnie zostały wyznaczone na podstawie czterech modeli oszacowanych dla każdego OFE w całym okresie analizy.

Dalsze analizy prowadzone były dla podokresów badawczych zdefiniowanych wcześniej jako okresy przed i po wprowadzonej zmianie w funkcjonowaniu otwartych funduszy emerytalnych. Celem tego badania jest sprawdzenie, czy modyfikacja systemu wpłynęła na ryzyko inwestycji OFE, czego popularną miarą jest współczynnik beta z modeli jednowskaźnikowych i CAPM.

Pierwsza para porównywanych okresów dotyczy istotnego zmniejszenia wysokości składki przekazywanej do OFE. Badania obejmują okresy 28-miesięczne. Na podstawie danych zamieszczonych w tabeli 3.12 należy stwierdzić, że polityka inwestycyjna funduszu PZU „Złota Jesień” odbiega od strategii realizowanej przez pozostałe OFE, co jest szczególnie widoczne w przypadku dziennych stóp zwrotu, ale różnice między wartościami współczynników kierunkowych pomalu zacierają się wraz z przechodzeniem na mniejsze częstotliwości pomiaru, zatem przy analizie miesięcznych stóp zwrotu wartości ocen estymatorów parametru beta mieszczą się w przedziale osiąganym przez pozostałe fundusze. Jak można zauważyć, bety w obu porównywanych okresach nieznacznie się różnią (wyjątek stanowi OFE PZU). W pierwszym z nich (tj. w okresie b) różnice między parametrami szacowanymi dla różnych przedziałów, z których wyznaczano stopy zwrotu, są nieznaczne (dotyczy to głównie tygodniowych i miesięcznych zwrotów). Natomiast w okresie drugim różnice między wartościami parametrów oszacowanymi dla różnych częstotliwości pomiaru są bardziej widoczne.

Tabela 3.12. Średnie wartości* parametrów beta wyznaczonych dla modeli oszacowanych dla dwóch porównywalnych okresów

OFE	Okresy					
	b: 1.01.2009–30.04.2011			c: 1.05.2011–31.08.2013		
	Stopy zwrotu					
	dzienne	tygodniowe	miesięczne	dzienne	tygodniowe	miesięczne
AEGON	0,2060	0,2781	0,2622	0,2384	0,3331	0,3668
Allianz	0,2105	0,2744	0,2564	0,2472	0,3471	0,3788
Aviva	0,2118	0,2791	0,2909	0,2415	0,3467	0,3661
AXA	0,2012	0,2582	0,2706	0,2203	0,3066	0,3363
Generali	0,2036	0,2633	0,2836	0,2319	0,3300	0,3549
Nationale	0,2233	0,2961	0,2994	0,2496	0,3517	0,3809
Nordea	0,2096	0,2683	0,2686	0,2641	0,3726	0,3689
Pekao	0,2012	0,2646	0,2569	0,2415	0,3514	0,3872
Bankowy	0,2004	0,2599	0,2742	0,2324	0,3297	0,3561
Pocztylion	0,2108	0,2742	0,2705	0,2394	0,3426	0,3704
PZU	0,0066	0,1840	0,2781	0,0270	0,2524	0,3843

Źródło: opracowanie własne

* Wartości średnie zostały wyznaczone na podstawie czterech modeli oszacowanych dla każdego OFE w przyjętym okresie analizy.

Porównanie średnich wartości współczynników determinacji (tabela 3.13) pozwala stwierdzić, że stopień objaśnienia stóp zwrotu z jednostek rozrachunkowych OFE jest tym większy, im mniejsza jest częstotliwość pomiaru. Zależność zwrotów z OFE i WIG jest dość silna w przypadku danych dziennych (wyjątek stanowi PZU) i bardzo silna dla danych miesięcznych.

Tabela 3.13. Średnie wartości* współczynników determinacji modeli oszacowanych dla dwóch porównywalnych okresów

OFE	Okresy					
	b: 1.01.2009–30.04.2011			c: 1.05.2011–31.08.2013		
	Stopy zwrotu					
	dzienne	tygodniowe	miesięczne	dzienne	tygodniowe	miesięczne
AEGON	0,4653	0,6396	0,9259	0,5569	0,8246	0,9207
Allianz	0,6113	0,8221	0,8888	0,5858	0,8560	0,9242
Aviva	0,6189	0,8368	0,9252	0,5812	0,8614	0,9206

OFE	Okresy					
	b: 1.01.2009–30.04.2011			c: 1.05.2011–31.08.2013		
	Stopy zwrotu					
	dzienne	tygodniowe	miesięczne	dzienne	tygodniowe	miesięczne
AXA	0,6239	0,8331	0,8972	0,5701	0,8294	0,8903
Generali	0,6258	0,8357	0,9488	0,5827	0,8527	0,9149
Nationale	0,6101	0,8255	0,9310	0,5847	0,8556	0,9236
Nordea	0,4808	0,7591	0,9174	0,4148	0,7555	0,9144
Pekao	0,5908	0,7955	0,8666	0,5603	0,8579	0,9311
Bankowy	0,6142	0,8307	0,9291	0,5857	0,8494	0,9117
Pocztylion	0,6057	0,8369	0,9100	0,5702	0,8461	0,9238
PZU	0,0023	0,3276	0,7993	0,0062	0,3674	0,8939

Źródło: opracowanie własne

* Wartości średnie zostały wyznaczone na podstawie czterech modeli oszacowanych dla każdego OFE w przyjętym okresie analizy.

Kolejne dwa porównywane okresy liczą po 22 miesiące i są związane z przekazaniem przez fundusze emerytalne 51,5% aktywów do ZUS. Wartości beta w drugim rozpatrywanym podokresie są dwukrotnie wyższe niż te osiągnięte przed przekazaniem obligacji gwarantowanych przez Skarb Państwa (tabela 3.14). Zatem biorąc pod uwagę, że beta jest miarą ryzyka, należy stwierdzić, że nastąpił wzrost ryzyka inwestycji otwartych funduszy emerytalnych. Jednocześnie miał miejsce znaczący wzrost stopnia objaśnienia stóp zwrotu za pomocą oszacowanych modeli (tabela 3.15). Wyjątek, jak w poprzednich analizach, stanowi OFE PZU.

Tabela 3.14. Średnie wartości* parametrów beta wyznaczonych dla modeli oszacowanych dla dwóch porównywalnych okresów

OFE	Okresy					
	d: 1.04.2012–31.01.2014			e: 1.02.2014–31.12.2015		
	Stopy zwrotu					
	dzienne	tygodniowe	miesięczne	dzienne	tygodniowe	miesięczne
AEGON	0,2526	0,3643	0,3785	0,6044	0,7409	0,7808
Allianz	0,2725	0,3650	0,3864	0,6071	0,7584	0,7723
Aviva	0,2690	0,3629	0,3797	0,6336	0,7783	0,8115
AXA	0,2482	0,3297	0,3540	0,5925	0,7249	0,7537

Tab. 3.14. cd.

OFE	Okresy					
	d: 1.04.2012–31.01.2014			e: 1.02.2014–31.12.2015		
	Stopy zwrotu					
	dzienne	tygodniowe	miesięczne	dzienne	tygodniowe	miesięczne
Generali	0,2648	0,3510	0,3758	0,6043	0,7529	0,8047
Nationale	0,2849	0,3749	0,4022	0,6516	0,8065	0,8044
Nordea	0,2815	0,3509	0,3825	0,6458	0,7749	0,7913
Pekao	0,2758	0,3712	0,4093	0,6857	0,8483	0,8901
Bankowy	0,2637	0,3577	0,3831	0,6189	0,7565	0,7943
Pocztalion	0,2705	0,3613	0,3797	0,6647	0,8176	0,8545
PZU	0,0231	0,2778	0,4102	-0,0173	0,5274	0,7933

Źródło: opracowanie własne

* Wartości średnie zostały wyznaczone na podstawie czterech modeli oszacowanych dla każdego OFE w przyjętym okresie analizy.

Tabela 3.15. Średnie wartości* współczynników determinacji modeli oszacowanych dla dwóch porównywalnych okresów

OFE	Okresy					
	d: 1.04.2012–31.01.2014			e: 1.02.2014–31.12.2015		
	Stopy zwrotu					
	dzienne	tygodniowe	miesięczne	dzienne	tygodniowe	miesięczne
AEGON	0,5506	0,7701	0,8702	0,7355	0,9030	0,9477
Allianz	0,6036	0,8150	0,8838	0,7299	0,9035	0,9342
Aviva	0,6008	0,8242	0,8739	0,7471	0,9156	0,9438
AXA	0,5890	0,8063	0,8369	0,7463	0,9264	0,9390
Generali	0,6008	0,8143	0,8834	0,7400	0,9005	0,9311
Nationale	0,6004	0,8292	0,8810	0,7417	0,9133	0,9428
Nordea	0,5855	0,8073	0,8749	0,7557	0,9141	0,9364
Pekao	0,5676	0,8075	0,8929	0,7398	0,9096	0,9520
Bankowy	0,5874	0,8231	0,8717	0,7314	0,8869	0,9134
Pocztalion	0,5888	0,8170	0,8798	0,7267	0,8899	0,9246
PZU	0,0040	0,4229	0,8354	0,0005	0,4221	0,7009

Źródło: opracowanie własne

* Wartości średnie zostały wyznaczone na podstawie czterech modeli oszacowanych dla każdego OFE w przyjętym okresie analizy.

Ostatnia para analizowanych podokresów wiąże się ze zniesieniem obowiązkowego oszczędzania na przyszłą emeryturę w drugim filarze. Wybrane okresy porównawcze obejmują po 18 miesięcy działalności OFE. Również w tych dwóch analizowanych podokresach widoczne są zmiany wartości współczynnika beta (tabela 3.17), choć nie tak duże jak w przypadku poprzednich dwóch analizowanych okresów. Odkąd drugi filar przestał być obowiązkowy, zarówno wartości parametrów beta, jak i współczynników determinacji są wyższe w porównaniu z okresem o zbliżonej długości, poprzedzającym wprowadzone zmiany.

Tabela 3.16. Średnie wartości* parametrów beta wyznaczonych dla modeli oszacowanych dla dwóch porównywalnych okresów

OFE	Okresy					
	f: 1.01.2013–30.06.2014			g: 1.07.2014–31.12.2015		
	Stopy zwrotu					
	dzienne	tygodniowe	miesięczne	dzienne	tygodniowe	miesięczne
AEGON	0,3728	0,4493	0,4660	0,6063	0,7283	0,7991
Allianz	0,3952	0,4873	0,4666	0,6004	0,7361	0,7931
Aviva	0,4001	0,4876	0,4701	0,6323	0,7640	0,8326
AXA	0,3649	0,4463	0,4510	0,5987	0,7129	0,7745
Generali	0,3798	0,4725	0,4658	0,6003	0,7249	0,8255
Nationale	0,4143	0,5007	0,4886	0,6511	0,7881	0,8250
Nordea	0,4090	0,4744	0,4809	0,6479	0,7560	0,8124
Pekao	0,4272	0,5126	0,5178	0,6796	0,8267	0,9201
Bankowy	0,3948	0,4807	0,4815	0,6128	0,7372	0,8276
Pocztylion	0,4174	0,5050	0,4845	0,6535	0,7910	0,8852
PZU	-0,0123	0,3764	0,5036	0,0305	0,5034	0,8613

Źródło: opracowanie własne

* Wartości średnie zostały wyznaczone na podstawie czterech modeli oszacowanych dla każdego OFE w przyjętym okresie analizy.

Tabela 3.17. Średnie wartości* współczynników determinacji modeli oszacowanych dla dwóch porównywalnych okresów

OFE	Okresy					
	f: 1.01.2013–30.06.2014			g: 1.07.2014–31.12.2015		
	Stopy zwrotu					
	dzienne	tygodniowe	miesięczne	dzienne	tygodniowe	miesięczne
AEGON	0,6273	0,7893	0,8923	0,7398	0,9134	0,9476
Allianz	0,6109	0,7506	0,8573	0,7295	0,9246	0,9412
Aviva	0,6167	0,7746	0,8544	0,7488	0,9304	0,9431
AXA	0,6143	0,7746	0,8294	0,7523	0,9375	0,9420
Generali	0,6004	0,7381	0,8416	0,7430	0,9134	0,9484
Nationale	0,6138	0,7681	0,8509	0,7443	0,9241	0,9465
Nordea	0,6077	0,7457	0,8493	0,7590	0,9271	0,9486
Pekao	0,5932	0,7346	0,8861	0,7427	0,9284	0,9609
Bankowy	0,5985	0,7456	0,8695	0,7339	0,9073	0,9170
Pocztylion	0,5826	0,7271	0,8360	0,7321	0,9115	0,9387
PZU	0,0008	0,4288	0,7047	0,0014	0,4205	0,7836

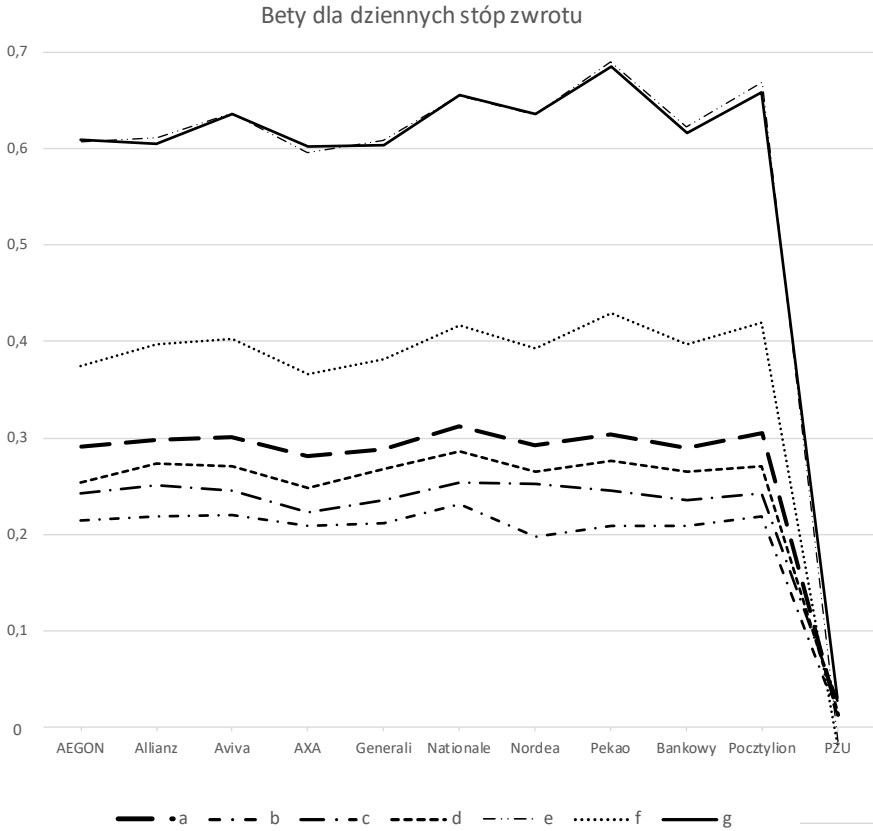
Źródło: opracowanie własne

* Wartości średnie zostały wyznaczone na podstawie czterech modeli oszacowanych dla każdego OFE w przyjętym okresie analizy.

Dalsze analizy dotyczą porównania współczynników beta dla trzech przedziałów, z których wyznaczano stopy zwrotu w różnych podokresach badawczych. Jak można zauważyć na wykresach przedstawiających bety oszacowane dla modeli jednowskaźnikowych (rysunki 3.1–3.3), uwzględniających stopy zwrotu o różnej częstotliwości, poziom ryzyka dla wszystkich OFE jest zbliżony, a jedynym wyjątkiem jest OFE PZU dla notowań dziennych i tygodniowych. Oczywiście największe odchylenia wartości bet dla OFE PZU „Złota Jesień” w porównaniu z pozostałymi funduszami emerytalnymi obserwuje się dla danych dziennych, kiedy są one w większości przypadków nieistotnie różne od zera. W modelach uwzględniających zwroty tygodniowe, bety oszacowane dla PZU są wprawdzie istotnie dodatnie, ale niższe niż w przypadku innych funduszy emerytalnych. Natomiast wartości bet z modeli szacowanych na podstawie miesięcznych stóp zwrotu są dla wszystkich funduszy emerytalnych bardzo zbliżone (rysunek 3.3).

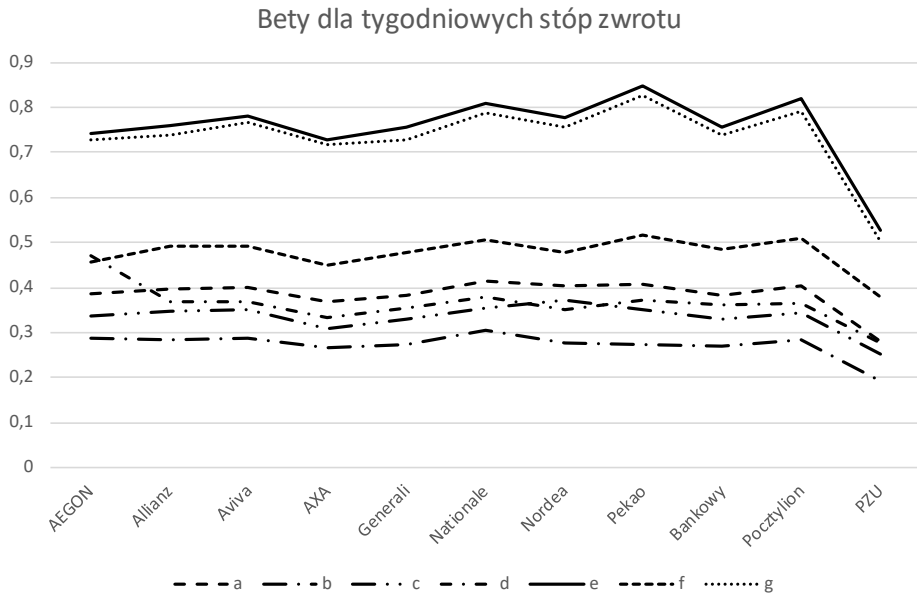
Na przedstawionych wykresach wyraźnie widać, że najwyższe ryzyko, mierzone współczynnikiem beta, jest obserwowane dla okresu oznaczonego jako e, tj. od 1.02.2014 do 31.12.2015, następnie f: od 1.01.2013 do 30.06.2014, w dalszej kolej-

ności dotyczy to całego okresu od 1.01.2009 do 31.12.2015 (oznaczonego jako a), a najmniejsze jest dla okresu b, obejmującego dane od 1.01.2009 do 30.04.2011, czyli zanim zaczęto wprowadzać zmiany w warunkach funkcjonowania OFE. Warto dodać, że parametry pozostałych trzech modeli (tj. CAPM) cechują podobne tendencje, co można sprawdzić, analizując wyniki zawarte w tabelach zamieszczonych w załączniku B.



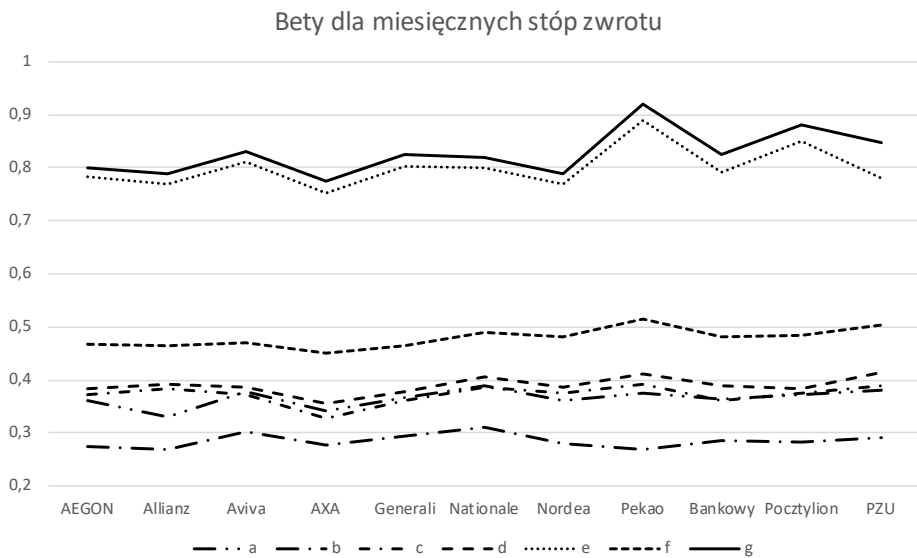
Rysunek 3.1. Wartości ocen estymatorów parametru beta dla modeli Sharpe'a oszacowanych na podstawie różnych okresów analizy (dane dzienne)

Źródło: opracowanie własne



Rysunek 3.2. Wartości ocen estymatorów parametru beta dla modeli Sharpe'a oszacowanych na podstawie różnych okresów analizy (dane tygodniowe)

Źródło: opracowanie własne



Rysunek 3.3. Wartości ocen estymatorów parametru beta dla modeli Sharpe'a oszacowanych na podstawie różnych okresów analizy (dane miesięczne)

Źródło: opracowanie własne

3.3. Analiza stabilności parametrów modeli

Przedstawione w podrozdziale 3.2.2 spostrzeżenia poddano weryfikacji statystycznej, wykorzystując w tym celu test statystyczny (1.52)–(1.54). W szczególności sprawdzono, czy:

- wydłużanie interwałów, z jakich liczone są stopy zwrotu powoduje istotne zmiany wartości parametru beta;
- wprowadzone przez rząd zmiany w funkcjonowaniu otwartych funduszy emerytalnych spowodowały wzrost ryzyka mierzonego wartością parametru beta.

W pierwszym przypadku porównywano ze sobą parami bety z modeli oszacowanych dla różnych interwałów, a w drugim parametry pochodzące z wyróżnionych par podokresów. Hipotezy weryfikowano dla obu przypadków zależności (1.52), tj. $\beta_i^n = \hat{\beta}_i^m$ oraz $\beta_i^m = \hat{\beta}_i^n$. W celu uproszczenia prezentacji wyników w tabelach 3.18–3.22 dla symetrycznie przeprowadzonych testów podano wartości statystyk w taki sposób, aby wskazywały na kierunek zależności podany w główce tabeli. Pogrubioną czcionką oznaczono wartości sprawdzianów testu upoważniającego do odrzucenia hipotezy zerowej na poziomie istotności 0,05.

3.3.1. Modele oszacowane dla OFE AEGON

Podobnie jak w poprzednim podrozdziale, w pierwszej kolejności omówione zostaną wyniki przeprowadzonych testów statystycznych dla pojedynczego funduszu emerytalnego, jakim jest OFE AEGON. Jak widać w tabeli 3.18, bety oszacowane na podstawie dziennych stóp zwrotu są istotnie mniejsze od tych oszacowanych dla zwrotów tygodniowych i miesięcznych dla wszystkich prób estymacyjnych. Natomiast porównanie bet wyznaczonych na podstawie danych tygodniowych z miesięcznymi wskazuje, że te ostatnie są istotnie większe jedynie w okresach d i g.

Tabela 3.18. Wartości statystyk testowych (1.54) weryfikujących hipotezę o równości współczynników beta oszacowanych modeli Sharpe'a dla różnych interwałów stóp zwrotu

Okresy	Porównywane stopy zwrotu					
	dziennie: tygodniowe		tygodniowe: miesięczne		dziennie: miesięczne	
a	-14,4947	-7,0846	1,9513	1,3423	-10,5025	-3,5311
b	-8,2019	-3,8259	0,7107	0,9437	-6,6784	-4,1370
c	-10,7749	-6,4429	-2,5098	-1,5863	-14,9723	-5,6586
d	-20,5949	-8,4247	3,3585	2,4343	-12,3848	-3,6720
e	-8,2886	-5,5993	-1,6660	-1,0308	-10,7547	-4,4954
f	-5,0370	-2,6568	-0,3783	-0,2330	-5,7541	-1,8693
g	-6,5984	-4,7953	-2,8141	-1,5222	-10,4707	-4,1160

Źródło: opracowanie własne

W przypadku modeli CAPM oszacowanych dla stóp procentowych WIBOR, pełniących rolę instrumentów wolnych od ryzyka (tabele 3.19–3.20), istotne różnice występują między betami z modeli zbudowanych na podstawie danych dziennych w porównaniu z modelami szacowanymi w oparciu o zwroty tygodniowe i miesięczne. Innymi słowy, nie odnotowano istotnych różnic wartości tego parametru, jeśli modele konstruuje się na podstawie danych tygodniowych lub miesięcznych.

Tabela 3.19. Wartości statystyk testowych (1.54) weryfikujących hipotezę o równości współczynników beta oszacowanych modeli CAPM (WIBOR 3M) dla różnych interwałów stóp zwrotu

Okresy	Porównywane stopy zwrotu					
	dziennie: tygodniowe		tygodniowe: miesięczne		dziennie: miesięczne	
a	-14,4902	-7,0820	1,9892	1,3810	-10,4202	-3,5357
b	-8,2161	-3,8331	0,7191	0,9679	-6,6747	-4,1913
c	-10,7790	-6,4483	-2,5512	-1,6382	-15,0435	-5,7787
d	-7,8017	-4,1750	-2,4377	-1,3692	-12,3569	-3,7142
e	-8,2925	-5,5993	-1,6455	-1,0166	-10,7295	-4,4758
f	-5,0425	-2,6591	-0,3978	-0,2458	-5,7970	-1,8888
g	-6,6030	-4,7974	-2,7928	-1,5106	-10,4469	-4,1055

Źródło: opracowanie własne

Tabela 3.20. Wartości statystyk testowych (1.54) weryfikujących hipotezę o równości współczynników beta oszacowanych modeli CAPM (WIBOR 1Y) dla różnych interwałów stóp zwrotu

Okresy	Porównywane stopy zwrotu					
	dziennie: tygodniowe		tygodniowe: miesięczne		dziennie: miesięczne	
a	-14,4902	-7,0817	1,9956	1,3847	-10,4069	-3,5290
b	-8,2156	-3,8337	0,7238	0,9752	-6,6645	-4,1900
c	-10,7806	-6,4494	-2,5602	-1,6453	-15,0602	-5,7898
d	-7,8022	-4,1750	-2,4353	-1,3686	-12,3534	-3,7148
e	-8,2924	-5,5996	-1,6499	-1,0194	-10,7358	-4,4790
f	-5,0415	-2,6588	-0,3927	-0,2427	-5,7862	-1,8861
g	-6,6031	-4,7979	-2,7974	-1,5130	-10,4532	-4,1079

Źródło: opracowanie własne

Wartości statystyk testowych przedstawione w tabeli 3.21 potwierdzają wcześniejsze wnioski. Dodatkowo, bety szacowane na podstawie tygodniowych stóp zwrotu w okresie d są niższe niż oszacowane dla danych miesięcznych. Przeprowadzone analizy potwierdzają występowanie tzw. efektu interwałowego (por. Cohen i in. 1980).

Tabela 3.21. Wartości statystyk testowych (1.54) weryfikujących hipotezę o równości współczynników beta oszacowanych modeli CAPM (TBSP) dla różnych interwałów stóp zwrotu

Okresy	Porównywane stopy zwrotu					
	dziennie: tygodniowe		tygodniowe: miesięczne		dziennie: miesięczne	
a	-13,7370	-6,7782	2,2007	1,4720	-9,2769	-3,0617
b	-7,4912	-3,6144	1,1830	1,5111	-5,0392	-3,1055
c	-11,6498	-7,8095	-1,9114	-1,4880	-14,5011	-7,5675
d	-6,5573	-4,2429	-2,9822	-1,8534	-11,1661	-4,4904
e	-8,7177	-5,3861	-1,5248	-0,9316	-11,1857	-4,2222
f	-4,2272	-2,2331	-1,0750	-0,9161	-6,2623	-2,8191
g	-7,0332	-4,6101	-2,6283	-1,4824	-11,0430	-4,0824

Źródło: opracowanie własne

Kolejne analizy dotyczą weryfikacji hipotez o zwiększonym ryzyku portfeli funduszy emerytalnych wywołanych decyzjami rządu (tabela 3.22). We wszystkich porównywanych parach okresów współczynniki beta istotnie wzrosły. Oznacza to, że każda z uwzględnionych w badaniu decyzji rządu powodowała wzrost ryzyka portfeli OFE. Największe różnice między wartościami współczynników kierunkowych wszystkich modeli obserwuje się dla okresów d i e, co łatwo wyjaśnić faktem zwiększenia się udziału instrumentów akcyjnych w portfelach funduszy.

Tabela 3.22. Wartości statystyk testowych (1.54) weryfikujących hipotezę o równości współczynników beta oszacowanych modeli

Opis modelu	Stopy zwrotu					
	dziennie		tygodniowe		miesięczne	
Porównania przeprowadzone dla okresów b i c						
Sharpe	-3,1660	-3,2828	-2,4982	-2,4982	2,1758	3,5124
CAPM WIB 3M	11,5694	8,5176	7,2822	7,2822	7,4613	21,9895
CAPM WIB 1Y	11,5689	8,5170	7,2818	7,2818	7,4521	21,9758
CAPM TBSP	12,9792	9,6914	8,2322	8,2322	7,3452	22,2562
Porównania przeprowadzone dla okresów d i e						
Sharpe	-33,7462	-21,8007	-10,6283	-10,6283	-6,3336	-21,3614
CAPM WIB 3M	-33,7550	-21,7995	-20,7599	-20,7599	-6,4318	-21,3981
CAPM WIB 1Y	-33,7569	-21,7998	-20,7595	-20,7595	-6,4363	-21,4035
CAPM TBSP	-33,5718	-21,1817	-26,4200	-26,4200	-9,0104	-22,4056
Porównania przeprowadzone dla okresów f i g						
Sharpe	-14,7365	-12,9136	-9,0879	-10,9722	-2,9181	-7,8713
CAPM WIB 3M	-14,7336	-12,9100	-9,0843	-10,9670	-2,9118	-7,8305
CAPM WIB 1Y	-14,7340	-12,9108	-9,0857	-10,9690	-2,9167	-7,8406
CAPM TBSP	-14,8676	-12,6324	-9,9936	-10,5361	-3,8740	-7,3116

Źródło: opracowanie własne

3.3.2. Modele oszacowane dla wszystkich funduszy emerytalnych

Dalsze analizy dotyczą wszystkich badanych funduszy emerytalnych. W celu potwierdzenia prezentowanych wcześniej spostrzeżeń dla wyróżnionych trzech par podokresów przeprowadzono test równości parametru beta (1.52)–(1.54) dla modeli Sharpe'a oraz CAPM, w którym indeks TBSP pełni rolę instrumentu wolnego od ryzyka. Wybór tych dwóch modeli podyktowany został spostrzeżeniem, że oba modele CAPM uwzględniające WIBOR jako instrument wolny od ryzyka charakteryzują się niemal identycznymi wartościami bet jak model jednowskaźnikowy, a zmiany w wartościach tego parametru są widoczne dopiero w modelach uwzględniających indeks obligacji.

Jak można zauważyć na przykładzie tabeli 3.23, niezależnie od częstotliwości pomiaru nastąpił statystycznie istotny (na poziomie istotności przynajmniej 0,05) wzrost wartości współczynnika beta w drugim z porównywanych okresów. Innymi słowy, obniżenie wysokości składki przyczyniło się do zwiększenia ryzyka. Wyjątkiem jest beta z modelu jednowskaźnikowego, oszacowanego dla danych dziennych OFE PZU, co wynika z faktu, że w tym modelu parametr beta był dla PZU nieistotnie różny od zera.

Tabela 3.23. Wartości statystyki t-Studenta wyznaczonej dla parametrów beta w modelach oszacowanych dla dwóch porównywalnych okresów b i c

OFE	Okresy: (b) 1.01.2013–30.06.2014 i (c) 1.07.2014–31.12.2015					
	dziennie		tygodniowe		miesięczne	
	Modele					
	Sharpe'a	CAMP TBSP	Sharpe'a	CAMP TBSP	Sharpe'a	CAMP TBSP
AEGON	-3,16	-4,97	-2,50	-4,10	-5,09	-8,40
Allianz	-4,70	-7,51	-5,35	-9,26	-6,23	-8,88
Aviva	-3,80	-6,71	-5,15	-8,91	-4,24	-5,85
AXA	-2,20	-5,72	-3,54	-8,57	-3,14	-4,78
Generali	-3,57	-6,61	-5,16	-10,24	-4,74	-7,95
Nationale	-2,95	-5,81	-3,60	-7,71	-4,26	-8,48
Nordea	-6,36	-5,57	-6,87	-9,78	-5,59	-8,93
Pekao	-5,35	-8,09	-6,06	-10,62	-5,89	-8,85
Bankowy	-4,45	-7,44	-4,92	-10,77	-3,67	-8,00
Pocztynion	-3,46	-6,25	-5,20	-9,66	-5,18	-8,73
PZU	-0,92	-3,16	-2,43	-4,03	-3,41	-5,49

Źródło: opracowanie własne

W przypadku przekazania do FUS większości aktywów OFE, w tym wszystkich bezpiecznych papierów skarbowych, oraz wobec wprowadzonego zakazu inwestowania przez fundusze emerytalne w papiery dłużne emitowane i gwarantowane przez Skarb Państwa oczywistym jest wniosek o wzroście ryzyka portfeli OFE. Wniosek ten został w pełni potwierdzony za pomocą przeprowadzonych testów statystycznych (tabela 3.24), a statystyki testowe przyjmują wyjątkowo wysokie wartości.

Tabela 3.24. Wartości statystyki t-Studenta wyznaczonej dla parametrów beta w modelach oszacowanych dla okresów przed i po przelaniu przez OFE 51,5% aktywów do PZU

OFE	Okresy: (d) 1.04.2012–31.01.2014 i (e) 1.02.2014–31.12.2015					
	dienne		tygodniowe		miesięczne	
	Modele					
	Sharpe'a	CAMP TBSP	Sharpe'a	CAMP TBSP	Sharpe'a	CAMP TBSP
AEGON	-33,68	-33,63	-10,64	-26,50	-11,28	-16,11
Allianz	-33,46	-31,83	-21,68	-22,74	-11,35	-15,25
Aviva	-36,32	-36,51	-23,07	-27,21	-12,12	-18,30
AXA	-36,97	-34,13	-23,82	-23,29	-11,32	-11,48
Generali	-35,44	-33,91	-23,61	-22,38	-13,62	-15,31
Nationale	-34,50	-34,90	-23,67	-27,66	-11,21	-15,73
Nordea	-36,68	-26,18	-24,51	-22,26	-11,09	-15,82
Pekao	-37,60	-36,23	-25,58	-25,27	-14,78	-15,98
Bankowy	-35,79	-34,35	-22,55	-22,28	-11,02	-15,05
Pocztylion	-38,61	-36,56	-25,82	-25,78	-14,36	-17,15
PZU	2,02	3,22	-7,56	-7,18	-8,84	-11,19

Źródło: opracowanie własne

Ostatnia para porównywanych podokresów również wskazuje na wzrost wartości bet w okresie po zawieszeniu obowiązku oszczędzania przez przyszłych emerytów w OFE. Nieistotnie statystyczne dla poziomu istotności 0,05 okazały się jedynie bety w modelach estymowanych dla OFE PZU na danych dziennych (tabela 3.25).

Tabela 3.25. Wartości statystyki t-Studenta wyznaczonej dla parametrów beta w modelach oszacowanych dla okresów przed i po zniesieniu obowiązkowego udziału w II filarze

FIO	Okresy: (f) 1.01.2013–30.06.2014 i (g) 1.07.2014–31.12.2015					
	dzienne		tygodniowe		miesięczne	
	Modele					
	Sharpe	CAMP TBSP	Sharpe	CAMP TBSP	Sharpe	CAMP TBSP
AEGON	-14,75	-14,89	-9,08	-9,99	-6,80	-9,72
Allianz	-12,89	-12,54	-7,67	-7,88	-6,64	-7,56
Aviva	-14,51	-14,62	-8,96	-9,74	-6,91	-9,86
AXA	-16,07	-15,53	-9,68	-9,64	-6,32	-6,34
Generali	-14,09	-13,84	-7,77	-7,95	-6,96	-7,45
Nationale	-14,06	-14,55	-8,87	-9,87	-6,09	-8,46
Nordea	-15,05	-12,48	-8,91	-8,74	-5,81	-7,67
Pekao	-14,08	-13,85	-8,83	-9,06	-8,45	-9,36
Bankowy	-13,31	-13,17	-7,89	-8,20	-6,81	-9,97
Pocztylion	-13,24	-12,97	-7,99	-8,75	-7,23	-8,25
PZU	-1,77	-1,00	-2,48	-2,75	-4,16	-5,08

Źródło: opracowanie własne

Rozdział 4

Ocena efektywności funduszy emerytalnych

W badaniach dotyczących oceny efektywności portfeli inwestycyjnych stosuje się wiele różnych mierników, których opis znaleźć można w bogatej literaturze przedmiotu. Również analizy empiryczne, w szczególności dotyczące portfeli funduszy inwestycyjnych, są szeroko omawiane w publikacjach polskich i zagranicznych. Oczywiście najwięcej miejsca poświęca się rynkowi amerykańskiemu, który jest największy i dynamicznie się rozwija. Jest zatem przedmiotem licznych analiz i doskonałym miejscem do testowania różnych teorii. Również w Polsce działalność funduszy inwestycyjnych stała się tematem wielu badań, w tym ocen ich efektywności inwestycyjnej. Spośród obszernych opracowań z ostatnich lat, poświęconych tej tematyce, należy wymienić przynajmniej monografie¹: Perez [2012], Zamojska [2012], Stańczak-Strumiłło [2013], a także Czekaj [2014, s. 135–187].

1 Oczywiście badania nad tą tematyką sięgają również wcześniejszych okresów. Spośród tych opracowań należy wymienić monografie: J. Czekaj, M. Woś, J. Żarnowski (2001), *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa; A. Szyszka (2003), *Efektywność Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie na tle rynków dojrzałych*, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu, Poznań; S.B. Buczek (2005), *Efektywność informacyjna rynków akcji. Teoria a rzeczywistość*, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa oraz prace: E. Ostrowska (2003), *Efektywność funduszy inwestycyjnych na polskim rynku finansowym – wskaźniki Sharpe’a, Treynora i Jensena*, [w:] K. Jajuga, W. Ronka-Chmielowiec (red.), *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu. Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław; J. Olbryś (2008), *Parametryczne testy umiejętności wycucia rynku – porównanie wybranych metod na przykładzie OFI akcji*, [w:] Z. Binderman (red.), *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych*, 9, cz. I: *Analiza rynków finansowych, modele ekonometryczne*, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, Warszawa; A. Karpio, D. Żebrowska-Suchodolska (2009), *The Investigation of Short Term Persistence in the Relative Performance of Equity Mutual Funds Operating on Polish Capital Market*, „Polish Journal of Environmental Studies” 18(5B): 110–114; *idem* (2011), *Stability of Strategies of Polish Open-End Investment Funds Investing in Global Markets during the Financial Crisis*, „Acta Scientiarum Polonorum. Oeconomia” 10(3): 51–59; *idem* (2014a), *Ocena zarządzania portfelami otwartych funduszy inwestycyjnych z wykorzystaniem różnych miar efektywności inwestycyjnej*, „Studia Ekonomiczne” 207: 136–147; *idem* (2015a), *Badanie stabilności*

Fundusze emerytalne są, podobnie jak inwestycyjne, instytucjami zbiorowego inwestowania. Należy przy tym zdawać sobie sprawę z ogromnej roli, jaką odgrywają one na świecie. Według danych OECD w 2013 r. wartość aktywów funduszy emerytalnych wynosiła 24,7 bln dolarów, co stanowiło 26,7% wszystkich aktywów posiadanych przez inwestorów instytucjonalnych. Najbardziej rozwiniętym rynkiem funduszy emerytalnych na świecie jest oczywiście rynek amerykański, obejmujący 56,3% światowego rynku, a w Europie brytyjski – 10,8%, kolejny w rankingu jest rynek holenderski – 5,6%. Dlatego też niezwykle istotne jest badanie efektywności inwestycyjnej funduszy emerytalnych, które gromadzą aktywa nawet przewyższające roczny PKB, jak np. w Holandii czy Szwajcarii.

Istniejąca literatura przedmiotu dotycząca badań efektywności funduszy emerytalnych nie jest wprawdzie tak bogata, jak w przypadku funduszy inwestycyjnych, ale pozwala na wyciągnięcie różnych wniosków. W polskim piśmiennictwie tej problematyce poświęcone są monografie: Dybał [2008], Białek [2009], Chybalski [2009, 2012, 2016], Winkler-Drewny [2010], Domański [2011], a także opracowania: Adamczak [2002], Adamczak i Czerwińska [2002], Frasnikiuk-Pietrzyk [2007, 2008, 2010], Strzelczyk [2012], Marcinkiewicz [2013a, 2013b], Otto i Wiśniewski [2013], Kurach i Papla [2014], Witkowska i Kompa [2014, 2015, 2016], Karpio i Żebrowska-Suchodolska [2015b], Kompa i Wiśniewski [2015] oraz Kompa i Witkowska [2015a, 2015b, 2015c].

W dalszej części niniejszego rozdziału omówione zostaną wyniki otrzymane za pomocą wcześniej opisanych klasycznych mierników efektywności Sharpe'a, Treynora i Jensena oraz Blacka-Treynora. Warto dodać, że wspomniane miary zostały wyznaczone dla różnie zdefiniowanych instrumentów wolnych od ryzyka (tj. WIBOR 3M, WIBOR 1Y i TBSP.Index), a dodatkowo wskaźnik Treynora obliczono dla dwóch wariantów współczynnika beta (tj. jako oceny estymatora parametru oszacowanego z modelu jednowskaźnikowego i CAPM). Dało to razem po 15 mierników dla każdego funduszu emerytalnego w każdym okresie analizy. Same wartości wspomnianych mierników (których jest 1155) wyznaczone dla funduszy emerytalnych zostały przedstawione w tabelach zamieszczonych w załączniku C oraz w załączniku D dla indeksu rynku (tj. 105 miar dla WIG). Natomiast w tekście rozdziału zamieszczono jedynie ich syntezę w postaci uśrednionych wartości wskaźników efektywności oraz rankingów funduszy. Pogrubioną czcionką zaznaczono wskaźniki Sharpe'a i Treynora obliczone dla OFE, które okazały się nie mniejsze od tych wyznaczonych dla WIG.

wyników funduszy inwestycyjnych przy użyciu miar efektywności opartych na współczynniku Sharpe'a, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego” 862: 221–231, a także D. Witkowska (2009), *Efektywność wybranych funduszy akcyjnych w latach 2005–2007*, „Zeszyty Naukowe Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie. Ekonomia i Organizacja Gospodarki Żywnościowej” 74: 39–61 oraz K. Kompa, D. Witkowska (2010), *Porównanie efektywności wybranych otwartych funduszy inwestycyjnych w okresie hossy i bessy*, „Acta Scientiarum Polonorum. Oeconomia” 9(3): 169–180.

4.1. Efektywność funduszy w całym analizowanym okresie

Analizując wskaźniki efektywności Sharpe'a (1.55) wyznaczone dla trzech instrumentów wolnych od ryzyka, można zauważyć, że kiedy są nimi obie stopy procentowe WIBOR, to niezależnie od interwału, z jakiego wyznaczano stopy zwrotu, wartości miernika są dodatnie, natomiast w przypadku przyjęcia indeksu obligacji TBSP – ujemne, z wyjątkiem tygodniowych zwrotów z OFE PZU (tabele C1–C3). Podobne wnioski nasuwają się w przypadku miernika Treynora (1.56) dla dziennych i tygodniowych stóp zwrotu (tabele C4–C5). Natomiast dla stóp miesięcznych wskaźniki Treynora są dodatnie (tabela C6), z wyjątkiem miernika wyznaczonego dla OFE Nationale-Nederlanden na podstawie bety z modelu CAPM.

Analiza uśrednionych (dla różnych instrumentów wolnych od ryzyka) mierników i porównanie ich z efektywnością rynku giełdowego pokazuje, że lepsze wyniki niż wyznaczone dla WIG były udziałem zaledwie kilku funduszy w przypadku dziennych i miesięcznych stóp zwrotu. Niewątpliwie należą do nich fundusze: PKO BP Bankowy, Nordea, Nationale-Nederlanden, AXA, Allianz i PZU „Złota Jesień” (tabela 4.1). Natomiast dla tygodniowych zwrotów niemal wszystkie fundusze charakteryzują się niższymi wartościami miar efektywności niż indeks giełdowy.

Tabela 4.1. Uśrednione wartości wskaźników Sharpe'a i Treynora w okresie a

OFE	Wskaźnik Sharpe'a			Wskaźnik Treynora		
	dzienne	tygodniowe	miesięczne	dzienne	tygodniowe	miesięczne
AEGON	0,0082	-0,0008	0,0276	0,0029	0,0000	0,0010
Allianz	0,0143	0,0049	0,0568	0,0002	0,0001	0,0035
Aviva	0,0102	-0,0002	0,0417	0,0002	0,0000	0,0023
AXA	0,0143	0,0071	0,0572	0,0002	0,0002	0,0033
Generali	0,0071	-0,0009	0,0219	0,0001	0,0000	0,0012
Nationale	0,0120	0,0051	0,0470	0,0002	0,0001	0,0026
Nordea	0,0135	-0,0046	0,0596	0,0002	-0,0001	0,0034
Pekao	0,0065	-0,0108	0,0232	0,0001	-0,0003	0,0013
Bankowy	0,0169	0,0124	0,0687	0,0003	0,0003	0,0039
Pocztylion	0,0081	-0,0024	0,0316	0,0001	-0,0001	0,0018
PZU	0,0115	0,0326	-0,0030	0,0062	0,0012	-0,0002
WIG	0,0113	0,0130	0,0459	0,0001	0,0003	0,0023

Źródło: opracowanie własne

Uwaga: wartości zero oznaczają dodatnią wartość miernika, w którym pierwsza cyfra znacząca znajduje się dopiero na 5. miejscu po przecinku.

Tabela 4.2. Uśrednione wartości wskaźników Jensena i Blacka-Treynora w okresie a

Dane dienne	Wskaźnik Jensena			Wskaźnik Blacka-Treynora		
	dienne	tygodniowe	miesięczne	dienne	tygodniowe	miesięczne
AEGON	0,0000	-0,0001	0,0007	0,0000	0,0000	-0,0009
Allianz	0,0000	-0,0001	0,0015	0,0001	0,0001	0,0045
Aviva	0,0000	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
AXA	0,0000	0,0000	0,0007	0,0001	0,0002	0,0021
Generali	0,0000	-0,0001	-0,0004	0,0000	0,0000	-0,0012
Nationale	0,0000	-0,0001	0,0003	0,0001	0,0001	0,0008
Nordea	0,0001	-0,0002	0,0004	0,0004	-0,0001	0,0010
Pekao	0,0000	-0,0002	-0,0004	0,0000	-0,0003	-0,0010
Bankowy	0,0000	0,0000	0,0006	0,0001	0,0003	0,0016
Pocztylion	0,0000	-0,0001	-0,0002	0,0000	-0,0001	-0,0006
PZU	0,0001	0,0003	-0,0010	0,0080	0,0012	-0,0026

Źródło: opracowanie własne

Uwaga: wartości zero oznaczają dodatnią wartość miernika, w którym pierwsza cyfra znacząca znajduje się dopiero na 5. miejscu po przecinku.

W kolejnym etapie przeanalizujemy tzw. alfę Jensena (1.57), pamiętając, że w wyniku weryfikacji hipotezy o zerowej wartości wyrazu wolnego modelu CAPM odrzucono hipotezę zerową jedynie w 44 na 231 (19%) estymowanych modeli. Na podstawie obliczonych mierników zawartych w tabelach C7–C9 ponownie stwierdzamy, że w przypadku dziennych i miesięcznych częstotliwości pomiaru stóp zwrotu wartości wskaźnika Jensena są w większości dodatnie, kiedy instrumentem wolnym od ryzyka są stopy procentowe WIBOR oraz w większości ujemne dla indeksu obligacji TBSP. Dla stóp tygodniowych, również w przypadku obu WIBOR-ów, pojawiają się ujemne alfy Jensena. Te wnioski znajdują potwierdzenie w uśrednionych wartościach mierników zawartych w tabeli 4.2, z której wyraźnie widać, że dodatnie mierniki efektywności dla wszystkich funduszy występują jedynie dla zwrotów dziennych. W przypadku danych miesięcznych uśrednione alfy wyznaczone dla OFE: Generali, Bankowy, Pocztylion i PZU są ujemne, a dla zwrotów tygodniowych dodatnie wartości zaobserwowano jedynie dla AXA, Bankowy i PZU.

Dalsze analizy polegają na ustaleniu rankingu funduszy emerytalnych dla poszczególnych mierników (tabela 4.3), którymi są indeks Sharpe'a, wskaźnik Treynora i Blacka-Treynora. Jak można zauważyć, pozycje rankingowe poszczególnych funduszy zmieniają się zarówno w zależności od zastosowanego miernika efektywności, jak i interwału, który jest podstawą wyznaczenia stóp zwrotu. Różnice pojawiające się w rankingach funduszy tworzonych w oparciu o różne mierniki efektywności wynikają z faktu, że każdorazowo stawiamy funduszom „inne wymagania”.

Tabela 4.3. Ranking funduszy w całym okresie badania według poszczególnych wskaźników efektywności oraz pozycji średniej i dominującej

Wskaźniki					
Sharpe'a	Treynora	Blacka-Treynora	Sharpe'a	Treynora	Blacka-Treynora
dienne stopy zwrotu			tygodniowe stopy zwrotu		
Bankowy	PZU	PZU	Bankowy	Bankowy	Allianz
AXA	AEGON	Nordea	Nordea	Allianz	AXA
Allianz	Bankowy	Bankowy	AXA	Nordea	Bankowy
Nordea	Nordea	AXA	Allianz	AXA	Nordea
Nationale	AXA	Allianz	Nationale	Nationale	Nationale
PZU	Allianz	Nationale	Aviva	Aviva	Aviva
Aviva	Nationale	Aviva	Pocztylion	Pocztylion	Pocztylion
AEGON	Aviva	AEGON	AEGON	Pekao	AEGON
Pocztylion	Pocztylion	Pocztylion	Pekao	Generali	Pekao
Generali	Generali	Generali	Generali	AEGON	Generali
Pekao	Pekao	Pekao	PZU	PZU	PZU
miesięczne stopy zwrotu			Ranking według pozycji		
			OFE	średniej	dominującej
PZU	PZU	PZU	AEGON	8	8
Bankowy	Bankowy	Bankowy	Allianz	3	5
AXA	AXA	AXA	Aviva	7	6
Nationale	Nationale	Allianz	AXA	2	3
Allianz	Allianz	Nationale	Generali	10	10
Aviva	Aviva	AEGON	Nationale	5	5
AEGON	AEGON	Generali	Nordea	6	·
Generali	Generali	Pocztylion	Pekao	11	11
Pocztylion	Pocztylion	Aviva	Bankowy	1	·
Nordea	Nordea	Nordea	Pocztylion	9	9
Pekao	Pekao	Pekao	PZU	4	1

Źródło: opracowanie własne

Z uwagi na to, że nawet przy uśrednionych miarach mamy dziewięć różnych klasyfikacji, to dla każdego funduszu wyznaczono pozycje „syntetyczne” według wartości średniej uzyskanych pozycji i według pozycji najczęściej występującej²

2 Oczywiście może się zdarzyć, że dla niektórych funduszy nie będzie można wyznaczyć pozycji dominującej.

(dominanty). W tym ostatnim rankingu pierwsze miejsce zajmuje OFE PZU, a drugie – Bankowy, który jednocześnie plasuje się na pierwszej pozycji według średniej. Dwa najgorsze fundusze emerytalne to Pekao i Generali, dzierżące te pozycje według obu sposobów syntetyzacji wyników. Te wnioski potwierdzają wyniki zawarte w tabelach 4.1–4.2.

4.2. Zmiana efektywności OFE w wyniku obniżenia wysokości odprowadzanych do nich składek emerytalnych

Celem badań prezentowanych w niniejszym podrozdziale jest próba odpowiedzi na pytanie, czy wprowadzona przez rząd w 2011 r. modyfikacja, polegająca na zasadniczym obniżeniu wysokości składek odprowadzanych do funduszy emerytalnych, spowodowała zmianę ich efektywności. W związku z tym zostaną porównane wyniki OFE uzyskiwane w okresach b: 1.01.2009 r.–30.04.2011 r. i c: 1.05.2011 r.–31.08.2013 r., obejmujące obserwacje pochodzące z 28 miesięcy (każdy).

Tabela 4.4. Uśrednione wartości wskaźników Sharpe’a w porównywanych okresach

OFE	Okresy					
	b			c		
	Stopy zwrotu					
	dzienne	tygodniowe	miesięczne	dzienne	tygodniowe	miesięczne
AEGON	0,0614	0,0520	0,2431	-0,0027	-0,0103	-0,0362
Allianz	0,0739	0,0565	0,2571	0,0065*	-0,0004	0,0025*
Aviva	0,0704	0,0588	0,2338	0,0029*	-0,0133	-0,0140
AXA	0,0731	0,0662	0,2447	0,0040*	-0,0022	-0,0136
Generali	0,0729	0,0692	0,2391	0,0011*	-0,0003	-0,0131
Nationale	0,0721	0,0624	0,2522	0,0066*	0,0074*	-0,0010
Nordea	0,0679	0,0620	0,2501	0,0122*	-0,0228	0,0387
Pekao	0,0755	0,0614	0,2601	-0,0024	-0,0186	-0,0308
Bankowy	0,0792	0,0739	0,2642	0,0083*	0,0136*	0,0110
Pocztynion	0,0698	0,0696	0,2516	-0,0044	-0,0262	-0,0381
PZU	0,0691	0,1737	0,2470	-0,0018	-0,0190	-0,0790
WIG	0,0590	0,0613	0,1998	-0,0185	0,0046	-0,0836

Źródło: opracowanie własne

Szczegółowe dane dotyczące wartości indeksów Sharpe'a wyznaczonych dla poszczególnych funduszy emerytalnych w obu okresach z uwzględnieniem różnych instrumentów wolnych od ryzyka i dla trzech częstotliwości pomiaru znajdują się w tabelach C10–C11 i C19–C21. Generalnie wszystkie wartości miernika w pierwszym analizowanym okresie są dodatnie, chociaż dla indeksu TBSP są mniejsze niż dla stóp procentowych WIBOR. Natomiast po obniżeniu wysokości składek wpłacanych do OFE (tj. w okresie c) indeksy Sharpe'a, wyznaczone przy założeniu, że TBSP.Index jest instrumentem wolnym od ryzyka, są ujemne dla wszystkich funduszy i wszystkich częstotliwości pomiaru. Co więcej, wszystkie wartości tego miernika są w okresie c mniejsze niż w okresie b. Potwierdzają to średnie wartości mierników Sharpe'a przedstawione w tabeli 4.4. Wprowadzie ich wartości dla poszczególnych OFE (z wyjątkiem częstotliwości tygodniowych) w okresie c są w zasadzie większe od porównywanych wartości WIG, ale generalnie oznacza to, że sytuacja na rynku kapitałowym uległa pogorszeniu, czego przyczyną może być ograniczenie środków, które OFE przeznaczały do inwestowania na tym rynku.

Dalsze analizy przeprowadzono dla wskaźników Treynora (tabele C13–C15 dla okresu b i C22–C24 dla okresu c). Mierniki te – niezależnie od modelu, z którego pochodziła ocena estymatora parametru beta – potwierdzają wnioski sformułowane na podstawie indeksów Sharpe'a. Innymi słowy, efektywność funduszy pogorszyła się w drugim z porównywanych okresów, podobnie jak sytuacja na rynku giełdowym, co doskonale widać w tabeli 4.5.

Tabela 4.5. Uśrednione wartości wskaźników Treynora w porównywanych okresach

OFE	Okresy					
	b			c		
	Stopy zwrotu					
	dzienne	tygodniowe	miesięczne	dzienne	tygodniowe	miesięczne
AEGON	0,0012	0,0021	0,0166	0,0000*	0,0000	-0,0020
Allianz	0,0013	0,0017	0,0183	0,0001*	0,0000	0,0001*
Aviva	0,0012	0,0017	0,0162	0,0000*	-0,0003	-0,0008
AXA	0,0013	0,0020	0,0168	0,0001*	-0,0001	-0,0006
Generali	0,0013	0,0020	0,0164	0,0000*	0,0000	-0,0008
Nationale	0,0011	0,0016	0,0160	0,0001*	0,0002	-0,0001
Nordea	0,0013	0,0019	0,0175	0,0002*	-0,0006	0,0020*
Pekao	0,0013	0,0019	0,0188	0,0000*	-0,0004	-0,0017
Bankowy	0,0014	0,0026	0,0184	0,0001*	0,0006	0,0005*
Pocztylion	0,0012	0,0021	0,0177	-0,0001	-0,0006	-0,0021
PZU	0,0146	0,0080	0,0185	-0,0003	-0,0007	-0,0043
WIG	0,0008	0,0016	0,0130	-0,0002	0,0001	-0,0043

Źródło: opracowanie własne

Uwaga: wartości zero oznaczają dodatnią wartość miernika, w którym pierwsza cyfra znacząca znajduje się dopiero na 5. miejscu po przecinku.

Wskaźniki Jensena dla wszystkich funduszy i częstotliwości pomiaru w okresie b są dodatnie, chociaż bardzo niewielkie, natomiast w okresie c pojawiają się ujemne wartości alf Jensena (tabele C16–C18 i C25–C27). Jest to widoczne zwłaszcza dla częstotliwości tygodniowych, bowiem w okresie przed zmianą wysokości składek wskaźniki dla wszystkich funduszy były dodatnie, a w drugim porównywanym okresie – ujemne (porównaj tabele C18 i C27). Ujemne wartości świadczą o złym zarządzaniu portfelem, w wyniku czego efekty finansowe są gorsze niż strategia „kup i trzymaj”. W tabeli 4.6 przedstawiono uśrednione wartości alf Jensena, wyznaczone dla wszystkich trzech instrumentów wolnych od ryzyka. Po obniżeniu wysokości składki odprowadzanej do OFE pojawiają się ujemne wartości wskaźników Jensena, które świadczą o gorszych wynikach uzyskiwanych w tym okresie w porównaniu z okresem poprzednim o tej samej długości.

Tabela 4.6. Uśrednione wartości wskaźników Jensena w porównywanych okresach

OFE	Okresy					
	b			c		
	Stopy zwrotu					
	dzienne	tygodniowe	miesięczne	dzienne	tygodniowe	miesięczne
AEGON	0,0001	0,0000*	0,0017	0,0000	-0,0001	0,0021*
Allianz	0,0001	0,0000	0,0015	0,0001	0,0000	0,0016*
Aviva	0,0001	0,0000*	0,0010	0,0001	-0,0001	0,0013*
AXA	0,0001	0,0001*	0,0013	0,0001	0,0000	0,0016*
Generali	0,0001	0,0001*	0,0011	0,0001	0,0000	0,0012*
Nationale	0,0001	0,0000	0,0029*	0,0001	0,0000	0,0016
Nordea	0,0002	0,0001*	0,0013	0,0002	-0,0002	0,0023*
Pekao	0,0001*	0,0001*	0,0016*	0,0000	-0,0002	0,0010
Bankowy	0,0001	0,0002*	0,0016	0,0001	0,0001	0,0017*
Pocztylion	0,0001	0,0001*	0,0014*	0,0000	-0,0002	0,0008
PZU	0,0003*	0,0012*	0,0017*	0,0000	-0,0002	0,0000

Źródło: opracowanie własne

Uwaga: wartości zero oznaczają dodatnią wartość miernika, w którym pierwsza cyfra znacząca znajduje się dopiero na 5. miejscu po przecinku.

Wskaźniki Blacka-Treynora wyznaczone dla okresu b zawarto w tabelach C16–C19, a dla okresu c w tabelach C25–C27, natomiast ich wartości uśrednione zawiera tabela 4.7. Mierniki te służą wyłącznie tworzeniu rankingu funduszy

w oparciu o alfę Jensena, dlatego od razu przejdziemy do omówienia pozycji rankingowych funduszy w obu porównywanych okresach (tabele 4.8–4.9).

Tabela 4.7. Uśrednione wartości wskaźników Blacka-Treynora w porównywanych okresach

OFE	Okresy					
	b			c		
	Stopy zwrotu					
	dzienne	tygodniowe	miesięczne	dzienne	tygodniowe	miesięczne
AEGON	0,0005	0,0002	0,0040	0,0002	-0,0004	-0,0022
Allianz	0,0005	0,0001	0,0059	0,0003	-0,0001	-0,0042
Aviva	0,0005	0,0003	0,0036	0,0002	-0,0007	-0,0034
AXA	0,0005	0,0004	0,0049	0,0003	-0,0002	-0,0047
Generali	0,0005	0,0005	0,0038	0,0002	-0,0001	-0,0034
Nationale	0,0004	0,0002	0,0116	0,0003	-0,0001	-0,0042
Nordea	0,0008	0,0004	0,0050	0,0009	-0,0007	-0,0062
Pekao	0,0006	0,0003	0,0063	0,0002	-0,0005	-0,0025
Bankowy	0,0006	0,0007	0,0059	0,0003	-0,0002	-0,0047
Pocztylion	0,0005	0,0005	0,0052	0,0001	-0,0007	-0,0021
PZU	0,0085	0,0067	0,0061	-0,0001	-0,0008	-0,0001

Źródło: opracowanie własne

Zanim zasadniczo zmniejszono składki odprowadzane do funduszy emerytalnych, najlepiej funkcjonowały fundusze PKO Bankowy i Pekao, które zajęły pierwsze dwie pozycje w rankingu według pozycji średniej i dominującej. Warto zauważyć, że dla OFE Generali, Pocztylion i Nordea nie można wyznaczyć pozycji dominującej, co oznacza, że w kolejnych rankingach zajmowały one różne pozycje. Natomiast najgorszym funduszem (według wyznaczonej średniej pozycji) jest AEGON, zaś tym, który najczęściej znajdował się na ostatniej pozycji, jest Nationale-Nederlanden (tabela 4.8).

W kolejnym okresie najwyższe miejsca w rankingu według średniej pozycji zajmował OFE PKO Bankowy i Nationale-Nederlanden, a najczęściej na pierwszej pozycji pojawiały się Nordea i PKO Bankowy. Natomiast najsłabiej wypadły fundusze PZU i Pocztylion (tabela 4.9).

Tabela 4.8. Ranking funduszy w okresie b według poszczególnych wskaźników efektywności oraz pozycji średniej i dominującej

Wskaźniki					
Sharpe'a	Treynora	Blacka-Treynora	Sharpe'a	Treynora	Blacka-Treynora
dienne stopy zwrotu			tygodniowe stopy zwrotu		
Bankowy	PZU	PZU	PZU	PZU	PZU
Pekao	Bankowy	Nordea	Bankowy	Bankowy	Bankowy
Allianz	Pekao	Bankowy	Pocztylion	AEGON	Pocztylion
AXA	Nordea	Pekao	Generali	Pocztylion	Generali
Generali	Allianz	Allianz	AXA	Generali	AXA
Nationale	Generali	Generali	Nationale	AXA	Nordea
Aviva	AXA	AXA	Nordea	Nordea	Pekao
Pocztylion	Pocztylion	Pocztylion	Pekao	Pekao	Aviva
PZU	AEGON	Aviva	Aviva	Aviva	AEGON
Nordea	Aviva	AEGON	Allianz	Allianz	Nationale
AEGON	Nationale	Nationale	AEGON	Nationale	Allianz
miesięczne stopy zwrotu			Ranking według pozycji		
			OFE	średniej	dominującej
Bankowy	Pekao	Nationale	AEGON	11	9
Pekao	PZU	Pekao	Allianz	6	5
Allianz	Bankowy	PZU	Aviva	10	9
Nationale	Allianz	Bankowy	AXA	7	7
Pocztylion	Pocztylion	Allianz	Generali	8	.
Nordea	Nordea	Pocztylion	Nationale	9	11
PZU	AXA	Nordea	Nordea	5	.
AXA	AEGON	AXA	Pekao	3	2
AEGON	Generali	AEGON	Bankowy	1	2
Generali	Aviva	Generali	Pocztylion	4	.
Aviva	Nationale	Aviva	PZU	2	1

Źródło: opracowanie własne

Tabela 4.9. Ranking funduszy w okresie c według poszczególnych wskaźników efektywności oraz pozycji średniej i dominującej

Wskaźniki					
Sharpe'a	Treynora	Blacka-Treynora	Sharpe'a	Treynora	Blacka-Treynora
dzienne stopy zwrotu			tygodniowe stopy zwrotu		
Nordea	Nordea	Nordea	Bankowy	Bankowy	Bankowy
Bankowy	Bankowy	Bankowy	Nationale	Nationale	Nationale
Nationale	Nationale	Nationale	Generali	AEGON	Generali
Allianz	Allianz	Allianz	Allianz	Generali	Allianz
AXA	AXA	AXA	AXA	Allianz	AXA
Aviva	Aviva	Aviva	AEGON	AXA	AEGON
Generali	Generali	Generali	Aviva	Aviva	Pekao
PZU	AEGON	Pekao	Pekao	Pekao	Aviva
Pekao	Pekao	AEGON	PZU	Nordea	Nordea
AEGON	Pocztalion	Pocztalion	Nordea	Pocztalion	Pocztalion
Pocztalion	PZU	PZU	Pocztalion	PZU	PZU
miesięczne stopy zwrotu			Ranking według pozycji		
			OFE	średniej	dominującej
Nordea	Nordea	Nordea	AEGON	7	8
Bankowy	Bankowy	Bankowy	Allianz	4	4
Allianz	Allianz	AXA	Aviva	8	7
Nationale	Nationale	Allianz	AXA	5	5
Generali	AXA	Nationale	Generali	6	7
AXA	Generali	Generali	Nationale	2	.
Aviva	Aviva	Aviva	Nordea	3	1
Pekao	Pekao	Pekao	Pekao	9	8
AEGON	AEGON	AEGON	Bankowy	1	2
Pocztalion	Pocztalion	Pocztalion	Pocztalion	10	10
PZU	PZU	PZU	PZU	11	11

Źródło: opracowanie własne

4.3. Zmiany wyników OFE po przekazaniu większości aktywów do FUS i wprowadzeniu zakazu inwestowania w papiery dłużne gwarantowane przez Skarb Państwa

W 2014 r. otwarte fundusze emerytalne przeżyły prawdziwą rewolucję, bowiem w wyniku decyzji rządu polskiego musiały przekazać 51,5% zgromadzonych na kontach przyszłych emerytów aktywów na rzecz Funduszu Ubezpieczeń Społecznych. Wdrożono „suwak bezpieczeństwa”, na mocy którego z funduszy „wyciekły” dodatkowe środki kapitałowe członków OFE, którym pozostało dziesięć i mniej lat aktywności zawodowej (według obowiązującego wtedy wieku emerytalnego). Co więcej, OFE zmuszone zostały do wyzbycia się wszystkich aktywów zainwestowanych w bezpieczne papiery dłużne gwarantowane przez Skarb Państwa i otrzymały zakaz dalszego inwestowania w te instrumenty. Takie podejście kłóci się z podstawową cechą, jaką w swych założeniach miały się charakteryzować otwarte fundusze emerytalne, a mianowicie z bezpieczeństwem zgromadzonych oszczędności emerytalnych.

Wiadomo jest bowiem, że wśród różnego typu inwestycji instrumenty skarbowe charakteryzują się wprawdzie niezbyt spektakularnymi stopami zwrotu (zwłaszcza w porównaniu w rynku akcji w okresach koniunktury gospodarczej), ale są one zazwyczaj stabilne i mało podatne na dekonunkturę. Są zatem często traktowane jako instrumenty wolne od ryzyka. Z pewnością instrumenty dłużne gwarantowane przez stabilne i demokratyczne państwo należą do najbardziej bezpiecznych na rynku finansowym. Oczywiście zawsze istnieje ryzyko polityczne, którego przykładem jest niespłacenie długów właścicielom obligacji skarbowych, które wyemitowała II Rzeczpospolita, przez spadkobierczynię Polski międzywojennej, ale taką sytuację należy jednak uznać za wyjątkową.

Niewątpliwie decyzja o zagarnięciu przez FUS aktywów członków funduszy emerytalnych i niemal natychmiastowym wydaniu ich przez ZUS została podjęta przez rząd w celu poprawy sytuacji budżetowej w okresie kryzysu gospodarczego, zatem miała swoje uzasadnienie polityczne. Nie znajduje ona bowiem żadnego uzasadnienia ekonomicznego w kontekście ewentualnej poprawy działalności PTE jako instytucji zarządzających oszczędnościami przyszłych emerytów. Co więcej, obarczanie OFE odpowiedzialnością za generowanie zwiększonego długu publicznego poprzez konieczność emisji skarbowych papierów dłużnych, którymi „zasilały się” fundusze emerytalne, wydaje się dość groteskowe. Nie można też poważnie traktować argumentu, że takie posunięcia rządu miały na celu aktywizację Powszechnych Towarzystw Emerytalnych do bardziej wyrafinowanego zarządzania aktywami w celu wzbogacenia oszczędności przyszłych emerytów.

Celem analiz prowadzonych w tym podrozdziale jest porównanie efektywności funduszy emerytalnych (w dwóch jednakowo długich okresach), dla których datą

rozdzielająca jest właśnie omówione wcześniej wydarzenie. Innymi słowy, postaramy się odpowiedzieć na pytanie, czy zaproponowane przez rząd zmiany miały istotny wpływ na wyniki finansowe otwartych funduszy emerytalnych, czy też były dla nich obojętne. Podobnie jak w poprzednich analizach, badano różne częstotliwości pomiaru stóp zwrotu oraz przyjęto różnie zdefiniowane instrumenty wolne od ryzyka.

Porównując wartości współczynników Sharpe'a wyznaczone dla wszystkich trzech rozpatrywanych przez nas częstotliwości pomiaru (tabele C28–C30 oraz C37–C39), można zaobserwować zmianę znaku. O ile bowiem w pierwszym z analizowanych okresów mierniki są dodatnie dla wszystkich funduszy emerytalnych, o tyle po wprowadzeniu w życie decyzji rządu wszystkie bez wyjątku są ujemne. Jednoznacznie świadczą to o pogorszeniu się efektywności funduszy, co jest dobitnie widoczne w tabeli 4.10. Można również zauważyć, że o ile w pierwszym z porównywanych okresów wyniki uzyskiwane przez OFE były w większości przypadków lepsze niż te otrzymywane z WIG (zwłaszcza dotyczy to zwrotów dziennych i miesięcznych), o tyle nawet przy znacznym pogorszeniu się sytuacji rynkowej w okresie po zagarnięciu z OFE aktywów przez FUS fundusze emerytalne cechuje niższa efektywność niż indeksu rynkowego. Notabene tak duża i o tak negatywnym

Tabela 4.10. Uśrednione wartości wskaźników Sharpe'a w porównywanych okresach

OFE	Okresy					
	d			e		
	Stopy zwrotu					
	dziennie	tygodniowe	miesięczne	dziennie	tygodniowe	miesięczne
AEGON	0,0656	0,0540	0,2431	-0,0325	-0,0273	-0,1416
Allianz	0,0689	0,0617	0,2364	-0,0272	-0,0188	-0,1032
Aviva	0,0599	0,0457	0,2040	-0,0308	-0,0252	-0,1230
AXA	0,0601	0,0431	0,1909	-0,0222	-0,0160	-0,0773
Generali	0,0504	0,0468	0,1642	-0,0403	-0,0432	-0,1812
Nationale	0,0774	0,0672	0,2522	-0,0337	-0,0331	-0,1555
Nordea	0,0796	0,0881	0,2661	-0,0310	-0,0335	-0,1330
Pekao	0,0601	0,0340	0,2015	-0,0363	-0,0411	-0,1577
Bankowy	0,0834	0,0782	0,2642	-0,0233	-0,0197	-0,0898
Pocztylion	0,0623	0,0444	0,2132	-0,0290	-0,0269	-0,1255
PZU	0,0582	0,0849	0,1827	-0,0235	-0,0469	-0,2109
WIG	0,0314	0,0593	0,1383	-0,0344	-0,0408	-0,1155

Źródło: opracowanie własne

wydzwiku operacja na polskim rynku finansowym musiała mieć ogromny wpływ na sytuację w Polsce, chociaż trudno jest określić, jaka część spadków na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie (reprezentowana przez indeks WIG) wynika właśnie z tych decyzji politycznych, a jaka jest skutkiem innych czynników.

Dalsze badania realizowane za pomocą wskaźnika Treynora (tabele C31–C34 oraz C40–C42) potwierdzają wcześniej przedstawione wnioski. Niezależnie od tego, z jakiego modelu wzięto współczynnik beta w celu wyznaczenia miernika efektywności, w okresie konstruowania przez OFE portfeli według zapisów pierwotnej reformy emerytalnej z 1999 r. wyniki inwestycyjne wszystkich funduszy są dodatnie. Natomiast w drugim z porównywanych okresów są ujemne, z wyjątkiem wyników uzyskanych na podstawie dziennych zwrotów dla OFE PZU. Jest to widoczne w tabeli 4.11, w której pokazano dla pierwszego badanego okresu wyższość wyników inwestycyjnych OFE nad efektywnością rynku, reprezentowanego przez indeks giełdowy. Jak widać, zmiany wprowadzone przez rząd zasadniczo pogorszyły sytuację na całym rynku kapitałowym oraz negatywnie wpłynęły na wyniki funduszy emerytalnych.

Tabela 4.11. Uśrednione wartości wskaźników Treynora w porównywanych okresach

OFE	Okresy					
	d			e		
	Stopy zwrotu					
	dzienne	tygodniowe	miesięczne	dzienne	tygodniowe	miesięczne
AEGON	0,0011	0,0013	0,0116	-0,0003	-0,0004	-0,0042
Allianz	0,0008	0,0013	0,0110	-0,0003	-0,0003	-0,0031
Aviva	0,0007	0,0011	0,0096	-0,0003	-0,0005	-0,0037
AXA	0,0007	0,0009	0,0090	-0,0002	-0,0003	-0,0023
Generali	0,0006	0,0010	0,0076	-0,0004	-0,0008	-0,0055
Nationale	0,0011	0,0014	0,0129	-0,0003	-0,0006	-0,0046
Nordea	0,0009	0,0018	0,0124	-0,0003	-0,0006	-0,0041
Pekao	0,0007	0,0007	0,0093	-0,0004	-0,0008	-0,0047
Bankowy	0,0011	0,0020	0,0133	-0,0002	-0,0003	-0,0027
Pocztynion	0,0007	0,0009	0,0099	-0,0003	-0,0005	-0,0038
PZU	0,0103	0,0024	0,0087	0,0095	-0,0012	-0,0073
WIG	0,0003	0,0011	0,0060	-0,0003	-0,0007	-0,0034

Źródło: opracowanie własne

Ostatnim analizowanym wskaźnikiem efektywności inwestycyjnej jest tzw. alfa Jensena. Biorąc pod uwagę „normalny” okres funkcjonowania OFE (odpowiednie dane dotyczące okresu d zawierają tabele C34–C36), można zauważyć dobre, tj. poprawne, wyniki inwestycyjne generowane przez te instytucje, bowiem w przypadku:

- zwrotów dziennych wszystkie współczynniki są dodatnie, niezależnie od przyjętego instrumentu wolnego od ryzyka;
- zwrotów miesięcznych wszystkie parametry alfa są dodatnie z wyjątkiem OFE Generali, kiedy indeks obligacji TBSP został przyjęty za instrument wolny od ryzyka;
- zwrotów tygodniowych dodatnie wartości alfa obserwuje się dla OFE: Nordea, Bankowy i PZU niezależnie od przyjętego instrumentu wolnego od ryzyka, a także dla funduszy emerytalnych: Allianz, Aviva, AXA, Generali Pocztylion, kiedy instrumentami wolnymi od ryzyka są stopy procentowe WIBOR. Ujemne wartości dla wszystkich trzech reprezentantów instrumentu wolnego od ryzyka zaobserwowano jedynie dla trzech funduszy: AEGON, Nationale-Nederlanden i Pekao.

W przypadku drugiego z porównywanych okresów sytuacja jest nieco bardziej skomplikowana (tabele C43–C45), bowiem widoczna jest znaczna wrażliwość miernika na przyjęty instrument wolny od ryzyka. W przypadku częstotliwości dziennych i tygodniowych oraz WIBOR-ów jako instrumentów wolnych od ryzyka, alfy Jensena są dodatnie dla wszystkich funduszy emerytalnych z wyjątkiem OFE PZU, który generuje ujemne alfy niezależnie od częstotliwości stóp zwrotu i wybranego instrumentu wolnego od ryzyka. Przyjęcie indeksu obligacji za instrument pozbawiony ryzyka spowodowało, że pojawiły się ujemne wartości alf dla OFE: AEGON, AVIVA, Generali, Nationale i Pekao dla dziennych zwrotów oraz Generali i Pekao dla stóp tygodniowych. Biorąc pod uwagę miesięczne zwroty, stwierdzamy, że żaden fundusz nie generował dodatnich wskaźników Jensena, jeśli TBSP.Index pełnił rolę instrumentu wolnego od ryzyka. Natomiast dla obu stóp procentowych WIBOR dodatnie wartości widoczne są jedynie dla OFE: Allianz, AXA i Bankowego. Podsumowanie tych wniosków znaleźć można w tabeli 4.12.

Wskaźniki Blacka-Treynora służą do pozycjonowania poszczególnych funduszy z punktu widzenia ich efektywności mierzonej alfą Jensena. Wyznaczone wartości dla każdego instrumentu wolnego od ryzyka i każdej częstotliwości stóp zwrotu w obu porównywanych okresach zamieszczono w tabelach C34–C36 i C43–C45, natomiast tabela 4.13 zawiera ich uśrednione wartości, które stały się podstawą porządkowania. Ranking funduszy przeprowadzony został dla uśrednionych wartości poszczególnych mierników efektywności, a jego wynik zamieszczono w tabelach 4.14–4.15.

Tabela 4.12. Uśrednione wartości wskaźników Jensena w porównywanych okresach

OFE	Okresy					
	d			e		
	Stopy zwrotu					
	dzienne	tygodniowe	miesięczne	dzienne	tygodniowe	miesięczne
AEGON	0,0001	-0,0003	0,0018	0,0000	0,0002	-0,0002
Allianz	0,0001	0,0001	0,0019	0,0000	0,0003	0,0002
Aviva	0,0001	-0,0001	0,0014	0,0000	0,0002	-0,0002
AXA	0,0001	-0,0001	0,0016	0,0000	0,0003	0,0011
Generali	0,0001	0,0000	0,0006	-0,0001	-0,0001	-0,0017
Nationale	0,0001	-0,0004	0,0017	0,0000	0,0008	-0,0009
Nordea	0,0003	0,0002	0,0025	0,0000	0,0001	-0,0005
Pekao	0,0001	-0,0001	0,0014	0,0000	0,0000	-0,0012
Bankowy	0,0001	0,0001	0,0020	0,0000	0,0003	0,0005
Pocztylion	0,0001	-0,0001	0,0015	0,0000	0,0002	-0,0003
PZU	0,0002	0,0004	0,0011	-0,0002	-0,0003	-0,0030

Źródło: opracowanie własne

Uwaga: wartości zero oznaczają dodatnią wartość miernika, w którym pierwsza cyfra znacząca znajduje się dopiero na 5. miejscu po przecinku.

Tabela 4.13. Uśrednione wartości wskaźników Blacka-Treynora w porównywanych okresach

OFE	Okresy					
	d			e		
	Stopy zwrotu					
	dzienne	tygodniowe	miesięczne	dzienne	tygodniowe	miesięczne
AEGON	0,0004	-0,0007	0,0023	0,0000	0,0003	-0,0008
Allianz	0,0005	0,0002	0,0050	0,0000	0,0004	0,0003
Aviva	0,0004	-0,0002	0,0036	0,0000	0,0003	-0,0009
AXA	0,0004	-0,0002	0,0046	0,0001	0,0004	0,0015
Generali	0,0003	-0,0001	0,0016	-0,0001	-0,0001	-0,0021
Nationale	0,0005	-0,0007	0,0043	0,0000	0,0011	-0,0011
Nordea	0,0009	0,0007	0,0065	0,0001	0,0001	-0,0006
Pekao	0,0004	-0,0004	0,0033	-0,0001	0,0000	-0,0013
Bankowy	0,0006	0,0004	0,0052	0,0001	0,0003	0,0007
Pocztylion	0,0005	-0,0002	0,0039	0,0000	0,0002	-0,0004
PZU	0,0095	0,0013	0,0027	0,0088	-0,0005	-0,0038

Źródło: opracowanie własne

Uwaga: wartości zero oznaczają dodatnią wartość miernika, w którym pierwsza cyfra znacząca znajduje się dopiero na 5. miejscu po przecinku.

Tabela 4.14. Ranking funduszy w okresie d według poszczególnych wskaźników efektywności oraz pozycji średniej i dominującej

Wskaźniki					
Sharpe'a	Treynora	Blacka-Treynora	Sharpe'a	Treynora	Blacka-Treynora
dziennie stopy zwrotu			tygodniowe stopy zwrotu		
Bankowy	PZU	PZU	Nordea	PZU	PZU
Nordea	Bankowy	Nordea	PZU	Bankowy	Nordea
Nationale	AEGON	Bankowy	Bankowy	Nordea	Bankowy
Allianz	Nationale	Allianz	Nationale	Nationale	Allianz
AEGON	Nordea	Nationale	Allianz	AEGON	Generali
Pocztylion	Allianz	Pocztylion	AEGON	Allianz	Aviva
Pekao	Pocztylion	Pekao	Generali	Aviva	Pocztylion
AXA	Pekao	AXA	Aviva	Generali	AXA
Aviva	AXA	Aviva	Pocztylion	Pocztylion	Pekao
PZU	Aviva	AEGON	AXA	AXA	Nationale
Generali	Generali	Generali	Pekao	Pekao	AEGON
miesięczne stopy zwrotu			Ranking według pozycji		
			OFE	średniej	dominującej
Nordea	Bankowy	Nordea	AEGON	6	·
Bankowy	Nationale	Bankowy	Allianz	2	3
Nationale	Nordea	Allianz	Aviva	8	4
AEGON	AEGON	AXA	AXA	3	1
Allianz	Allianz	Nationale	Generali	11	10
Pocztylion	Pocztylion	Pocztylion	Nationale	7	8
Aviva	Aviva	Aviva	Nordea	4	·
Pekao	Pekao	Pekao	Pekao	9	9
AXA	AXA	PZU	Bankowy	1	2
PZU	PZU	AEGON	Pocztylion	5	·
Generali	Generali	Generali	PZU	10	11

Źródło: opracowanie własne

Porównując rankingi funduszy w obu okresach, zauważa się znaczną zmienność ich pozycji. W pierwszym okresie najbardziej stabilne były OFE, które znalazły się w końcowej części listy, a mianowicie Pekao, PZU i Generali. Plasowały się one na trzech ostatnich pozycjach zarówno w rankingu przeprowadzonym według średniej, jak i według najczęściej zajmowanego miejsca. Jak widać, trzy fundusze: Pocztylion, Nordea i AEGON zmieniały swoje pozycje na tyle często, że nie można było ustalić pozycji dominującej. Najwyższe miejsca zajmowały OFE:

Bankowy, Allianz i AXA, które utrzymywały te pozycje według obu rankingów. W kolejnym okresie niezmiennie w rankingu pozostały jedynie pozycje pierwsza i ostatnia, na których znalazły się odpowiednio: OFE Bankowy – pierwsze i OFE Generali – ostatnie miejsce. W tym drugim okresie najbardziej stabilne (z punktu widzenia rankingów przeprowadzonych po uśrednionych wartościach wskaźników) były OFE: Generali, Bankowy, Nationale-Nederlanden i Aviva.

Tabela 4.15. Ranking funduszy w okresie e według poszczególnych wskaźników efektywności oraz pozycji średniej i dominującej

Wskaźniki					
Sharpe'a	Treynora	Blacka-Treynora	Sharpe'a	Treynora	Blacka-Treynora
dienne stopy zwrotu			tygodniowe stopy zwrotu		
AXA	PZU	PZU	AXA	AXA	Nationale
Bankowy	AXA	Nordea	Allianz	Bankowy	AXA
PZU	Bankowy	AXA	Bankowy	Allianz	Allianz
Allianz	Allianz	Bankowy	Aviva	AEGON	AEGON
Pocztylion	Pocztylion	Allianz	Pocztylion	Aviva	Bankowy
Aviva	Nordea	Pocztylion	AEGON	Pocztylion	Aviva
Nordea	Aviva	AEGON	Nationale	Nordea	Pocztylion
AEGON	AEGON	Nationale	Nordea	Nationale	Nordea
Nationale	Nationale	Aviva	Pekao	Pekao	Pekao
Pekao	Pekao	Pekao	Generali	Generali	Generali
Generali	Generali	Generali	PZU	PZU	PZU
miesięczne stopy zwrotu			Ranking według pozycji		
			OFE	średniej	dominującej
AXA	AXA	AXA	AEGON	7	·
Bankowy	Bankowy	Bankowy	Allianz	4	·
Allianz	Allianz	Allianz	Aviva	6	7
Aviva	Aviva	Pocztylion	AXA	9	·
Pocztylion	Pocztylion	Nordea	Generali	11	11
Nordea	Nordea	AEGON	Nationale	3	4
AEGON	AEGON	Aviva	Nordea	2	·
Nationale	Nationale	Nationale	Pekao	10	8
Pekao	Pekao	Pekao	Bankowy	1	2
Generali	Generali	Generali	Pocztylion	8	6
PZU	PZU	PZU	PZU	5	1

Źródło: opracowanie własne

4.4. Czy wprowadzenie dobrowolności oszczędzania w otwartych funduszach emerytalnych wpłynęło na zmianę efektywności OFE?

Ostatnia para porównywanych okresów obejmuje zaledwie po 18 miesięcy każdy, a rozdziela ją data może nie być dostatecznie „wyrazista”, bowiem decyzja o dobrowolności gromadzenia składek emerytalnych w OFE dotyczyła bieżących wpłat składek do otwartych funduszy emerytalnych lub Zakładu Ubezpieczeń Społecznych. Nie spowodowała natomiast automatycznego wycofania aktywów wcześniej zgromadzonych w funduszach emerytalnych, jak to miało miejsce w przypadku przekazania oszczędności emerytalnych z OFE do ZUS z powodu decyzji ustawodawcy, tudzież przekazywania ich w wyniku zastosowania tzw. suwaka bezpieczeństwa. Należy się raczej spodziewać gwałtownego spadku wysokości składki wpływającej do funduszy emerytalnych i związanej z tym mniejszej elastyczności inwestycyjnej. Na to dodatkowo nakłada się wprowadzony w życie w 2014 r. zakaz inwestowania w papiery gwarantowane przez Skarb Państwa.

Tabela 4.16. Uśrednione wartości wskaźników Sharpe’a w porównywanych okresach

OFE	Okresy					
	f			g		
	Stopy zwrotu					
	dzienne	tygodniowe	miesięczne	dzienne	tygodniowe	miesięczne
AEGON	0,0152	-0,0057	0,1176	-0,0412	-0,0444	-0,2118
Allianz	0,0156	-0,0005	0,1254	-0,0305	-0,0303	-0,1470
Aviva	0,0171	0,0064	0,1387	-0,0271	-0,0432	-0,1835
AXA	0,0189	0,0075	0,1362	-0,0272	-0,0319	-0,1293
Generali	0,0103	0,0108	0,0878	-0,0442	-0,0619	-0,2185
Nationale	0,0049	-0,0037	0,0522	-0,0391	-0,0498	-0,2103
Nordea	0,0255	0,0187	0,1663	-0,0357	-0,0464	-0,1789
Pekao	0,0176	-0,0050	0,1351	-0,0435	-0,0579	-0,2135
Bankowy	0,0261	0,0260	0,1795	-0,0285	-0,0377	-0,1379
Pocztylion	0,0128	0,0011	0,1148	-0,0297	-0,0368	-0,1521
PZU	0,0216	0,0707	0,0644	-0,0301	-0,0814	-0,2175
WIG	0,0130	0,0182	0,1325	-0,0440	-0,0689	-0,2178

Źródło: opracowanie własne

Tabela 4.17. Uśrednione wartości wskaźników Treynora w porównywanych okresach

OFE	Okresy					
	f			g		
	Stopy zwrotu					
	dzienne	tygodniowe	miesięczne	dzienne	tygodniowe	miesięczne
AEGON	0,0002	0,0000	0,0045	-0,0004	-0,0008	-0,0063
Allianz	0,0002	0,0000	0,0050	-0,0003	-0,0006	-0,0045
Aviva	0,0003	0,0001	0,0056	-0,0004	-0,0008	-0,0058
AXA	0,0002	0,0002	0,0055	-0,0003	-0,0006	-0,0040
Generali	0,0001	0,0002	0,0035	-0,0004	-0,0012	-0,0067
Nationale	0,0001	-0,0001	0,0039	-0,0004	-0,0009	-0,0062
Nordea	0,0003	0,0004	0,0067	-0,0003	-0,0009	-0,0055
Pekao	0,0002	-0,0001	0,0053	-0,0004	-0,0011	-0,0065
Bankowy	0,0003	0,0007	0,0071	-0,0003	-0,0007	-0,0043
Pocztylion	0,0002	0,0000	0,0046	-0,0003	-0,0007	-0,0047
PZU	0,0008	0,0021	0,0028	-0,0067	-0,0022	-0,0072
WIG	0,0001	0,0003	0,0049	-0,0004	-0,0012	-0,0065

Źródło: opracowanie własne

Uwaga: wartości zero oznaczają dodatnią wartość miernika, w którym pierwsza cyfra znacząca znajduje się dopiero na 5. miejscu po przecinku.

Wartości indeksu Sharpe'a (zamieszczone w tabelach C46–C48) wskazują, że w okresie od początku 2013 r. do końca czerwca następnego roku premia za ryzyko była w większości przypadków dodatnia. Wyjątkami były OFE: AXA i Generali dla dziennych zwrotów i OFE Nationale-Nederlanden dla stóp miesięcznych, przy założeniu że instrumentem wolnym od ryzyka jest indeks obligacji. Natomiast rozpatrując tygodniowe stopy zwrotu, stwierdzamy, że premia za ryzyko w przypadku TBSP.Index jest ujemna dla wszystkich OFE z wyjątkiem PZU, podczas gdy wartości wskaźnika Sharpe'a są ujemne dla wszystkich OFE w drugim porównywanym okresie, tj. od lipca 2014 do końca 2015 r. (tabele C55–C57). Przedstawione w tabeli 4.16 wartości uśrednione syntetyzują przedstawione wyżej wnioski, pokazując jednocześnie, że w obu podokresach obserwuje się istotną zmianę sytuacji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.

Dość podobne wnioski można wyciągnąć na podstawie mierników Treynora, które w większości przypadków są dodatnie (tabele C49–C51) w pierwszym okresie analizy, z wyjątkiem dziennych stóp zwrotu z OFE PZU (przy czym wskaźnik Treynora jest dodatni, kiedy beta pochodzi z modelu CAPM) i OFE Nationale-Nederlanden, gdy TBPS jest instrumentem wolnym od ryzyka. Ujemne wartości występują także dla tego ostatniego instrumentu, gdy badanie efektywno-

ści prowadzone jest w oparciu o tygodniowe stopy zwrotu wszystkich funduszy emerytalnych z wyjątkiem OFE: Nordea, Bankowy i PZU. W przypadku modeli szacowanych na miesięcznych zwrotach ujemna wartość wskaźnika Treynora została wygenerowana dla OFE Nationale-Nederlanden, kiedy beta została wzięta z modelu CAPM. Dla porównania (tabele C58–C60) wskaźniki Treynora są w drugim z rozpatrywanych okresów ujemne dla wszystkich funduszy, modeli, instrumentów wolnych od ryzyka i częstotliwości pomiaru stóp zwrotu, co znajduje potwierdzenie w tabeli 4.17. Porównując uśrednione wartości wskaźników Treynora wyznaczone dla OFE i WIG, wydaje się jednak, że fundusze emerytalne w obu porównywalnych przedziałach czasu radziły sobie podobnie.

Tabela 4.18. Uśrednione wartości wskaźników Jensena w porównywanych okresach

OFE	Okresy					
	f			g		
	Stopy zwrotu					
	dzienne	tygodniowe	miesięczne	dzienne	tygodniowe	miesięczne
AEGON	0,0000	-0,0002	0,0005	0,0000	0,0003	0,0004
Allianz	0,0000	-0,0002	0,0001	0,0000	0,0005	0,0016
Aviva	0,0000	-0,0001	0,0003	0,0000	0,0003	0,0007
AXA	0,0000	-0,0001	0,0006	0,0001	0,0005	0,0021
Generali	0,0000	-0,0001	-0,0006	0,0000	0,0001	-0,0002
Nationale	0,0001	0,0001	0,0008	0,0000	0,0002	0,0003
Nordea	0,0001	0,0000	0,0009	0,0001	0,0003	0,0009
Pekao	0,0000	-0,0002	0,0002	0,0000	0,0001	0,0000
Bankowy	0,0001	0,0001	0,0011	0,0001	0,0004	0,0019
Pocztylion	0,0000	-0,0002	-0,0001	0,0000	0,0004	0,0016
PZU	0,0001	0,0006	-0,0010	-0,0002	-0,0005	-0,0005

Źródło: opracowanie własne

Uwaga: wartości zero oznaczają dodatnią wartość miernika, w którym pierwsza cyfra znacząca znajduje się dopiero na 5. miejscu po przecinku.

Biorąc pod uwagę alfę Jensena, można zauważyć (tabele C52–C54 oraz C61–C63), że jest ona dodatnia w pierwszym okresie analizy dla dziennych częstotliwości, a w drugim okresie ujemne wartości odnotowuje się dla OFE PZU, niezależnie od definicji instrumentu wolnego od ryzyka, oraz dla OFE: AEGON, Generali i Pekao, o ile w analizach uwzględnia się TBSP.Index jako instrument o zerowym ryzyku. Z kolei przy częstotliwościach tygodniowych wskaźnik Jensena jest dodatni dla wszystkich OFE z wyjątkiem PZU w drugim okresie, a w pierwszym

jedynie w połowie analizowanych przypadków. Częstotliwości miesięczne generują dodatnie wartości tego współczynnika dla stóp procentowych WIBOR niemal dla wszystkich OFE, wyjątkiem jest PZU w obu okresach i Generali w pierwszym okresie. Natomiast wykorzystanie indeksu obligacji daje dodatnie wartości wskaźników Jensena w pierwszym okresie następującym funduszom: AEGON, AXA, Nationale-Nederlanden, Nordea i Bankowy, a w drugim okresie funduszom: AEGON, Allianz, Aviva, AXA, Nationale-Nederlanden, Nordea, Bankowy i Pocztylion. Porównanie wartości uśrednionych alf przedstawiono w tabeli 4.18, a wskaźników Blacka-Treynora w tabeli 4.19. Na podstawie tych ostatnich utworzono rankingi zamieszczone w kolejnych dwóch tabelach.

Tabela 4.19. Uśrednione wartości wskaźników Blacka-Treynora w porównywanych okresach

OFE	Okresy					
	f			g		
	Stopy zwrotu					
	dzienne	tygodniowe	miesięczne	dzienne	tygodniowe	miesięczne
AEGON	0,0001	-0,0005	-0,0003	0,0000	0,0004	0,0002
Allianz	0,0001	-0,0004	0,0001	0,0001	0,0007	0,0020
Aviva	0,0001	-0,0002	0,0007	0,0000	0,0004	0,0009
AXA	0,0001	-0,0002	0,0013	0,0001	0,0006	0,0027
Generali	0,0000	-0,0001	-0,0013	0,0000	0,0001	-0,0002
Nationale	0,0001	0,0002	0,0012	0,0000	0,0003	0,0003
Nordea	0,0003	0,0001	0,0018	0,0001	0,0004	0,0010
Pekao	0,0001	-0,0005	0,0004	-0,0001	0,0002	0,0000
Bankowy	0,0002	0,0002	0,0023	0,0001	0,0005	0,0022
Pocztylion	0,0000	-0,0003	-0,0002	0,0001	0,0005	0,0018
PZU	0,0078	0,0017	-0,0020	-0,0063	-0,0010	-0,0006

Źródło: opracowanie własne

Uwaga: wartości zero oznaczają dodatnią wartość miernika, w którym pierwsza cyfra znacząca znajduje się dopiero na 5. miejscu po przecinku.

Biorąc pod uwagę rankingi funduszy utworzone dla różnych mierników i częstotliwości pomiaru w okresie oznaczonym jako f, można zauważyć wysoką pozycję OFE PZU i Bankowego. Oba zajmują pierwszą pozycję w uogólnionym rankingu według dominanty i mimo że PZU częściej plasuje się na pierwszym miejscu, to według średniej zajmuje dopiero trzecią lokatę po OFE Bankowym i Nordei. Najczęściej ostatnią pozycję zajmuje Nationale-Nederlanden, a przedostatnią Generali, chociaż według średniej lokują się one odpowiednio na pozycji dziewiątej i ósmej, natomiast najsłabiej w rankingu utworzonym według średnich miejsc rankingowych wypada AEGON.

W drugim z rozpatrywanych okresów porównanie OFE PZU i Bankowego dostarcza ciekawych wniosków. O ile bowiem pierwszy z wymienionych funduszy generalnie plasuje się na wysokich pozycjach również w okresie g (tj. na drugiej pozycji w uogólnionym rankingu zarówno według średniej, jaki i dominanty), to OFE PZU spadło na ostatnią pozycję, a Generali utrzymało się na pozycji dziesiątej, podczas gdy Nationale-Nederlanden nieznacznie poprawiło swoje notowania. Najwyżej w rankingu w ostatnim z porównywanych okresów uplasowało się OFE AXA, które w poprzednim okresie było na czwartym miejscu.

Tabela 4.20. Ranking funduszy w okresie f według poszczególnych wskaźników efektywności oraz pozycji średniej i dominującej

Wskaźniki					
Sharpe'a	Treynora	Blacka-Treynora	Sharpe'a	Treynora	Blacka-Treynora
dienne stopy zwrotu			tygodniowe stopy zwrotu		
Bankowy	PZU	PZU	PZU	PZU	PZU
Nordea	Bankowy	Nordea	Bankowy	Bankowy	Nationale
PZU	Nordea	Bankowy	Nordea	Nordea	Bankowy
AXA	Aviva	Nationale	Generali	Generali	Nordea
Pekao	AXA	Aviva	AXA	AXA	Generali
Aviva	Pekao	AXA	Aviva	Aviva	AXA
Allianz	Allianz	Pekao	Pocztylion	Pocztylion	Aviva
AEGON	AEGON	Allianz	Allianz	AEGON	Pocztylion
Pocztylion	Pocztylion	AEGON	Nationale	Allianz	Allianz
Generali	Generali	Pocztylion	Pekao	Nationale	Pekao
Nationale	Nationale	Generali	AEGON	Pekao	AEGON
miesięczne stopy zwrotu			Ranking według pozycji		
			OFE	średniej	dominującej
Bankowy	Bankowy	Bankowy	AEGON	11	8
Nordea	Nordea	Nordea	Allianz	7	7
Aviva	Aviva	AXA	Aviva	5	6
AXA	AXA	Nationale	AXA	4	·
Pekao	Pekao	Aviva	Generali	8	10
Allianz	Allianz	Pekao	Nationale	9	11
AEGON	Pocztylion	Allianz	Nordea	2	2
Pocztylion	AEGON	Pocztylion	Pekao	6	5
Generali	Nationale	AEGON	Bankowy	1	1
PZU	Generali	Generali	Pocztylion	10	·
Nationale	PZU	PZU	PZU	3	1

Źródło: opracowanie własne

Tabela 4.21. Ranking funduszy w okresie g według poszczególnych wskaźników efektywności oraz pozycji średniej i dominującej

Wskaźniki					
Sharpe'a	Treynora	Blacka-Treynora	Sharpe'a	Treynora	Blacka-Treynora
dienne stopy zwrotu			tygodniowe stopy zwrotu		
Aviva	AXA	AXA	Allianz	Allianz	Allianz
AXA	Bankowy	Bankowy	AXA	AXA	AXA
Bankowy	Pocztylion	Nordea	Pocztylion	Bankowy	Pocztylion
Pocztylion	Allianz	Pocztylion	Bankowy	Pocztylion	Bankowy
PZU	Nordea	Allianz	Aviva	AEGON	Aviva
Allianz	Aviva	Aviva	AEGON	Aviva	AEGON
Nordea	Nationale	Nationale	Nordea	Nordea	Nordea
Nationale	AEGON	AEGON	Nationale	Nationale	Nationale
AEGON	Pekao	Generali	Pekao	Pekao	Pekao
Pekao	Generali	Pekao	Generali	Generali	Generali
Generali	PZU	PZU	PZU	PZU	PZU
miesięczne stopy zwrotu			Ranking według pozycji		
			OFE	średniej	dominującej
AXA	AXA	AXA	AEGON	7	8
Bankowy	Bankowy	Bankowy	Allianz	3	·
Allianz	Allianz	Allianz	Aviva	5	6
Pocztylion	Pocztylion	Pocztylion	AXA	1	1
Nordea	Nordea	Nordea	Generali	10	10
Aviva	Aviva	Aviva	Nationale	8	7
Nationale	Nationale	Nationale	Nordea	6	·
AEGON	AEGON	AEGON	Pekao	9	9
Pekao	Pekao	Pekao	Bankowy	2	2
PZU	Generali	Generali	Pocztylion	4	4
Generali	PZU	PZU	PZU	11	10

Źródło: opracowanie własne

4.5. Badanie persystencji funduszy emerytalnych

Jednym z istotnych elementów analiz instytucji zbiorowego inwestowania jest sprawdzenie, jak radzą sobie zarządzający funduszami w zmieniającym się otoczeniu i czy fundusze utrzymują swoje pozycje rankingowe w różnych warunkach, czyli tzw. badanie persystencji (*persistence*). Jak można było zauważyć w tabelach: 4.3, 4.8, 4.9, 4.14, 4.15, 4.20 i 4.21, pozycje rankingowe poszczególnych funduszy emerytalnych zmieniały się w kolejnych okresach analizy, nawet jeśli brano pod uwagę uśrednione wartości mierników efektywności oraz nie różnicowano oceny efektywności ze względu na częstotliwości pomiaru stóp zwrotu (tabela 4.22). Biorąc pod uwagę sumę rang, określających pozycje rankingowe zajmowane przez poszczególne fundusze emerytalne, otrzymamy kolejność funduszy przedstawioną w ostatniej kolumnie tabeli 4.22. Jak widać, najlepsze fundusze to Bankowy, Nordea i Allianz, a najłabsze to Generali, Pekao i AEGON. Generalnie pierwszą pozycję (zwycięzcy) utrzymuje OFE Bankowy w ciągu 6 spośród 7 analizowanych okresów. Natomiast pozycja ostatnia (przegranego) należy do OFE AEGON w okresach b i f, Generali – w okresach d i e, PZU – w okresach c i g oraz Pekao w okresie a.

Tabela 4.22. Porównanie pozycji rankingowych uzyskanych przez poszczególne fundusze w kolejnych okresach

OFE	Wyróżnione okresy							Suma rang	Ranking
	a	b	c	d	e	f	g		
AEGON	8	11	7	6	7	11	7	57	09
Allianz	3	6	4	2	4	7	3	29	03
Aviva	7	10	8	8	6	5	5	49	07
AXA	2	7	5	3	9	4	1	31	04
Generali	10	8	6	11	11	8	10	64	11
Nationale	5	9	2	7	3	9	8	43	05
Nordea	6	5	3	4	2	2	6	28	02
Pekao	11	3	9	9	10	6	9	57	10
Bankowy	1	1	1	1	1	1	2	08	01
Pocztylion	9	4	10	5	8	10	4	50	08
PZU	4	2	11	10	5	3	11	46	06

Źródło: opracowanie własne

Zmiany pozycji rankingowych funduszy emerytalnych można zmierzyć za pomocą współczynnika korelacji rang Spearmana (1.63). Należy podkreślić, że wykorzystany do oceny miernik współzależności między pozycjonowaniem po-

szczególnych funduszy w porównywanych okresach, wyróżnionych datą wprowadzenia w życie modyfikacji wpływającej na funkcjonowanie OFE, wskazuje na relatywnie małą korelację kolejności analizowanych funduszy (tabela 4.23). Statystycznie istotna korelacja kolejnościowa (oznaczona pogrubioną czcionką) jest widoczna w mniej niż połowie analizowanych par okresów (tj. w 10 na 21).

Tabela 4.23. Wartości współczynników korelacji kolejnościowej Spearmana (1.63) i statystyk t-Studenta (1.66)

Porównywane okresy	a:b	a:c	a:d	a:e	a:f	a:g	b:c
Wartość współczynnika	0,2455	0,5455	0,6727	0,6545	0,5636	0,5727	-0,0818
Wartość statystyki	0,7596	1,9524	2,7277	2,5973	2,0470	2,0960	-0,2463
Porównywane okresy	b:d	b:e	b:f	b:g	d:f	d:g	d:e
Wartość współczynnika	0,2000	0,2364	0,5909	0,0455	0,2727	0,8909	0,5455
Wartość statystyki	0,6124	0,7298	2,1974	0,1365	0,8504	5,8847	1,9524
Porównywane okresy	c:d	c:e	c:f	c:g	e:f	e:g	f:g
Wartość współczynnika	0,6091	0,6000	0,2636	0,4364	0,4545	0,2636	0,2182
Wartość statystyki	2,3040	2,2500	0,8199	1,4549	1,5309	0,8199	0,6707

Źródło: opracowanie własne

Ostatnia kolumna tabeli 4.23. zawiera porównanie rankingów funduszy w parach analizowanych wcześniej okresów (tj. b:c, d:e i f:g). I tak w pierwszych i ostatnich dwóch podokresach wartość tego współczynnika (dla zadanego poziomu istotności 0,05) jest nieistotnie różna od zera. Oznacza to, że kolejność funduszy w obu porównywalnych okresach jest znacząco różna. Z kolei przekazanie do FUS ponad połowy aktywów zgromadzonych w funduszach emerytalnych pozwoliło do pewnego stopnia zachować podobną kolejność funduszy, bowiem sam współczynnik korelacji rang jest istotnie większy od zera, choć sama wartość współczynnika nieznacznie przekracza 0,5.

Najczęściej podobieństwo pozycji rankingowych funduszy emerytalnych w dwóch różnych okresach występuje w porównaniu z całym 7-letnim okresem oznaczonym przez a. Widać bowiem statystycznie istotne dodatnie skorelowanie pozycji osiągniętych przez fundusze w kolejnych okresach z wyjątkiem pierwszego, oznaczonego jako b. Oprócz tego istotne statystycznie są zależności między rankingami OFE w następujących parach okresów badawczych: b:f, c:d, c:e, d:e oraz d:g.

Kolejne analizy przeprowadzono w oparciu o przedziały kwartyłowe. W pierwszym kroku wszystkie fundusze emerytalne zaklasyfikowano do jednej z czterech klas, przyjmując, że najwyższa klasa zawiera jedynie dwa fundusze (a pozostałe klasy po trzy OFE), co przedstawiono w tabeli 4.24. Następnie przeanalizowano

przesunięcia OFE między klasami i określono ich liczbę dla ustalonych odległości między klasami, a w dalszej kolejności dla każdego funduszu wyznaczono syntetyczne mierniki (1.68), co zawiera tabela 4.25.

Tabela 4.24. Przynależność poszczególnych funduszy emerytalnych do kolejnych kwartyli na podstawie zagregowanych rankingów

OFE	Wyznaczone okresy analizy						
	a	b	c	d	e	f	g
AEGON	3	4	3	3	3	4	3
Allianz	2	3	2	1	2	3	2
Aviva	3	4	3	3	3	2	2
AXA	1	3	2	2	4	2	1
Generali	4	3	3	2	4	3	4
Nationale	2	4	1	3	2	4	3
Nordea	3	2	2	2	1	1	3
Pekao	4	2	4	4	4	3	4
Bankowy	1	1	1	1	1	1	1
Pocztylion	4	2	4	2	3	4	2
PZU	2	1	4	4	2	2	4

Źródło: opracowanie własne

Tabela 4.25. Liczba przejść funduszy emerytalnych do kolejnych kwartyli na podstawie zagregowanych rankingów oraz wartość miernika *MS*

OFE	Przejście o <i>i</i> klas				Wartość <i>MS</i> (%)
	<i>i</i> = 0	<i>i</i> = 1	<i>i</i> = 2	<i>i</i> = 3	
AEGON	11	10	·	·	76,19
Allianz	7	12	2	·	64,29
Aviva	7	12	2	·	64,29
AXA	4	10	4	3	49,40
Generali	6	12	3	·	60,71
Nationale	3	10	6	2	46,43
Nordea	5	12	4	·	57,14
Pekao	10	6	5	·	67,86
Bankowy	21	·	·	·	100,00
Pocztylion	6	6	9	·	53,57
PZU	6	3	9	3	48,21

Źródło: opracowanie własne

Najbardziej stabilnym funduszem, utrzymującym się na czele rankingów, jest Bankowy, który we wszystkich analizowanych okresach zajmował jedno z dwu pierwszych miejsc. Kolejne trzy fundusze, tj. OFE: Pekao, Allianz i Aviva można uznać za dość stabilne, przy czym Allianz nigdy nie znalazł się w czwartym kwartylu, a Pekao i Aviva w pierwszym. Najmniej stabilne okazały się Nationale-Nederlanden, PZU i AXA.

Zakończenie

Otwarte Fundusze Emerytalne zostały utworzone w 1999 r. jako drugi filar na podstawie Ustawy z dnia 28 sierpnia 1997 r. o organizacji i funkcjonowaniu funduszy emerytalnych, i stanowiły część kapitałową całego systemu. Reforma emerytalna wywołała wiele kontrowersji. Po pierwsze, osoby w wieku produkcyjnym podzielone zostały na trzy oddzielne grupy: urodzeni przed 1.01.1949 r., których reforma nie objęła, urodzeni po 31.12.1948 r., ale przed 1.01.1969 r., którzy mogli zdecydować o przynależności do OFE, oraz urodzeni po 31.12.1968 r., którzy obowiązkowo musieli przystąpić do otwartych funduszy emerytalnych. Po drugie, otwarte fundusze emerytalne otrzymały dostęp do środków, które miały być inwestowane na rynku finansowym w celu generowania zysków. Jednakże interes Powszechnych Towarzystw Emerytalnych niekoniecznie był zbieżny z maksymalizacją efektów inwestycyjnych dla członków OFE. Po trzecie, ocena efektywności działających na rynku funduszy emerytalnych, które porównywały się do uśrednionych wartości własnego portfela inwestycyjnego, była wysoce kontrowersyjna. Prowadziło to bowiem, razem z mechanizmem minimalnej stopy i niedoboru, do braku konkurencyjności między funduszami, powielania struktury portfeli inwestycyjnych i zawyżonych ocen wyników inwestycyjnych OFE. W konsekwencji odnotowywano wysokie dochody zarządzających funduszami, które szczyły się bardzo dobrymi efektami inwestycyjnymi.

Krytyka funkcjonowania OFE doprowadziła do ograniczania swobody ich działania kolejnymi modyfikacjami wprowadzanymi przez ustawodawcę. W 2011 r. obniżono procent środków, które trafiały na konta funduszy ze składek na ubezpieczenie emerytalne, w 2014 r. zabrano im 51,5% zgromadzonych aktywów, wprowadzono „suwak bezpieczeństwa” i zmieniono listę instrumentów finansowych dopuszczonych do budowy portfeli OFE. Kolejnym krokiem w marginalizowaniu pozycji funduszy emerytalnych było zniesienie obowiązku gromadzenia oszczędności emerytalnych w otwartych funduszach emerytalnych, a w planach jest ich likwidacja.

Celem badań prezentowanych w niniejszej monografii była analiza wpływu wymienionych wyżej modyfikacji systemu emerytalnego, wprowadzanych w życie w latach 2011–2014, na efektywność otwartych funduszy emerytalnych. W opar-

ciu o przeprowadzone badania w kolejnych rozdziałach empirycznych monografii przedstawiono:

- wyniki analiz stóp zwrotu z funduszy emerytalnych i przyjętych benchmarków;
- oszacowania modeli jednowskaźnikowych i wyceny aktywów kapitałowych;
- wyznaczone klasyczne wskaźniki efektywności inwestycyjnej.

Badania realizowano dla różnych reprezentantów instrumentów wolnego od ryzyka, różnie oszacowanych parametrów beta, dla różnych częstotliwości pomiaru stóp zwrotu w kilku wyznaczonych okresach. W związku z powyższym dla każdego funduszu emerytalnego oszacowano po 84 modele (Sharpe'a i CAPM) oraz wyznaczono po 315 wskaźników efektywności (Sharpe'a, Treynora, Jensena i Blacka-Treynora). W celu umożliwienia śledzenia wskazań tych mierników, w pierwszym kroku uśredniono ich wartości dla różnych instrumentów wolnych od ryzyka oraz w przypadku wskaźnika Treynora również dla bet wyznaczonych z modeli Sharpe'a i CAPM. Uzyskano w ten sposób dla każdego funduszu 84 mierniki. W drugim kroku utworzono dla każdego okresu i częstotliwości pomiaru stóp zwrotu ranking funduszy, tj. dla każdego okresu po 9 rankingów (razem 63 rankingi). W kolejnym kroku dla każdego okresu zbudowano zagregowane (dla miar i częstotliwości) rankingi w dwóch wersjach – według średniej pozycji i według pozycji dominującej, o ile można było taką najczęściej występującą pozycję określić. Badanie persystencji przeprowadzono, biorąc pod uwagę zagregowane rankingi funduszy emerytalnych dla każdego z siedmiu analizowanych okresów.

W przypadku wszelkiego typu badań podstawową kwestią jest pomiar zmiennych, a w przypadku szeregów czasowych dodatkowo należy ustalić częstotliwość dokonywania obserwacji. Jak wynika z przytoczonego w pracy skrótego przeglądu literatury, brak jest jednoznacznych wskazań w tym zakresie, a częstotliwość pomiaru stóp zwrotu może mieć znaczący wpływ na własności szeregów czasowych, wartości ocen estymatorów parametrów modelu oraz wyznaczonych mierników efektywności inwestycyjnej. Dlatego też w badaniach uwzględniono trzy, wskazywane najczęściej w literaturze przedmiotu, interwały, z których wyznaczono stopy zwrotu.

Innym ważnym zagadnieniem jest wybór okresu, który zostanie objęty analizą. W badaniach uwzględniono siedmioletni okres obejmujących lata 2009–2015, oznaczony symbolem a, w którym wyróżniono trzy pary podokresów badawczych, oznaczone jako:

- b i c – okresy przed i po zmniejszeniu wysokości składek emerytalnych odprowadzanych do OFE;
- d i e – okresy przed i po wprowadzeniu w życie reformy, polegającej m.in. na przekazaniu ponad połowy aktywów OFE do FUS, wprowadzeniu „suwaka bezpieczeństwa” i zmianie katalogu instrumentów dopuszczonych do budowy portfeli inwestycyjnych przez fundusze emerytalne;
- f i g – okresy przed i po zniesieniu obligatoryjności członkostwa w OFE.

Zrealizowane badania potwierdziły empirycznie, że im dłuższy interwał, z jakiego wyznaczane są stopy zwrotu, tym rozkład prawdopodobieństwa stóp logarytmicznych staje się bardziej symetryczny, a kurtoza bardziej zbliżona do krzywej normalnej. O ile zatem nie można mówić o rozkładzie Gaussa w przypadku dziennych stóp zwrotu, to stopy miesięczne są już zbliżone do rozkładu normalnego dla wszystkich analizowanych okresów. Natomiast tygodniowym stopom zwrotu można przypisać rozkład normalny jedynie w okresach d i e. Dotyczy to zarówno zwrotów z jednostek rozrachunkowych funduszy emerytalnych, jak i wszystkich analizowanych benchmarków (którymi są WIG, TBSP.Index, WIBOR 3M i WIBOR 1Y).

Analiza wartości oczekiwanych stóp zwrotu wskazuje, że statystycznie istotne dodatnie zwroty obserwuje się dla:

- wszystkich OFE w okresach a (obejmujących cały 7-letni okres badania), b (tj. przed zmianą wielkości składki emerytalnej odprowadzanej do OFE) i d (przed przekazaniem ponad połowy aktywów OFE do FUS), jeśli analizowane są dzienne stopy zwrotu;
- wszystkich OFE w okresie b, większości OFE w okresie d i połowy analizowanych OFE w okresie a, kiedy badanie prowadzone jest dla miesięcznych stóp zwrotu;
- OFE PZU w okresach a, b i d oraz OFE Nordea, jeśli brane są pod uwagę tygodniowe zwroty.

Ani jeden fundusz nie generował istotnie mniejszych od zera stóp zwrotu w żadnym z analizowanych okresów. Jednocześnie, co warto podkreślić, dla rynku akcji reprezentowanego przez indeks WIG nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej dla żadnego z analizowanych okresów i częstotliwości pomiaru stóp zwrotu. Rynek obligacji generował dodatnie zwroty w okresach a–e¹, natomiast rynek pieniężny, opisywany przez stopy procentowe WIBOR – we wszystkich badanych okresach. Porównanie średnich stóp zwrotu z jednostek rozrachunkowych wszystkich OFE ze zwrotami z benchmarków wskazuje nieistotne różnice z wyjątkiem generowania przez OFE istotnie większych dochodów niż rynek pieniężny, reprezentowany przez obie stopy procentowe w okresach oznaczonych jako b i d.

Porównując rentowność funduszy emerytalnych w okresach przed i po zmniejszeniu składki odprowadzanej do OFE (tj. w okresach b i c), mierzonej stopą zwrotu z jednostek rozrachunkowych, należy stwierdzić, że zmiany są niewielkie i można mówić jedynie o istotnym spadku miesięcznych stóp zwrotu w przypadku OFE Pekao i Pocztylion. Natomiast w kolejnych dwóch porównywanych okresach (d i e), tj. przed i po modyfikacjach powodujących drastyczne zmniejszenie się

1 Innymi słowy, nie można mówić o dodatnich zwrotach dla ostatniej pary analizowanych okresów skonstruowanych wokół decyzji o zniesieniu obligatoryjności gromadzenia oszczędności emerytalnych w OFE.

aktywów funduszy emerytalnych i zmianach w katalogu instrumentów dopuszczonych do budowy portfeli inwestycyjnych OFE, wyraźnie widać, że dzienne i miesięczne stopy zwrotu w okresie d są większe niż w okresie e, ale statystycznie istotne wyniki potwierdzające ten fakt dotyczą jedynie OFE: AEGON, Nationale-Nederlanden i Nordea oraz PZU „Złota Jesień”, i tylko w odniesieniu do zwrotów miesięcznych. Z kolei porównanie dwóch ostatnich analizowanych podokresów (f i g), które mają związek z decyzją o dobrowolności gromadzenia oszczędności emerytalnych w OFE, potwierdza brak istotnych różnic w wartościach oczekiwanych stóp zwrotu uzyskiwanych przez fundusze emerytalne w obu okresach.

Porównania międzyokresowe benchmarków, niezależnie od przedziałów, z których wyznaczano stopy zwrotu, wskazują na istotne pogorszenie się rentowności na rynku pieniężnym po wprowadzeniu w życie obu modyfikacji w 2014 r. Natomiast zmniejszenie składek odprowadzanych do OFE spowodowało istotne podwyższenie dziennych stóp zwrotu na rynku pieniężnym, jeśli reprezentowany był on przez WIBOR dla pożyczek 3-miesięcznych, i zmniejszenie dziennych zwrotów, gdy reprezentantem rynku był WIBOR dla pożyczek rocznych. W pozostałych przypadkach zmiany były statystycznie nieistotne.

Analizując ryzyko w porównywanych parach okresów, mierzone odchyleniem standardowym stóp zwrotu, stwierdza się jego wzrost w przypadku par okresów d i e oraz f i g dla wszystkich OFE oraz interwałów, z których wyznaczano stopy zwrotu, chociaż statystycznie istotne zmiany dotyczą częstotliwości dziennych i tygodniowych. Podobne porównania przeprowadzone dla benchmarków wskazują na istotny wzrost zmienności po wprowadzeniu nowych ustaleń wpływających na funkcjonowanie OFE w przypadku rynku obligacji i rynku pieniężnego w porównywanych parach okresów b i c oraz d i e, niezależnie od częstotliwości pomiaru. Analiza ostatniej pary okresów wskazuje na istotne różnice dla rynku obligacji, niezależnie od częstotliwości pomiaru, a także dla dziennych notowań WIG i WIBOR 1Y oraz dziennych i tygodniowych dla WIBOR 3M. Oprócz tego zauważono istotny wzrost ryzyka na rynku akcji w przypadku pierwszej z analizowanych zmian w odniesieniu do stóp dziennych i tygodniowych oraz w przypadku drugiej modyfikacji w odniesieniu do zwrotów miesięcznych.

Oszacowane modele Sharpe'a i CAPM wskazują na znaczne podobieństwo ocen estymatorów parametru beta i współczynników determinacji. Przy uwzględnieniu dokładności do czterech miejsc po przecinku większość modeli jednosczaźnikowych charakteryzuje się niemal jednakowymi wartościami wspomnianych parametrów w porównaniu z modelami wyceny aktywów kapitałowych, kiedy instrumentem wolnym od ryzyka jest jedna ze stóp procentowych WIBOR. Natomiast w przypadku indeksu obligacji w charakterze instrumentu o zerowym ryzyku te parametry są nieco bardziej zróżnicowane.

Na uwagę zasługuje ogromne podobieństwo wartości ocen estymatora parametru beta dla wszystkich analizowanych OFE, niezależnie od częstotliwości pomiaru stóp zwrotu, z wyjątkiem OFE PZU „Złota Jesień” w przypadku dzien-

nych zwrotów, dla których bety – jako jedyne – bywają statystycznie nieistotne. Widoczne też są, wskazywane w literaturze przedmiotu, zmiany wartości współczynnika kierunkowego i współczynnika determinacji modeli w zależności od interwału, z którego wyznaczane są stopy zwrotu. Generalnie oba współczynniki rosną wraz z wydłużeniem się tego przedziału. Istotnie większe wartości parametru beta można zaobserwować we wszystkich okresach w przypadku modeli szacowanych dla danych tygodniowych i miesięcznych w porównaniu z modelami estymowanymi na zwrotach dziennych. Natomiast nie ma jednoznacznej oceny tych zmian w przypadku porównań modeli zbudowanych w oparciu o dane tygodniowe i miesięczne. Należy zauważyć, że zwroty tygodniowe zachowują się inaczej niż dzienne i miesięczne stopy zwrotu, co jest również widoczne przy porównaniach modeli konstruowanych na ich podstawie.

Badanie wrażliwości parametru beta wykazało jego istotny wzrost po wprowadzeniu modyfikacji wpływających na funkcjonowanie funduszy emerytalnych we wszystkich modelach. Wyjątkiem są oszacowane na dziennych zwrotach z OFE PZU modele Sharpe'a w okresach b i c oraz CAPM dla TBSP jako instrumentu wolnego od ryzyka w okresach f i g. Ocenie istotności poddano również wyraz wolny w modelach CAMP, ponieważ jest to tzw. alfa Jensena, i stwierdzono, że jest ona istotna jedynie w 19% estymowanych modeli, co świadczy o tym, że zarządzający funduszami emerytalnymi w badanych okresach w większości nie tworzyli portfeli efektywnych.

W związku ze znaczną liczbą wyznaczonych mierników efektywności inwestycyjnej oraz stworzonych rankingów podsumowanie uzyskanych wyników zaprezentowane zostanie w postaci tabelarycznej. W tabeli 1 przedstawiono informacje, w ilu przypadkach (dla każdego OFE i rozpatrywanego okresu):

- mierniki Sharpe'a i Treynora wskazywały na lepsze wyniki inwestycyjne poszczególnych OFE niż przyjęty czynnik rynkowy WIG;
- alfa Jensena była istotnie większa od zera.

Jak można zauważyć, większą niż czynnik rynkowy WIG premię za ryzyko (przypadającą na jednostkę ryzyka) uzyskiwały fundusze emerytalne najczęściej w okresie b (odnotowano 63 przypadki na 66 możliwych) i w ostatnim badanym okresie, tj. g (61 przypadków). W wyróżnionych podokresach b–g zawsze ponad połowa wyznaczonych dla OFE mierników charakteryzowała się większą wartością niż WIG, natomiast dla całego okresu oznaczonego jako a było tylko 26 takich przypadków (na 66 możliwych). Najczęściej te lepsze od rynku wyniki były generowane przez OFE: Bankowy (41 wskaźników na 42), Nordea (35 wskaźników) i AXA (34 wskaźniki). Najstłabiej wypadły OFE: Generali (tylko 20 wskaźników), Pocztylion (21 wskaźników) i AEGON (24 wskaźniki).

Biorąc pod uwagę istotnie dodatnie wartości alfy Jensena, należy stwierdzić, że pojawiały się one w okresach b, c i d oraz sporadycznie w okresie a, obejmującym wszystkie obserwacje z siedmiu analizowanych lat. Najwięcej przypadków dobrej oceny zarządzających odnotowano w okresie c (16 na 33 możliwe)

Tabela 1. Liczba przypadków, kiedy mierniki Sharpe'a i Treynora wyznaczone dla OFE były większe od obliczonych dla WIG oraz alfa Jensena była istotnie dodatnia

OFE	Wyróżnione okresy													Ocena łączna	
	a	b	c	d	e	f	g	suma	a	b	c	d	suma	razem	ranking
	mierniki Sharpe'a i Treynora							alfa Jensena							
AEGON	1	5	2	5	3	2	6	24	-	-	-	-	0	24	9
Allianz	4	5	3	6	5	1	6	30	2	-	2	4	8	38	3
Aviva	1	5	4	5	4	4	6	29	-	-	2	-	2	31	6-7
AXA	4	6	4	4	6	4	6	34	-	-	2	-	2	36	5
Generali	0	6	4	4	0	1	5	20	-	-	2	-	2	22	10
Nationale	4	6	6	6	3	1	6	32	-	1	2	2	5	37	4
Nordea	4	6	4	6	3	6	6	35	1	1	4	5	11	46	2
Pekao	0	6	4	4	1	4	6	25	-	-	-	-	0	25	8
Bankowy	5	6	6	6	6	6	6	41	-	2	28	2	6	47	1
Pocztylion	0	6	3	2	2	2	6	21	-	-	-	-	0	21	11
PZU	3	6	2	5	5	4	2	27	-	4	-	-	4	31	6-7
Suma	26	63	42	53	38	35	61	-	3	8	16	13	-	-	-

Źródło: opracowanie własne

i d (13 przypadków). Spośród funduszy, których portfele inwestycyjne były najczęściej oceniane jako efektywne, jest OFE Nordea (11 razy na 21 możliwych), Allianz (8 razy) i Bankowy (6 razy). Najgorszą ocenę otrzymały OFE: AEGON, Pekao, Pocztylion i Aviva (odnotowano alfy istotnie ujemne). Biorąc zatem pod uwagę wszystkie przedstawione w tabeli 1 mierniki, należy stwierdzić, że najbardziej efektywne z punktu widzenia analiz jednostek rozrachunkowych funduszy emerytalnych były OFE: Bankowy, Nordea i Allianz, a najmniej Pocztylion, Generali i AEGON.

Wartości mierników Sharpe'a, Treynora i Blacka-Treynora pozwoliły na utworzenie rankingów funduszy emerytalnych dla poszczególnych okresów i wyłonienie tych OFE, które radziły sobie najlepiej i najgorzej. Generalnie według zbudowanych rankingów czołówka funduszy jest identyczna z tą przedstawioną w tabeli 1, a wśród najgorszych różnica dotyczy jedynie OFE Pocztylion. Badanie persystencji funduszy wskazuje na to, że większość z nich nie jest w stanie utrzymać swoich pozycji. Najbardziej stabilny okazał się OFE Bankowy, a najmniej Nationale-Nederlanden.

Podsumowując, należy stwierdzić, że wprowadzone w ostatnich latach modyfikacje systemu emerytalnego spowodowały, że rola funduszy emerytalnych w kształtowaniu wysokości przyszłych emerytur była coraz bardziej marginalizowana. Dodatkowo, wprowadzane od 2011 r. rozwiązania zniszczyły zaufanie do państwa, stanowiły bowiem odwrót od podstawowych założeń reformy

emerytalnej z 1999 r., która – jak zapowiadano, zachęcając do przystępowania do otwartych funduszy emerytalnych – miała zapewnić przyszłym emerytom godziwe świadczenia po zakończeniu aktywności zawodowej. Oprócz tego należy sobie zdawać sprawę z faktu, że *gros* uwag krytycznych pod adresem OFE było spowodowanych negatywnymi efektami ubocznymi niedopracowanych zapisów regulujących funkcjonowanie otwartych funduszy emerytalnych.

Podjęte decyzje, zmieniające warunki działalności otwartych funduszy emerytalnych, przyczyniły się do zwiększenia ryzyka portfeli inwestycyjnych OFE² oraz spowodowały rosnący odpływ kapitału z polskiego rynku finansowego, ponieważ fundusze emerytalne zaczęły zwiększać udział inwestycji zagranicznych w swoich portfelach³. Znalazło to odzwierciedlenie w przeprowadzonych badaniach, bowiem istotnie wzrosło ryzyko portfeli inwestycyjnych OFE, mierzone zarówno odchyleniem standardowym stóp zwrotu, jak i współczynnikiem beta. Wprawdzie fundusze emerytalne nie wypracowywały spektakularnych stóp zwrotu dla swoich członków, ale radziły sobie całkiem nieźle w zmieniającym się otoczeniu, w jakim przyszło im funkcjonować. Świadczą o tym również wartości mierników efektywności inwestycyjnej.

Prawdą jest, że system emerytalny wymagał modyfikacji, bowiem bieżące składki wpływające do Funduszu Ubezpieczeń Społecznych nie były (i dalej nie są) w stanie pokryć w pełni zobowiązań emerytalnych państwa, co powoduje permanentne zwiększanie się deficytu budżetowego. Dodatkowo na początku działania otwartych funduszy emerytalnych pozostawiono nadmierną swobodę w kształtowaniu kosztów obsługi składek emerytalnych bez zapewnienia poprawnie prowadzonej oceny ich efektywności inwestycyjnej. Jednakże te mankamenty usunięto m.in. poprzez znaczące ograniczenie dopuszczalnych opłat pobieranych przez OFE i zmianę systemu oceny efektywności inwestycyjnej funduszy emerytalnych. Wydaje się zatem, że celem wprowadzanych od 2011 r. zmian było raczej zaspokojenie krótkookresowych potrzeb budżetowych, a nie rozwiązanie istniejących problemów⁴.

2 Z powodu zakazu inwestowania w bezpieczne papiery skarbowe portfele OFE są bardziej wrażliwe na istniejącą sytuację rynkową, co w okresie bessy oznacza istotne spadki. Por. też: M. Pawlak (2015a), *Emerytury w kleszczach bessy*, Moja Emerytura, serwis dziennika „Rzeczpospolita”, <http://www.rp.pl/Moja-Emerytura/310059894-Emerytury-w-kleszczach-bessy.html#ap-1> [dostęp 23.07.2016].

3 OFE stabilizują portfele inwestycjami zagranicznymi na bardziej dojrzałych rynkach, które cechuje mniejsza zmienność. Dlatego fundusze emerytalne nie tylko przestały kupować na rynku krajowym, ale między styczniem a czerwcem 2015 r. saldo ich transakcji było ujemne i wyniosło minus 1,3 mld zł. Dla porównania w 2013 r. wynik dla rynku krajowego był dodatni, a OFE dokupiły akcje za niemal 16 mld zł. Por. M. Pawlak (2015b), *OFE kontynuują zagraniczne zakupy*, Moja Emerytura, serwis dziennika „Rzeczpospolita”, <http://www.rp.pl/Moja-Emerytura/307089916-OFE-kontynuuj-zagraniczne-zakupy.html#ap-1> [dostęp 23.07.2016].

4 W wyniku zabrania funduszom emerytalnym obligacji skarbowych zamieniono dług jawny na dług ukryty, którym są emerytalne zobowiązania państwa. Innymi słowy, poprawiono stan finansów publicznych wyłącznie z księgowego punktu widzenia, podczas gdy problem

Znamienny jest fakt, że w okresach poprzedzających podjęcie decyzji (w szczególności dotyczy to modyfikacji, które weszły w życie w 2014 r.) zabrakło rzetelnej dyskusji i szeroko zakrojonych analiz różnych wariantów rozwiązań. Nagłaśniane były jedynie skrajne poglądy, a decyzje podjęto w krótkim czasie, co *de facto* ucięło wszelkie dyskusje bez dopuszczenia do głosu wyważonych i wolnych od sporów politycznych poglądów. W konsekwencji – według opinii autora niniejszego opracowania – nastąpiło przysłowiowe „wylanie dziecka z kąpielą”, ponieważ filar kapitałowy należało modyfikować, a nie niszczyć.

Tabela 2. Podstawowe parametry opisowe procentowych stóp zwrotu z wybranych instrumentów i portfeli w latach 2000–2013

Parametry opisowe	Instrumenty				Portfele		
	OFE	ZUS	WIG	obligacje	H1	H2	H3
Skumulowane zwroty (1.4)	251,2	146,0	149,7	143,3	172,8	142,9	151,9
Średnia geometryczna*	9,4	6,6	6,7	6,6	7,4	6,5	6,8
Odchylenie standardowe**	9,8	6,7	11	6,6	8,2	8,3	10,0
Średnia arytmetyczna**	9,3	4,3	28,9	4,5	12,8	19,3	25,4
Maximum	20,2	16,3	46,8	17,5	23,6	31,6	41,2
Minimum	-14,1	1,9	-51,1	3,5	-20,9	-33,8	-44,8
Współczynnik zmienności**	95,2	63,9	263,9	68,1	156,1	232,0	254,2
Beta***	0,239	-0,075	1,000	-0,054	0,436	0,667	0,879
Skośność	-2,625	0,157	-1,660	0,937	-1,854	-0,708	-0,673
Kurtoza	1,577	-0,457	-1,109	1,691	-0,478	0,053	-0,065

Źródło: opracowanie własne

Uwaga: *średnia geometryczna liczona była ze skumulowanych zwrotów (1.4), **parametry (1.8), (1.11) i (1.12) liczone na podstawie logarytmicznych stóp zwrotu, ***oszacowanie parametru beta pochodzi z modeli Sharpe'a dla indeksu WIG, reprezentującego czynnik rynkowy.

Nieprawdą bowiem jest, że otwarte fundusze emerytalne nie były efektywne, ponieważ porównując wyniki inwestycyjne funduszy emerytalnych i funduszy inwestycyjnych stabilnego wzrostu, działających na polskim rynku w latach 2005–2013, Karpio i Żebrowska-Suchodolska [2014c] stwierdzili, że w badanym okresie oba rodzaje funduszy generowały podobne wyniki. Również w naszych badaniach (por. Witkowska i Kompa 2015a, 2015b) uzyskaliśmy wyniki wskazujące na to, że inwestycje OFE były w całym okresie 2000–2013 racjonalnie efektywne,

nadmiernego zadłużenia można było rozwiązać inaczej, np. poprzez zmniejszenie wydatków publicznych. Por. A. Sieroń (2014), *Analiza ekonomiczna polskiej reformy emerytalnej z 2013 r.*, „Wrocław Economic Review” 20(3): 43–55.

mimo że okres analizy obejmował zmieniającą się sytuację na rynku finansowym, czyli okresy hossy i bessy, w tym światowy kryzys finansowy, a także niestabilne warunki funkcjonowania funduszy emerytalnych w Polsce. W analizach, których fragmenty przytoczymy, porównywaliśmy korzyści z różnego typu inwestycji, jak:

- otwarte fundusze emerytalne (jednostki rozrachunkowe);
- waloryzacja składek pozostających w ZUS;
- rynek giełdowy reprezentowany przez indeks WIG;
- obligacje Skarbu Państwa (10-letnie);
- benchmark H1, odzwierciedlający politykę inwestycyjną OFE, regulowaną ustawą z 1997 r. – portfel zawiera 42% obligacji, 46% akcji GPW i 12% instrumentów rynku pieniężnego reprezentowanego przez WIBOR;
- benchmark H2 utworzony w 67% z akcji (reprezentowanych przez WIG) i w 33% z WIBOR;
- benchmark H3 zawierający 88% akcji i 12% instrumentów rynku pieniężnego.

Ostatnie dwa portfele odzwierciedlają zmiany w kompozycji portfeli OFE, z których usunięto obligacje Skarbu Państwa. Zaistniała luka w portfelu H2, wynikająca z usunięcia z niego bonów skarbowych, wypełniono akcjami i instrumentami pieniężnymi w równych proporcjach. Natomiast w portfelu H3 brakujące walory w całości zastąpiono indeksem WIG.

Jak można zauważyć na przykładzie tabeli 2, fundusze emerytalne generowały najwyższy skumulowany zysk oraz średnioroczne stopy zwrotu przy umiarkowanym ryzyku⁵. Jednocześnie porównując benchmarki odzwierciedlające politykę inwestycyjną OFE, uwzględniającą zapisy pierwotnej reformy emerytalnej – portfel H1, z tymi, które opisują portfele po usunięciu w 2014 r. obligacji skarbowych z portfeli OFE – benchmarki H2 i H3, wyraźnie widać, że zwroty z portfela H1 są większe od tych generowanych przez portfele H2 i H3, i jednocześnie ryzyko H1 (mierzone odchyleniem standardowym, współczynnikiem zmienności i parametrem beta) jest mniejsze od ryzyka H2 i H3. Oznacza to, że portfele H2 i H3 są mniej efektywne niż H1. Co więcej, rzeczywisty portfel funduszy emerytalnych daje wyższe stopy zwrotu niż utworzone benchmarki oraz mniejsze ryzyko mierzone współczynnikiem zmienności. Widać też wyraźnie, że żadne inne instrumenty nie dawały równie zadowalających wyników jak fundusze emerytalne, co znalazło potwierdzenie w wyznaczonych miernikach efektywności inwestycyjnej zamieszczonych w tabeli 3.

5 Jak już wcześniej wspomniano, wielu ekspertów uważa, że nie można traktować waloryzacji składek emerytalnych prowadzonej przez ZUS jako stóp zwrotu z inwestycji i porównywać je ze zwrotami uzyskiwanymi na rynku finansowym. Niezależnie jednak od przytaczanych argumentów, istnieje potrzeba porównania w jakiś sposób kwot zgromadzonych na kontach w ZUS i OFE, zwłaszcza jeśli uzasadnieniem w dyskusji jest brak efektywności funduszy emerytalnych. Takie porównania były prowadzone np. w opracowaniu: Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, Ministerstwo Finansów (2013), *Przegląd funkcjonowania systemu emerytalnego. Bezpieczeństwo dzięki zrównoważeniu*, http://www.finance.mf.gov.pl/documents/766655/4703655/201306_26_przegląd.pdf, s. 57 (dostęp 12.04.2015).

Tabela 3. Wartości mierników efektywności inwestycyjnej wyznaczonych dla wybranych instrumentów i portfeli w latach 2000–2013

Mierniki efektywności	Instrumenty				Portfele		
	OFE	ZUS	WIG	obligacje	H1	H2	H3
wskaźniki Sharpe'a (1.55)							
$R_f = \text{WIBOR}$	0,7324	0,8739	0,2764	0,8135	0,4086	0,2776	0,2768
$R_f = \text{obligacje}$	0,3376	0,0181	0,1493	×	0,1209	0,0870	0,1321
wskaźniki Treynora (1.56)							
$R_f = \text{WIBOR}$	0,2854	-0,5014	0,0800	-0,6824	0,1198	0,0804	0,0801
$R_f = \text{obligacje}$	0,1316	-0,0104	0,0432	×	0,0354	0,0252	0,0382
wskaźniki informacyjne (1.60)							
$R_B = \text{WIBOR}$	0,7839	0,7998	0,2726	1,4227	0,4034	0,2726	0,2726
$R_B = \text{obligacje}$	0,3336	0,0144	0,1403	×	0,1077	0,0795	0,1232
$R_B = \text{WIG}$	-0,0513	-0,1354	×	-0,1403	-0,1687	-0,2726	-0,2726
$R_B = \text{H1}$	0,2132	-0,0957	0,1687	-0,1077	×	0,0198	0,1403
wskaźniki Sharpe'a-Israelsena (1.62)							
$R_B = \text{WIBOR}$	0,7839	0,7998	0,2726	1,4227	0,4034	0,2726	0,2726
$R_B = \text{obligacje}$	0,3336	0,0144	0,1403	×	0,1077	0,0795	0,1232
$R_B = \text{WIG}$	-0,0011	-0,0029	×	-0,0029	-0,0023	-0,0022	-0,0010
$R_B = \text{H1}$	0,2132	-0,0010	0,1687	-0,0010	×	0,0198	0,1403
wskaźniki Sortino (1.59)							
$R = \text{WIBOR}$	1,5552	3,4978	0,4637	*	0,7639	0,4637	0,4637
$R^* = \text{obligacje}$	0,4985	0,0219	0,2130	×	0,1591	0,1146	0,1843
$R^* = \text{WIG}$	-0,0708	-0,1941	×	-0,1956	-0,2287	-0,3363	-0,3363
$R^* = \text{H1}$	0,3475	-0,1431	0,2529	-0,1495			

Źródło: opracowanie własne

Uwaga: × w rubryce oznacza, że odpowiedni wskaźnik nie był liczony, ponieważ dany instrument pełnił rolę benchmarku; * wszystkie odchylenia były dodatnie, zatem w mianowniku było zero i w tym przypadku nie dało się wyznaczyć miernika Sortino.

Mierniki efektywności Sharpe'a i Treynora wyznaczono dla dwóch rodzajów instrumentów wolnych od ryzyka, tj. stopy WIBOR i 10-letnich obligacji skarbowych. Jak widać, efektywność OFE jest większa niż pozostałych instrumentów i portfeli z wyjątkiem wyników inwestycyjnych obligacji i ZUS, określonych za pomocą miernika Sharpe'a wyznaczonego dla WIBOR jako instrumentu wolnego od ryzyka. W przypadku porównań oceny efektywności inwestycyjnej hipotetycznych portfeli H1–H3 zauważa się, podobnie jak miało to miejsce wcześniej, wyższość portfela zawierającego papiery skarbowe (z wyjątkiem portfela H3, w którym bony skarbowe są instrumentem o zerowym ryzyku).

Wykorzystanie mierników: informacyjnego, Sharpe'a-Israelsena oraz Sortino pozwala wyciągnąć podobne wnioski. Innymi słowy, portfele funduszy emerytalnych były najbardziej efektywne we wszystkich przypadkach z wyjątkiem tych, kiedy stopa procentowa WIBOR pełniła rolę benchmarku lub instrumentu o minimalnej wymaganej stopie zwrotu. Wówczas korzystniejsza była waloryzacja oszczędności emerytalnych w ZUS. Warto zauważyć, że OFE w całym 14-letnim okresie wydają się generować lepsze wyniki niż indeks rynku i portfele hipoteczne. W tym okresie również portfel zawierający obligacje skarbowe H1 charakteryzował się większą efektywnością niż pozostałe dwa hipoteczne portfele H2 i H3, z wyjątkiem sytuacji gdy premię za ryzyko wyznacza się w stosunku do obligacji skarbowych. Oznacza to zatem, że wprowadzone przez ustawodawcę modyfikacje związane z kompozycją portfeli inwestycyjnych otwartych funduszy emerytalnych nie tylko przyczyniały się do wzrostu ryzyka, ale i do zmniejszenia efektywności w długim okresie czasu, a taki właśnie charakter mają oszczędności emerytalne.

Wydaje się też, że podstawowe pytanie, jakie należy zadać, brzmi: na jaką emeryturę oszczędzamy, odprowadzając obowiązkowe składki do ZUS? Czy ma to być minimum socjalne, należne każdemu, niezależnie od tego, czy w ogóle jakieś składki gromadzi? Czy też ma to być godziwa emerytura? Jeśli skłaniamy się ku pierwszej możliwości, to składki na ubezpieczenie społeczne powinny być niższe, mało zróżnicowane kwotowo i pobierane w postaci podatku od wynagrodzeń, a nie składki emerytalnej. Natomiast każdy zatrudniony musi mieć świadomość, że samodzielnie należy gromadzić oszczędności na starość⁶, a rolą państwa powinno być stworzenie i nadzorowanie instytucji podobnych do OFE, których zadaniem będzie dbanie o to, aby te oszczędności nie utraciły wartości nabywczej. Jeśli natomiast dążymy do tego, aby ZUS wypłacał godziwą emeryturę, to wymagana jest kolejna głęboka reforma systemu emerytalnego i całych finansów publicznych, na co chyba Polski nie stać, bowiem – niezależnie od opcji politycznej – rządzący utracili kredyt zaufania społeczeństwa, czego skutki będą z pewnością długo odczuwalne.

6 Niestety, mimo że w polskim społeczeństwie istnieją obawy, że wypłacana przez ZUS emerytura nie pozwoli zaspokoić wszystkich potrzeb, mało kto oszczędza na starość. Por. A. Pleśniak (2012), *Oszczędzanie na starość w świetle danych Europejskiego Sondażu Społecznego – Polska na tle innych krajów*, „Rocznik Kolegium Analiz Ekonomicznych” 28: 197–220.

Literatura

- Aczel A.D. (1989), *Complete Business Statistics*, IRWIN, Homewood, IL., Boston, MA.
- Adamczak A. (2002), *Funkcjonowanie modelu CAPM na rynku otwartych funduszy emerytalnych*, [w:] J. Bizon-Górecka (red.), *Strategie zarządzania ryzykiem w przedsiębiorstwie – ryzyka wewnętrzne i w otoczeniu organizacji*, Towarzystwo Naukowe Organizacji i Kierowania, Bydgoszcz, s. 179–186.
- Adamczak A., Czerwińska T. (2002), *Efektywność zarządzania otwartym funduszem emerytalnym w świetle klasycznego modelu wyceny aktywów kapitałowych (CAPM)*, [w:] W. Tarczyński (red.), *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie*, cz. I, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, s. 275–287.
- Analizy Online (2016), *Fundusze. ZUS czy OFE*, <https://www.analizy.pl/fundusze/zus-czy-ofe> (dostęp 10.09.2016).
- Analizy Online i Izba Zarządzających Funduszami i Aktywami (2013), *Aktywa funduszy inwestycyjnych*, wspólny raport Analiz Online oraz Izby Zarządzających Funduszami i Aktywami z dnia 8 marca.
- Antolin P. (2008), *Pension Fund Performance*, „OECD Working Papers on Insurance and Private Pensions” 20.
- Bałamut T. (2002), *Metody estymacji Value AT Risk*, „Materiały i Studia” 147, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Białek J. (2009), *Konstrukcja miar efektywności Otwartych Funduszy Emerytalnych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Bilefsky D., Zurawik M. (2013), *Polish Plan on Pensions Arouses Sharp Criticism*, „The New York Times” 9, http://www.nytimes.com/2013/10/10/business/international/polish-plan-on-pensions-arouses-sharp-criticism.html?_r=0 (dostęp 2.09.2016).
- Bogotębska J. (2015), *Polityka dywidend spółek akcyjnych w warunkach polskiego rynku kapitałowego*, Uniwersytet Łódzki, Łódź (rozprawa doktorska).
- Bojanowski M. (2012), *Słona prowizja ZUS od składek przekazywanych do OFE*, [Wyborcza.biz/Emerytura](http://wyborcza.biz/Emerytura), http://wyborcza.biz/finanse/1,105684,11659146,Słona_prowizja_ZUS_od_skladek_przekazywanych_do_OFE.html (dostęp 30.08.2016).
- Borowski K. (2014), *Miary efektywności zarządzania na rynkach finansowych*, Difin, Warszawa.
- Bos T., Newbold P. (1984), *An Empirical Investigation of the Possibility of Stochastic Systematic Risk in the Market Model*, „Journal of Business” 57: 35–41.
- Bradfield D.J. (2003), *Investment Basics XLVI. On Estimating the Beta Coefficient*, „Investment Analysis Journal” 57: 47–53.
- Brailsford T.J., Faff R.W., Oliver B.R. (1997), *Research Design Issues in the Estimation of Beta*, McGraw-Hill Series in Advanced Finance, Sidney.

- Brailsford T.J., Josev T. (1997), *The Impact of the Return Interval on the Estimation of Systematic Risk*, „Pacific-Basin Finance Journal” 5: 357–376.
- Brooks R.D., Faff R.W., McKenzie M.D. (1998), *Time-Varying Beta Risk of Australian Industry Portfolios: A Comparison of Modelling Techniques*, „Australian Journal of Management” 23(1): 1–22.
- Brzeszczyński J., Gajdka J., Schabek T. (2011), *The Role of Stock Size and Trading Intensity in the Magnitude of the „Interval Effect” in Beta Estimation: Empirical Evidence from the Polish Capital Market*, „Emerging Markets Finance & Trade” 47(1): 28–49.
- Buczek S.B. (2005), *Efektywność informacyjna rynków akcji. Teoria a rzeczywistość*, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa.
- Byrka-Kita K. (2004), *Weryfikacja przydatności modelu wyceny aktywów kapitałowych (CAPM) w procesie szacowania kosztu kapitału własnego na polskim rynku kapitałowym*, [w:] T. Bernat (red.), *Rynek kapitałowy – mechanizm, funkcjonowanie, podmioty*, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, Szczecin.
- Campbell J.Y., Lo A.W., MacKinlay A.C. (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton.
- Chukwuogor C.N. (2007), *Stock Markets Returns and Volatilities: A Global Comparison*, „Global Journal of Finance and Banking Issues” 1(1).
- Chybalski F. (2006), *Miary oceny działalności inwestycyjnej OFE*, „Wiadomości Statystyczne” 10: 22–35.
- Chybalski F. (red.), (2009), *Otwarte fundusze emerytalne w Polsce. Analiza działalności inwestycyjnej, finansów oraz decyzji członków*, C.H. Beck, Warszawa.
- Chybalski F. (red.), (2011a), *Problemy zabezpieczenia emerytalnego w Polsce i na świecie*, cz. I, „Polityka Społeczna”, numer specjalny.
- Chybalski F. (red.), (2011b), *Problemy zabezpieczenia emerytalnego w Polsce i na świecie*, cz. II, „Polityka Społeczna”, numer specjalny.
- Chybalski F. (2012), *Skuteczność i efektywność systemu emerytalnego. Koncepcja analizy i próba pomiaru*, Wydawnictwo Politechniki Łódzkiej, Łódź.
- Chybalski F. (red.), (2016), *Adekwatność dochodowa, efektywność i redystrybucja w systemach emerytalnych. Ujęcie teoretyczne, metodyczne i empiryczne*, C.H. Beck, Warszawa.
- Cohen K.J., Hawawini G.A., Maier S.F., Schwartz R.A., Whitcomb D.K. (1980), *Implications of Microstructure Theory for Empirical Research on Stock Price Behavior*, „Journal of Finance” 35: 249–257.
- Czekaj J. (red.), (2014), *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce z perspektywy dwudziestolecia*, PWE, Warszawa.
- Czekaj J., Grotowski M. (2014), *Krótkoterminowa persystencja wyników osiągniętych przez fundusze akcyjne działające na polskim rynku kapitałowym*, „Ekonomista” 4: 545–557.
- Czekaj J., Woś M., Żarnowski J. (2001), *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Dąbska A. (2014), *Polska przywilejami stoi*, <http://www.forbes.pl/polska-przywilejami-stoi,artykuly,184751,1,1.html> (dostęp 2.09.2016).
- Dębski W. (2005), *Rynek finansowy i jego mechanizmy*, PWN, Warszawa.
- Dobosz M. (2004), *Wspomagana komputerowo statystyczna analiza wyników badań*, Akademia Oficyna Wydawnicza EXIT, Warszawa.
- Domański C. (1990), *Testy statystyczne*, PWN, Warszawa.
- Domański C. (red.), (2011), *Nieklasyczne metody oceny efektywności i ryzyka. Otwarte fundusze emerytalne*, PWE, Warszawa.
- Dybał M. (2008), *Efektywność inwestycyjna funduszy emerytalnych*, CeDeWu, Warszawa.
- „Dziennik” (2009), *Zarządzający OFE dostali 10 miliardów*, Dziennik.pl Aktualności, 3 marca, <http://gospodarka.dziennik.pl/news/artykuly/159694,zaradzajacy-ofe-dostali-10-miliardow.html> (dostęp 7.06.2013).

- Eisenbeiss M., Kauermann G., Semmler W. (2007), *Estimating Beta-Coefficients of German Stock Data: A Non-Parametric Approach*, „The European Journal of Finance” 13(6): 503–522.
- Ekier A. (2014), *OFE czy ZUS: fundusze inwestują, ZUS zapisuje i waloryzuje*, Polskie Radio.pl, <http://www.polskieradio.pl/42/3146/Artykul/1172637,OFE-czy-ZUS-fundusze-inwestuja-ZUS-zapisuje-i-waloryzuje> (dostęp 7.04.2015).
- Elton E.J., Gruber M.J. (1998), *Nowoczesna teoria portfelowa i analiza papierów wartościowych*, WIG-Press, Warszawa.
- Faff R.W., Hillier D., Hillier J. (2000), *Time Varing Beta Risk: An Analysis of Alternative Modelling Techniques*, „Journal of Business Finance and Accounting” 27(5–6): 523–553.
- Fama E.F. (1970), *Efficient Capital Market: A Review of Theory and Empirical Work*, „Journal of Finance” 25: 383–417.
- Fama E.F., French K.R. (1992), *The Cross-Section of Expected Stock Returns*, „Journal of Finance” 47(2): 427–466.
- Fandrejewska A. (2016), *Emerytalna szarada Morawieckiego*, Obserwatorfinansowy.pl, <https://www.obserwatorfinansowy.pl/forma/rotator/emerytalna-szarada-morawieckiego/> (dostęp 30.07.2016).
- Feder-Sempach E. (2011), *Ryzyko inwestycyjne. Analiza polskiego rynku akcji*, CeDeWu, Warszawa.
- Fiszeder P. (2009), *Modele klasy GARCH w empirycznych badaniach finansowych*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń.
- Flaszewska S., Staniec I. (2011), *Ryzyko inwestycyjne w OFE*, [w:] F. Chybalski (red.), *Problemy zabezpieczenia emerytalnego w Polsce i na świecie*, cz. II, „Polityka Społeczna”, numer specjalny, s. 24–27.
- Fletcher J. (2000), *On the Conditional Relationship Between Beta and Return in International Stock Returns*, „International Review of Financial Analysis”, 9: 235–245.
- Foo J., Witkowska D. (2013), *A Comparison of Global Financial Market Recovery after the 2009 Global Financial Crisis*, referat na konferencji Business and Social Science Research Conference, Dubrovnik, Croatia, June 27–28, 2013 i The International Colloquium on Current Economic and Social Topics CEST '2013, Warszawa.
- „Forbes” (2012), *Emerytura kapitałowa 2011? 94 zł miesięcznie*, Forbes.pl, <http://www.forbes.pl/artykuly/sekcje/wydarzenia/emerytura-kapitalowa-2011--94-zl-miesiecznie,25588,1> (dostęp 7.06.2013).
- Frasyniuk-Pietrzyk M. (2007), *Ocena działalności inwestycyjnej OFE w latach 2002–2005*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia. Rynek Kapitałowy: Skuteczne Inwestowanie” 6(462): 491–501.
- Frasyniuk-Pietrzyk M. (2008), *Możliwość wykorzystania miernika Jensena do oceny działalności inwestycyjnej funduszy emerytalnych w Polsce*, „Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego. Rynek Kapitałowy: Skuteczne Inwestowanie” 9: 515–523.
- Frasyniuk-Pietrzyk M. (2010), *Wykorzystanie modelu Treynora-Mazuya w ocenie efektywności inwestycyjnej OFE*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Rynek Kapitałowy, Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia” 28(612): 317–328.
- Fundacja Balcerowicza (2013), *Fundacja Balcerowicza o OFE: Fałszywe argumenty i manipulacja*, <http://nf.pl/kariera/fundacja-balcerowicza-o-ofe-falszywe-argumenty-i-manipulacja,,44290,204> (dostęp 21.08.2016).
- Gadomski W. (2014), *Kopalnie nie zapłacą ZUS*, Wyborcza.biz, http://m.wyborcza.biz/biznes/1,106622,16082511,Kopalnie_nie_zaplaca_ZUS.htm (dostęp 10.09.2016).
- Gajdka J., Brzeszczyński J. (2007), *Estymacja parametru β przy użyciu modeli klasy ARCH*, [w:] W. Tarczyński (red.), *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie*, cz. I, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, s. 73–82.

- Gazeta Prawna.pl (2016), *ZUS czy OFE? Okno transferowe otwarte do końca lipca*, <http://praca.gazetaprawna.pl/artykuly/962448,do-konca-lipca-otwarte-okno-transferowe-ofe-zus.html> (dostęp 2.09.2016).
- Giles T., Butterworth D. (2003), *Cost of Capital Estimation in the UK. Best Practice in the Context of Competition Analysis and Price Regulation*, Charles River Associates, London.
- Główny Urząd Statystyczny (2016), *Rachunki kwartalne produktu krajowego brutto w latach 2010–2015*, <http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rachunki-narodowe/kwartalne-rachunki-narodowe/rachunki-kwartalne-produktu-krajowego-brutto-w-latach-2010-2015,6,10.html> (dostęp 5.09.2016).
- Gołębiowska A. (2014), *Funkcjonowanie Funduszu Rezerwy Demograficznej w Polsce – zasady i zagrożenia*, „Optimum. Studia Ekonomiczne” 2(68): 46–58.
- Grabowski B. (2013), *Wszystkie fałszywe mity obrońców OFE*, Gazeta Prawna.pl, <http://serwis.gazetaprawna.pl/emerytury-i-renty/artykuly/717589,grabowski-wszystkie-falszywe-mity-obroncow-ofe.html> (dostęp 10.09.2016).
- Grodzicki M. (2012), *Funduszowi Rezerwy Demograficznej należy umożliwić realizację celów, do których został powołany*, Analiza FOR, nr 12.
- Gronicki M., Jankowiak J. (2013), *Otwarte fundusze emerytalne i gospodarka Polski w latach 1999–2013*, Konfederacja Lewiatan, Gdynia–Warszawa.
- Hagemeyer J., Makarski K., Tyrowicz J. (2013), *Unprivatizing the Pension System: The Case of Poland*, „Faculty of Economic Sciences. Working Papers” 26(111).
- Handa P., Korthari S., Wasley C. (1989), *The Relation Between the Return Interval and Betas: Implications for the Size Effect*, „Journal of Financial Economics” 23: 79–100.
- Ho L.J., Tsay J.J. (2001), *Option Trading and Intervalling Effect Bias in Beta*, „Review of Quantitative Finance and Accounting” 17: 267–282.
- Israelsen C.L. (2005), *A Refinement to the Sharpe Ratio and Information Ratio*, „Journal of Asset Management” 5(6): 423–427.
- Jackowicz K., Filip D. (2009), *Powtarzalność wyników funduszy inwestycyjnych w Polsce*, „Materiały i Studia”, 236, https://www.nbp.pl/publikacje/materiały_i_studia/ms236.pdf (dostęp 1.08.2016).
- Jajuga K. (red.), (2000), *Metody ekonometryczne i statystyczne w analizie rynku kapitałowego*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław.
- Jajuga K. (2010), *Ocena wyników zarządzania inwestycjami – zastosowanie zewnętrznego benchmarku w odniesieniu do funduszy emerytalnych*, [w:] A. Wiktorow, B. Wyżnikiewicz, *Wielofunduszowość w systemie emerytalnym*, Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową, Warszawa, s. 59–69.
- Jajuga K., Jajuga T. (1998), *Inwestycje. Instrumenty finansowe, ryzyko finansowe, inżynieria finansowa*, PWN, Warszawa.
- Jajuga K., Jajuga T. (2006), *Inwestycje*, PWN, Warszawa.
- Jajuga K., Ronka-Chmielowiec W., Kuziak K., Wojtasik A. (2004), *Polityka inwestycyjna otwartych funduszy emerytalnych. Analiza istniejących rozwiązań i propozycja zmian*, KNUiFE, www.knuife.gov.pl (dostęp 20.07.2016).
- Jensen M.C. (1968), *The Performance of Mutual Funds in the Period 1945–1964*, „Journal of Finance” 23(2): 389–416.
- Jensen M.C. (1969), *Risk, the Pricing of Capital Assets, and the Evaluation of Investment Portfolios*, „Journal of Business” 42(2): 167–247.
- Jondeau E., Rockinger M. (2000), *Conditional Volatility, Skewness and Kurtosis: Existence and Persistence*, www.banque-france.fr/gb/publi/telechar/1-77.htm (dostęp 10.09.2016).
- Karpio A., Żebrowska-Suchodolska D. (2009), *The Investigation of Short Term Persistence in the Relative Performance of Equity Mutual Funds Operating on Polish Capital Market*, „Polish Journal of Environmental Studies” 18(5B): 110–114.

- Karpio A., Żebrowska-Suchodolska D. (2010), *Stabilność strategii inwestycyjnych FIO akcji w latach 2003–2009*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia” 612(28): 409–418.
- Karpio A., Żebrowska-Suchodolska D. (2011), *Stability of Strategies of Polish Open-End Investment Funds Investing in Global Markets During the Financial Crisis*, „Acta Scientiarum Polonorum. Oeconomia” 10(3): 51–59.
- Karpio A., Żebrowska-Suchodolska D. (2014a), *Ocena zarządzania portfelami otwartych funduszy inwestycyjnych z wykorzystaniem różnych miar efektywności inwestycyjnej*, „Studia Ekonomiczne” 207: 136–147.
- Karpio A., Żebrowska-Suchodolska D. (2014b), *The Influence of Pension Funds on the Polish Capital Market*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych” 15(1): 50–57.
- Karpio A., Żebrowska-Suchodolska D. (2014c), *Efektywność inwestycyjna funduszy emerytalnych na tle FIO stabilnego wzrostu*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych” 15(4): 26–36.
- Karpio A., Żebrowska-Suchodolska D. (2015a), *Badanie stabilności wyników funduszy inwestycyjnych przy użyciu miar efektywności opartych na współczynniku Sharpe’a*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego” 862: 221–231.
- Karpio A., Żebrowska-Suchodolska D. (2015b), *Ryzyko rynkowe otwartych funduszy emerytalnych mierzone korelacją z indeksem uwzględniającym WIG i TBSP*, „Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach” 248: 121–133.
- Karpio A., Żebrowska-Suchodolska D. (2016), *Polish Open-End Pension Funds Performance and its Persistency*, „Acta Scientiarum Polonorum. Oeconomia” 15(1): 15–25.
- Kawalec S., Gozdek M. (2013), *Wpływ OFE na rynek kapitałowy i rozwój gospodarki*, Europejski Kongres Finansowy, Sopot, http://www.efcongress.com/sites/default/files/kawalec-przezentaacja_dla_ekf_-2013-06-26.pdf (dostęp 12.04.2015).
- Komisja Nadzoru Finansowego (2008), *Konkurencja na rynku OFE*, https://www.knf.gov.pl/Images/konkurencja_na_ryнку_ofe_tcm75-7063.pdf (dostęp 1.09.2016).
- Komisja Nadzoru Finansowego (2012), *Kryterium oceny efektywności inwestycyjnej OFE, system motywacyjny PTE oraz minimalny wymóg kapitałowy dla PTE. Propozycje rozwiązań*, Warszawa.
- Komisja Nadzoru Finansowego (2013), *Dane wspólne. OFE – słownik podstawowych pojęć*, https://www.knf.gov.pl/dane_wspolne/OFE.html (dostęp 7.09.2016).
- Komisja Nadzoru Finansowego (2016), *Dane miesięczne OFE*, https://www.knf.gov.pl/operacownia/rynek_emerytalny/dane_o_ryнку/rynek_ofe/Dane_miesieczne/dane_miesieczne_ofe.html (dostęp 3.09.2016).
- Kompa K. (2014), *Polish Pension System in Transition: Impact on the Investment Portfolio Construction*, „Indian Journal of Fundamental and Applied Life Sciences” 4(S1): 2102–2110, <http://http://www.cibtech.org/sp.ed/jls/2014/01/jls.htm> (dostęp 4.09.2016).
- Kompa K. (2015), *Zastosowanie testów parametrycznych i nieparametrycznych do oceny sytuacji na światowym rynku kapitałowym przed kryzysem i po jego wystąpieniu*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. Taksonomia, Klasyfikacja i Analiza Danych – Teoria i Zastosowania” 384(24): 144–153.
- Kompa K., Wiśniewski T. (2015), *Dywersyfikacja portfeli otwartych funduszy emerytalnych – kaprys czy konieczność?*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia. Rynek Kapitałowy: Skuteczne Inwestowanie” 862(75): 245–255.
- Kompa K., Witkowska D. (2010), *Porównanie efektywności wybranych otwartych funduszy inwestycyjnych w okresie hossy i bessy*, „Acta Scientiarum Polonorum. Oeconomia” 9(3): 169–180.
- Kompa K., Witkowska D. (2015a), *Comparative Analysis of the Pension Fund Markets in Europe Applying Synthetic Measure of Development*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych” 16(1): 147–156, http://qme.sggw.pl/wp-content/uploads/MIBE_PT16_z1.pdf (dostęp 3.09.2016).
- Kompa K., Witkowska D. (2015b), *Pension System in Poland: Performance of Pension Funds*, „Estudios de Economia Aplicada” 33(3): 965–984.

- Kompa K., Witkowska D. (2015c), *Transformation of Polish Pension System: Government Manipulations Instead of Improvement*, [w:] J.M. Montero Lorenzo, J.M. Jiménez, R.M. Salido (red.), *Sostenibilidad y Suficiencia de los Sistemas de Pensiones (Sustainability and Sufficiency of Pensions Systems)*, „Anales de Economía Aplicada”, 29: 836–846, Cuenca, 2015ASEPELT, <http://www.asepelt.org/modules.php?name=Content&pa=showpage&pid=67> (dostęp 13.08.2016).
- Kowerski M. (2003), *Ryzyko na Warszawskiej Gieldzie Papierów Wartościowych*, „Zamojskie Studia i Materiały”, www.wszia.edu.pl/kowerski_kons/ (dostęp 18.08.2016).
- Kurach R., Papla D. (2014), *Inwestycje alternatywne w portfelach otwartych funduszy emerytalnych*, „Optimum Studia Ekonomiczne” 1 (67): 71–81.
- Kuźmiuk Z. (2015), *NIK obnaża zamach na OFE! Gdyby nie ten „skok na kasę”, rząd Tuska musiałby przyznać się do bankructwa polskich finansów!*, „Polityka” 18, <http://wpolityce.pl/polityka/259607-nik-obnaza-zamach-na-ofe-gdyby-nie-ten-skok-na-kase-rzad-tuska-musialby-pryznac-sie-do-bankructwa-polskich-finansow> (dostęp 18.08.2016).
- Lambert P., Laurent S. (2001), *Modelling Financial Time Series Using GARCH-Type Models with a Skewed Student Distribution for the Innovations*, www.stat.ucl.ac.be/pub/papers/ (dostęp 10.07.2016).
- Lin W.T., Chen Y.H., Boot J.C.G. (1992), *The Dynamic and Stochastic Instability of Betas: Implications for Forecasting Stock Returns*, „Journal of Forecasting” 11: 517–541.
- Lintner J. (1965a), *Security Prices, Risk and Maximal Gains from Diversification*, „Journal of Finance” 20(4): 557–615.
- Lintner J. (1965b), *The Valuation of Risk Assets and Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets*, „Review of Economics and Statistics” 47: 13–37.
- Luszniewicz A., Słaby T. (2003), *Statystyka z pakietem STATISTICA PL. Teoria i zastosowania*, C.H. Beck, Warszawa.
- Lutostański K., Lutostański P. (2010), *Cykl życia a oszczędności emerytalne*, [w:] A. Wiktorow, B. Wyżnikiewicz, *Wielofunduszowość w systemie emerytalnym*, Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową, Warszawa, s. 15–23.
- Łukojć A. (2008), *Wstęp do ryzyka rynkowego*, <http://www.ambconsulting.pl/wstep%20do%20ryzyka%20rynkowego.pdf> (dostęp 5.08.2016).
- Majewska E. (2009), *Analiza stabilności ryzyka funduszy inwestycyjnych mierzonego średnią różnicą Giniego*, „Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego” 4(2): 509–518.
- Malarska A. (2005), *Statystyczna analiza danych wspomaganą programem SPSS*, SPSS Polska, Kraków.
- Marcinkiewicz E. (2009), *Analiza stóp zwrotu OFE*, [w:] F. Chybalski (red.), *Otwarte fundusze emerytalne w Polsce. Analiza działalności inwestycyjnej, finansów oraz decyzji członków*, C.H. Beck, Warszawa, s. 135–148.
- Marcinkiewicz E. (2013a), *Czy istnieją lepsze i gorsze OFE? Analiza persystencji wyników inwestycyjnych*, [w:] F. Chybalski, E. Marcinkiewicz (red.), *Współczesne zabezpieczenie emerytalne. Wybrane aspekty ekonomiczne, finansowe i demograficzne*, Wydawnictwo Politechniki Łódzkiej, Łódź, s. 165–175.
- Marcinkiewicz E. (2013b), *Efektywność finansowa powszechnych towarzystw emerytalnych*, [w:] F. Chybalski, E. Marcinkiewicz (red.), *Współczesne zabezpieczenie emerytalne. Wybrane aspekty ekonomiczne, finansowe i demograficzne*, Wydawnictwo Politechniki Łódzkiej, Łódź, s. 176–185.
- Marczuk B. (2009), *Zyski PTE zagrażają systemowi emerytalnemu*, „Gazeta Prawna”, http://biznes.gazetaprawna.pl/artykuly/261933,zyski_pte_zagrazaja_systemowi_emerytalnemu.html (dostęp 7.06.2013).
- Mazurek-Krasodomska E. (2011), *Ryzyko otwartych funduszy emerytalnych*, [w:] F. Chybalski (red.), *Problemy zabezpieczenia emerytalnego w Polsce i na świecie*, cz. II „Polityka Społeczna”, numer specjalny, s. 22–24.

- Mazurkiewicz A. (2002), *Analiza stabilności i wrażliwości oszacowań współczynnika beta przy wykorzystaniu metody opartej o przedziały kwantylowe*, [w:] W. Tarczyński (red.), *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie*, cz. II, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, s. 393–401.
- Merton R. (1980), *On Estimating the Expected Return on the Market*, „*Journal of Financial Economics*” 8: 323–361.
- Mielczarek B. (2011), *Badania symulacyjne efektywności inwestycyjnej w dotychczasowym i znowelizowanym systemie emerytalnym z perspektywy przyszłego emeryta*, [w:] F. Chybalski (red.), *Problemy zabezpieczenia emerytalnego w Polsce i na świecie*, cz. II, „*Polityka Społeczna*”, numer specjalny, s. 36–39.
- Mikulec A. (2004), *Ocena efektywności inwestowania Otwartych Funduszy Emerytalnych*, „*Wiadomości Statystyczne*” 9: 26–39.
- Mikulec A. (2009), *Inne metody oceny działalności inwestycyjnej OFE*, [w:] F. Chybalski (red.), *Otwarte fundusze emerytalne w Polsce. Analiza działalności inwestycyjnej, finansów oraz decyzji członków*, C.H. Beck, Warszawa, s. 165–170.
- Mikulec A. (2010), *Nieklasyczne metody oceny wyników inwestycyjnych na przykładzie otwartych funduszy emerytalnych*, „*Inwestycje Finansowe i Ubezpieczenia – Tendencje Światowe a Polski Rynek. Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*” 117: 297–306.
- Ministerstwo Finansów (2013), *Pomiar przeciętnych stóp zwrotu w OFE i wskaźników waloryzacji w ZUS. Wpływ różnych technik pomiaru. Analiza kompleksowa*, http://emerytura.gov.pl/wp-content/uploads/2014/03/Pomiar-przecietnych-stop-zwrotu-w-OFE-i-wskaznikow-waloryzacji-w-ZUS_opracowanie_30_07_2013.pdf (dostęp 20.06.2016).
- Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej (2013), *Ile OFE kosztują przyszłych emerytów?*, <http://www.mpips.gov.pl/aktualnosci-wszystkie/ubezpieczenia-spoleczne/art,6266,przeglad-funkcjonowania-systemu-emerytalnego.html> (dostęp 26.06.2013).
- Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej (2014), *Wybór OFE/ZUS. Obniżenie opłat*, <http://emerytura.gov.pl/wybor-ofezus/obnizenie-oplat/> (dostęp 18.06.2016).
- Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, Ministerstwo Finansów (2013), *Przegląd funkcjonowania systemu emerytalnego. Bezpieczeństwo dzięki zrównoważeniu*, http://www.finance.mf.gov.pl/documents/766655/4703655/201306_26_przeglad.pdf (dostęp 12.04.2015).
- Mossin J. (1966), *Equilibrium in the Capital Assets Market*, „*Econometrica*” 34.
- Mrowiec Z., Mruk-Zawirski P. (2014), *How the Polish Pension Fund Reform Will Affect the Fund's Investments*, Allen and Overy, Warszawa.
- Najwyższa Izba Kontroli (2013), *NIK o funkcjonowaniu KRUS*, <https://www.nik.gov.pl/aktualnosci/nik-o-funkcjonowaniu-krus.html> (dostęp 16.08.2016).
- Nawrocki T., Rychlewski J. (2011), *Zarządzanie ryzykiem portfela inwestycyjnego w latach 2005–2010*, [w:] F. Chybalski (red.), *Problemy zabezpieczenia emerytalnego w Polsce i na świecie*, cz. II, „*Polityka Społeczna*”, numer specjalny, s. 27–30.
- Ociepa-Kicińska E. (2011), *Metody oceny efektywności inwestycyjnej funduszy emerytalnych w Polsce i wybranych krajach świata*, [w:] F. Chybalski (red.), *Problemy zabezpieczenia emerytalnego w Polsce i na świecie*, cz. II, „*Polityka Społeczna*”, numer specjalny, s. 39–43.
- Odabasi A. (2000), *Evidence on the Stationarity of Beta Coefficients. The Case of Turkey*, working paper, Bogazici University, Istambul.
- Odabasi A. (2003), *Some Estimation Issues on Betas: A Preliminary Investigation on the Istanbul Stock Exchange*, working paper, Bogazici University, Istambul.
- Olbrys J. (2008), *Parametryczne testy umiejętności wycucia rynku – porównanie wybranych metod na przykładzie OFI akcji*, [w:] Z. Binderman (red.), *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych*, 9, cz. I: *Analiza rynków finansowych, modele ekonometryczne*, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, Warszawa.

- Ostrowska E. (2003), *Efektywność funduszy inwestycyjnych na polskim rynku finansowym – wskaźniki Sharpe'a, Treynora i Jensena*, [w:] K. Jajuga, W. Ronka-Chmielowiec (red.), *Prace naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu. Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław.
- Ostrowska K. (2013), *Jakiej wysokości opłaty powinny pobierać OFE*, *Moja Emerytura*, serwis dziennika „Rzeczpospolita”, <http://www.ekonomia.rp.pl/artukul/975301.html> (dostęp 23.07.2016).
- Otto W., Wiśniewski M. (2013), *Stopy zwrotu: OFE I ZUS*, <http://kobe.org.pl/wp-content/uploads/2013/06/Stopy-zwrotu-w-OFE-a-indeksacja-sk%C5%82adek-w-ZUS.pdf> (dostęp 25.07.2016).
- „Parkiet” (2014), *Zmiany w OFE nie zachęciły do III filaru*, *www.parkiet.com*, *Finanse*, s. 6.
- Pawlak M. (2014), *Inwestycyjną część ZUS czeka taki sam los jak OFE*, *Moja Emerytura*, serwis dziennika „Rzeczpospolita”, <http://www.ekonomia.rp.pl/artukul/1084770.html> (dostęp 13.08.2016).
- Pawlak M. (2015a), *Emerytury w kleszczach bessy*, *Moja Emerytura*, serwis dziennika „Rzeczpospolita”, <http://www.rp.pl/Moja-Emerytura/310059894-Emerytury-w-kleszczach-bessy.html#ap-1> (dostęp 23.07.2016).
- Pawlak M. (2015b), *OFE kontynuują zagraniczne zakupy*, *Moja Emerytura*, serwis dziennika „Rzeczpospolita”, <http://www.rp.pl/Moja-Emerytura/307089916-OFE-kontynuuj-zagraniczne-zakupy.html#ap-1> (dostęp 23.07.2016).
- Perez K. (2012a), *Efektywność funduszy inwestycyjnych*, Difin, Warszawa.
- Perez K. (2012b), *Persystencja stóp zwrotu polskich funduszy inwestycyjnych*, „*Finanse. Czasopismo Komitetu Nauk o Finansach PAN*” 1(5): 81–113.
- Piasecki M., Łęczek B. (2013), *Emerycie! Na to idą twoje pieniądze*, *Fakt.pl*, <http://www.fakt.pl/zus-w-serialu-ojciec-mateusz,artykuly,426888,1.html> (dostęp 3.07.2016).
- Piontek K. (2004), *Modelowanie efektu dźwigni w finansowych szeregach czasowych*, materiały konferencyjne Akademii Ekonomicznej w Krakowie „*Nauki finansowe wobec współczesnych problemów gospodarki polskiej*”, [w:] J. Czekaj, *Rynki finansowe*, t. IV, Kraków, s. 129–142, <http://www.kpiontek.ae.wroc.pl/dzwignia.pdf> (dostęp 26.07.2016).
- Piontek K. (2005), *Modelowanie własności szeregów stóp zwrotu – skośność rozkładów*, „*Ekonometria. Prace Naukowe AE we Wrocławiu*” 15(1096): 297–308.
- Plęśniak A. (2012), *Oszczędzanie na starość w świetle danych Europejskiego Sondażu Społecznego – Polska na tle innych krajów*, „*Rocznik Kolegium Analiz Ekonomicznych*” 28: 197–220.
- Podstawka M. (2005), *Podstawy finansów: teoria i praktyka*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa.
- Podstawka M. (2010), *Finanse*, PWN, Warszawa.
- Pogue G., Solnik B. (1974), *The Market Model Applied to European Common Stocks: Some Empirical Results*, „*Journal of Financial and Quantitative Analysis*” 9: 917–944.
- Rutecka J. (2013), *Fundusz Rezerwy Demograficznej – analiza działalności oraz konsekwencje przedterminowego wykorzystania aktywów*, „*Kwartalnik Kolegium Ekonomiczno-Społecznego. Studia i Prace*”, 3(15): 101–123.
- „Rzeczpospolita” (2015), *Pierwsi tracą najwięcej*, 13 listopada, s. B10.
- Rzońca A., Wojciechowski W. (2010), *Reforma emerytalna a finanse publiczne w Polsce*, Forum Obywatelskiego Rozwoju, Warszawa.
- Samcik M. (2016), *O ile wzrosną emerytury po likwidacji OFE? Czy zachowamy zebrane składki? A może... uciekać? Subiektywnie o finansach*, 5 lipca, <http://samcik.blox.pl/2016/07/O-ile-wzrosna-emerytury-po-likwidacji-OFE-Czy.html> (dostęp 15.08.2016).
- Sawulski J. (2014), *Deficyt systemu emerytalnego w Polsce oraz próby jego zmniejszenia w warunkach kryzysu gospodarczego*, „*Studia Oeconomica Posnaniensia*” vol. 2, nr 6(267): 77–95.
- Sharpe W.F. (1964), *Capital Assets Prices: A Theory of Market Equilibrium under Condition of Risk*, „*Journal of Finance*” 19(3): 425–442.

- Sharpe W.F. (1966), *The Sharpe Ratio*, „Journal of Portfolio Management” 21(1): 49–58.
- Sharpe W.F. (1994), *Mutual Fund Performance*, „Journal of Business” 39(1): 119–138.
- Sieroń A. (2014), *Analiza ekonomiczna polskiej reformy emerytalnej z 2013 r.*, „Wrocław Economic Review” 20(3): 43–55.
- Sortino F., Price L. (1994), *Performance Measurement in a Downside Risk Framework*, „Journal of Investing” 3(3): 59–65.
- Stańczak-Strumillo K. (2013), *Uwarunkowania rozwoju funduszy inwestycyjnych w Polsce*, Difin, Warszawa.
- Stańczyk M. (2016), *Zmiany w OFE. Mateusz Morawiecki ujawnia plany*, Onet.pl, 4 lipca, <http://biznes.onet.pl/emerytury/wiadomosci/zmiany-w-ofe-plany-morawieckiego/v2dfzc> (dostęp 20.06.2016).
- Stańko D. (2010), *Doświadczenia we wprowadzaniu wielofunduszowości w innych krajach*, [w:] A. Wiktorow, B. Wyżnikiewicz, *Wielofunduszowość w systemie emerytalnym*, Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową, Warszawa, s. 24–44.
- Stefański M. (2014), *Bezpieczeństwo emerytalne w Polsce po zmianach w systemie emerytalnym od 2014*, „Zeszyty Naukowe WSHE” 39, s. 39–52.
- Strzelczyk A. (2012), *Otwarte fundusze emerytalne – analiza taksonomiczna*, [w:] A. Barczak, D. Iskra (red.), *Metody matematyczne, ekonometryczne i komputerowe w finansach i ubezpieczeniach 2010*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach, Katowice, s. 343–359.
- Szyska A. (2003), *Efektywność Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie na tle rynków dojrzałych*, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu, Poznań.
- Tang G.Y.N., Shum W.C. (2003), *The Conditional Relationship Between Beta and Returns: Recent Evidence from International Stock Markets*, „International Business Review” 12: 109–126.
- Tarczyński W. (1997), *Rynki kapitałowe*, t. 2: *Metody ilościowe*, Agencja Wydawnicza Placet, Warszawa.
- Tarczyński W. (2009), *Współczynnik beta na polskim rynku kapitałowym*, [w:] P. Chrzan, E. Dziwok (red.), *Prace naukowe Akademii Ekonomicznej im. Karola Adamieckiego w Katowicach. Metody matematyczne, ekonometryczne i komputerowe w finansach i ubezpieczeniach 2008*, Katowice, s. 205–218.
- Tarczyński W., Witkowska D., Kompa K. (2013), *Współczynnik beta. Teoria i praktyka*, Pielaszek Research, Warszawa.
- Tashfeen H., Liton Ch. (2010), *Is the Cost of Capital an Important Determinant of Market Performance of Private Commercial Banks in Bangladesh?*, „Proceedings of ASBBS” 17(1): 389–399, <http://asbbs.org/files/2010/ASBBS2010v1/PDF/H/Hussain.pdf> (dostęp 15.06.2016).
- Treynor J.L. (1965), *How to Rate Management of Investment Funds*, „Harvard Business Review” 43(1): 63–75.
- Treynor J.L., Black F. (1973), *How to Use Security Analysis to Improve Portfolio Selection*, „Journal of Business” 46(1): 66–88.
- Tsay R. (2002), *Analysis of Financial Time Series*, Wiley and Sons, Chicago.
- Warner R.C. (2007), *Applied Statistics*, SAGE Publications, Los Angeles.
- Wątor J. (2013), *ZUS będzie uczył obywateli na imprezach Lata z Radiem. Za 240 tys. zł*, Wyborcza.biz, 31 maja, http://wyborcza.biz/biznes/1,101562,14015122,ZUS_będzie_uczył_obywateli_na_imprezach_Lata_z_Radiem_.html (dostęp 25.06.2016).
- Weinraub H.J., Kuhlman B.R. (1994), *The Effect of Common Stock Beta Variability on the Variability of the Portfolio Beta*, „Journal Of Financial And Strategic Decisions” 7(2): 79–84.
- Winkler-Drews T. (2010), *Ranking otwartych funduszy emerytalnych metodą Morningstar*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Skuteczne Inwestowanie. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia” 29(616): 255–262.
- Wiktorow A., Wyżnikiewicz B. (2010), *Wielofunduszowość w systemie emerytalnym*, Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową, Warszawa.
- Wiktorowska B. (2013), *OFE do likwidacji? Il filar jest niekorzystny dla przyszłych emerytów i doprowadzi do bankructwa Polski*, GazetaPrawna.pl, 6 marca, <http://serwisy.gazetaprawna.pl>

- pl/emerytury-i-renty/artykuly/687299,ofe-do-likwidacji-ii-filar-jest-niekorzystny-dla-przyszlych-emerytow-i-doprowadzi-do-bankructwa-polski.html (dostęp 16.08.2016).
- Wirtualna Polska (2013), *Aktywa funduszy emerytalnych – marzec 2013*, WP.pl., Emerytury, 22 kwietnia, http://emerytury.wp.pl/kat,11691,title,Aktywa-funduszy-emerytalnych-marzec-2013,wid,15516341,wiadomosc_raport.html?ticaid=11092c (dostęp 13.08.2016).
- Witkowska D. (red.), (2004), *Statystyka w zarządzaniu*, A.N.D., Łódź.
- Witkowska D. (2008), *Badanie stabilności współczynnika beta oszacowanego na podstawie prób o różnej długości*, [w:] W. Tarczyński (red.), *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie*, „Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania” 9: 143–154.
- Witkowska D. (2009), *Efektywność wybranych funduszy akcyjnych w latach 2005–2007*, „Zeszyty Naukowe Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie. Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej” 74: 39–61.
- Witkowska D. (2012), *Budowa mierników syntetycznych do oceny efektywności europejskich funduszy inwestycyjnych*, „Metody ilościowe w Badaniach Ekonomicznych” 13(3): 262–275.
- Witkowska D. (2016), *Propozycja oceny efektywności inwestycyjnej rynków funduszy emerytalnych*, „Metody ilościowe w Badaniach Ekonomicznych”, 17(2): 149–159.
- Witkowska D., Kompa K. (2014), *Pension Funds in Poland: Efficiency Analysis for Years 1999–2013*, „Dynamic Econometric Models” 14: 105–124.
- Witkowska D., Kompa K. (2015a), *Czy otwarte fundusze emerytalne były nieefektywne?*, „Zarządzanie i Finanse. Journal of Management and Finance” 13(4/2): 85–99, http://zif.wzr.pl/pim/2015_4_2_5.pdf (dostęp 17.06.2016).
- Witkowska D., Kompa K. (2015b), *Ocena efektywności funduszy emerytalnych z wykorzystaniem metod porządkowania liniowego*, „Metody ilościowe w Badaniach Ekonomicznych” 16(4): 191–200, http://qme.sggw.pl/wp-content/uploads/MIBE_T16_z4.pdf (dostęp 17.06.2016).
- Witkowska D., Kompa K. (2016), *Efficiency of Private Pension Funds in Poland*, „AESTIMATIO. The International Journal of Finance” 12: 48–65, <http://www.ieb.es/wp-content/uploads/2015/02/n12/2.pdf> (dostęp 18.06.2016).
- Witkowska D., Kompa K., Grabska M. (2009), *Badanie informacyjnej efektywności rynku w formie silnej na przykładzie wybranych funduszy inwestycyjnych*, „Metody ilościowe w Badaniach Ekonomicznych” 10: 265–286.
- Witkowska D., Matuszewska A., Kompa K. (2012), *Wprowadzenie do ekonometrii dynamicznej i finansowej*, Wydawnictwa SGGW, Warszawa.
- Wojciechowski W. (2011), *Reforma emerytalna: fakty i liczby zamiast błędów i mitów*, „Liberte” 22, 14 stycznia, <http://liberte.pl/reforma-emerytalna-fakty-i-liczby-zamiast-bledow-i-mitow/> (dostęp 15.08.2016).
- Wright S., Mason R., Miles D. (2003), *Study into Certain Aspects of the Cost of Capital for Regulated Utilities in the UK*, Smithers & Co Ltd, London, <http://www.regulationbodyofknowledge.org/documents/123.pdf> (dostęp 19.07.2016).
- Zamojska A. (2012), *Efektywność funduszy inwestycyjnych w Polsce. Studium teoretyczno-empiryczne*, C.H. Beck, Warszawa.
- Zieliński W. (1999), *Wybrane testy statystyczne*, Fundacja Rozwój SGGW, Warszawa.
- Zwołński A. (2013), *ZUS kosztuje nas ponad 4 mld zł. Ile poszło na Ojca Mateusza i Lato z Radiem?*, Money.pl, 7 listopada, <http://www.money.pl/gospodarka/wiadomosci/artykul/zus;kosztuje;nas;ponad;4;mld;z;l;ile;poszlo;na;ojca;mateusza;i;lato;z;radiem,5,0,1415941.html> (dostęp 11.06.2016).

Załącznik A

Podstawowe parametry opisowe

stóp zwrotu

Tabela A1. Podstawowe parametry opisowe stóp zwrotu z jednostek rozliczeniowych funduszy emerytalnych w całym okresie badania (a) dla dziennych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 1823)

Parametry opisowe	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
Minimum	-0,0408	-0,0431	-0,0452	-0,0425	-0,0415	-0,0450	-0,0471	-0,0509	-0,0434	-0,0467	-0,0480
Maximum	0,0345	0,0220	0,0222	0,0193	0,0199	0,0219	0,0424	0,0243	0,0228	0,0241	0,0232
Średnia arytmetyczna	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002
Mediana	0,0000	0,0003	0,0003	0,0003	0,0003	0,0003	0,0003	0,0003	0,0003	0,0003	0,0003
Odstąpienie standardowe	0,0047	0,0046	0,0046	0,0043	0,0044	0,0048	0,0049	0,0049	0,0045	0,0048	0,0050
Skośność	-0,7463	-0,9636	-1,0368	-0,9958	-0,9659	-0,9855	-0,9568	-1,1900	-1,0357	-1,0893	-1,0252
Kurtoza	8,4688	7,6449	8,5390	8,3199	7,2372	7,4323	14,3298	10,5734	8,3599	9,0562	8,2403

Źródło: opracowanie własne

Tabela A2. Podstawowe parametry opisowe stóp zwrotu z jednostek rozliczeniowych funduszy emerytalnych w całym okresie badania (a) dla tygodniowych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 364)

Parametry opisowe	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
Minimum	-0,0410	-0,0415	-0,0422	-0,0367	-0,0389	-0,0409	-0,0552	-0,0447	-0,0394	-0,0468	-0,0397
Maximum	-0,0394	0,0336	0,0332	0,0316	0,0344	-0,0329	0,0326	0,0366	0,0319	0,0379	0,0381
Średnia arytmetyczna	0,0006	0,0007	0,0006	0,0007	0,0006	0,0007	0,0006	0,0005	0,0008	0,0006	0,0010
Mediana	0,0013	0,0014	0,0016	0,0012	0,0013	0,0015	0,0013	0,0013	0,0013	0,0014	0,0022
Odstąpienie standardowe	0,0102	0,0101	0,0102	0,0094	0,0099	0,0106	0,0105	0,0107	0,0099	0,0105	0,0105
Skośność	-0,3997	-0,5826	-0,6653	-0,5501	-0,5325	-0,5898	-0,9544	-0,5663	-0,5866	-0,6331	-0,3225
Kurtoza	2,3511	2,2835	2,3785	2,1762	2,0136	1,9698	3,7293	2,4478	1,9839	2,8997	1,2941

Źródło: opracowanie własne

Tabela A3. Podstawowe parametry opisowe stóp zwrotu z jednostek rozliczeniowych funduszy emerytalnych w całym okresie badania (a) dla miesięcznych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 84)

Parametry opisowe	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
Minimum	-0,0389	-0,0362	-0,0389	-0,0344	-0,0390	-0,0415	-0,0377	-0,0473	-0,0373	-0,0425	-0,0496
Maximum	-0,0446	0,0446	0,0472	0,0477	0,0557	-0,0501	0,0469	0,0465	0,0474	0,0491	0,0460
Średnia arytmetyczna	0,0035	0,0041	0,0039	0,0041	0,0034	0,0040	0,0042	0,0035	0,0044	0,0037	0,0029
Mediana	0,0048	0,0059	0,0047	0,0040	0,0043	0,0057	0,0064	0,0045	0,0058	0,0040	0,0034
Odczylenie standardowe	0,0203	0,0205	0,0213	0,0195	0,0208	0,0216	0,0207	0,0220	0,0208	0,0215	0,0232
Skośność	0,0096	0,0420	-0,0238	0,1181	0,0954	-0,0469	0,0166	-0,0983	-0,0342	0,0128	-0,1003
Kurtoza	-0,5588	-0,5393	-0,4562	-0,4371	-0,4735	-0,4766	-0,5408	-0,4570	-0,5622	-0,4521	-0,6732

Źródło: opracowanie własne

Tabela A4. Podstawowe parametry opisowe stóp zwrotu z jednostek rozliczeniowych funduszy emerytalnych w okresie (b) dla dziennych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 604)

Parametry opisowe	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
Minimum	-0,0310	-0,0164	-0,0185	-0,0178	-0,0175	-0,0193	-0,0170	-0,0163	-0,0168	-0,0167	-0,0204
Maximum	0,0345	0,0160	0,0149	0,0155	0,0140	0,0158	0,0194	0,0157	0,0152	0,0158	0,0166
Średnia arytmetyczna	0,0004	0,0004	0,0004	0,0004	0,0004	0,0004	0,0004	0,0004	0,0004	0,0004	0,0004
Mediana	0,0004	0,0004	0,0004	0,0003	0,0004	0,0003	0,0004	0,0004	0,0004	0,0004	0,0003
Odczylenie standardowe	0,0042	0,0037	0,0037	0,0036	0,0036	0,0040	0,0039	0,0036	0,0036	0,0038	0,0041
Skośność	0,0061	-0,2303	-0,3018	-0,2554	-0,2312	-0,2948	-0,1839	-0,2246	-0,2557	-0,2844	-0,3064
Kurtoza	12,6664	1,2753	1,5831	1,7541	1,4813	1,5029	2,7796	1,6287	1,5178	1,8457	1,6800

Źródło: opracowanie własne

Tabela A5. Podstawowe parametry opisowe stóp zwrotu z jednostek rozliczeniowych funduszy emerytalnych w okresie (b) dla tygodniowych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 121)

Parametry opisowe	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztynion	PZU
Minimum	-0,0345	-0,0314	-0,0296	-0,0287	0,0278	-0,0326	-0,0288	-0,0305	-0,0288	-0,0309	-0,0276
Maximum	-0,0394	0,0221	0,0226	0,0196	0,0215	-0,0228	0,0194	0,0225	0,0200	0,0218	0,0226
Średnia arytmetyczna	0,0011	0,0010	0,0011	0,0011	0,0011	0,0011	0,0011	0,0011	0,0011	0,0011	0,0021
Mediana	0,0011	0,0014	0,0016	0,0016	0,0014	0,0011	0,0016	0,0017	0,0020	0,0017	0,0029
Odchylenie standardowe	0,0093	0,0082	0,0083	0,0077	0,0078	0,0088	0,0083	0,0081	0,0078	0,0081	0,0085
Skośność	-0,1730	-0,5196	-0,5679	-0,5425	-0,5068	-0,5584	-0,6277	-0,5806	-0,5566	-0,4872	-0,6473
Kurtoza	3,7664	1,4107	1,3908	1,5173	1,3302	1,5791	1,1708	1,6095	1,5103	1,4444	1,4143

Źródło: opracowanie własne

Tabela A6. Podstawowe parametry opisowe stóp zwrotu z jednostek rozliczeniowych funduszy emerytalnych w okresie (b) dla miesięcznych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 28)

Parametry opisowe	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztynion	PZU
Minimum	-0,0298	-0,0320	-0,0373	-0,0344	-0,0355	-0,0415	-0,0315	-0,0346	-0,0332	-0,0330	-0,0496
Maximum	-0,0446	0,0446	0,0472	0,0477	0,0557	-0,0501	0,0469	0,0465	0,0474	0,0458	0,0431
Średnia arytmetyczna	0,0073	0,0076	0,0077	0,0075	0,0076	0,0081	0,0077	0,0078	0,0080	0,0077	0,0081
Mediana	0,0075	0,0078	0,0087	0,0084	0,0078	0,0087	0,0086	0,0076	0,0082	0,0086	0,0070
Odchylenie standardowe	0,0181	0,0185	0,0204	0,0187	0,0197	0,0207	0,0191	0,0188	0,0193	0,0193	0,0212
Skośność	0,0831	0,0590	-0,1765	0,0830	0,1754	-0,1152	0,0360	-0,0994	0,0826	0,0768	-0,4989
Kurtoza	0,0585	0,2094	0,5709	0,5793	0,0747	0,6610	0,2843	0,4499	0,4948	0,2451	0,8561

Źródło: opracowanie własne

Tabela A7. Podstawowe parametry opisowe stóp zwrotu z jednostek rozliczeniowych funduszy emerytalnych w okresie (c) dla dziennych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 610)

Parametry opisowe	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
Minimum	-0,0176	-0,0174	-0,0169	-0,0151	-0,0158	-0,0173	-0,0471	-0,0170	-0,0152	-0,0162	-0,0181
Maximum	0,0198	0,0193	0,0199	0,0166	0,0172	0,0189	0,0424	0,0186	0,0189	0,0195	0,0185
Średnia arytmetyczna	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002
Mediana	0,0000	0,0003	0,0003	0,0000	0,0003	0,0003	0,0003	0,0002	0,0003	0,0003	0,0003
Odchylenie standardowe	0,0037	0,0037	0,0037	0,0034	0,0035	0,0038	0,0045	0,0037	0,0035	0,0036	0,0038
Skośność	-0,7396	-0,7528	-0,8139	-0,7625	-0,7625	-0,7830	-0,6988	-0,8588	-0,7613	-0,7730	-0,8743
Kurtoza	4,6238	4,2700	4,8192	4,4197	3,7151	4,0551	33,4902	4,2949	4,3220	4,2768	4,2534

Źródło: opracowanie własne

Tabela A8. Podstawowe parametry opisowe stóp zwrotu z jednostek rozliczeniowych funduszy emerytalnych w okresie (c) dla tygodniowych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 122)

Parametry opisowe	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
Minimum	-0,0410	-0,0415	-0,0422	-0,0367	-0,0385	-0,0402	-0,0552	-0,0424	-0,0387	-0,0468	-0,0397
Maximum	-0,0152	0,0160	0,0160	0,0148	0,0145	-0,0154	0,0158	0,0158	0,0139	0,0134	0,0227
Średnia arytmetyczna	0,0008	0,0008	0,0007	0,0008	0,0008	0,0009	0,0006	0,0007	0,0009	0,0006	0,0007
Mediana	0,0018	0,0017	0,0016	0,0016	0,0018	0,0020	0,0014	0,0017	0,0015	0,0019	0,0015
Odchylenie standardowe	0,0078	0,0080	0,0080	0,0071	0,0076	0,0081	0,0091	0,0080	0,0076	0,0079	0,0087
Skośność	-1,7419	-1,7391	-1,9406	-1,7113	-1,5809	-1,6521	-2,8620	-1,7731	-1,7038	-2,2621	-0,7820
Kurtoza	6,8400	6,7896	7,9154	6,8171	5,9862	6,1806	14,5326	7,1380	6,4765	10,6618	3,4665

Źródło: opracowanie własne

Tabela A9. Podstawowe parametry opisowe stóp zwrotu z jednostek rozliczeniowych funduszy emerytalnych w okresie (c) dla miesięcznych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 28)

Parametry opisowe	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
Minimum	-0,0342	-0,0362	-0,0371	-0,0303	-0,0311	-0,0371	-0,0340	-0,0389	-0,0330	-0,0425	-0,0411
Maximum	-0,0379	0,0365	0,0347	0,0316	0,0350	-0,0359	0,0362	0,0352	0,0326	0,0336	0,0343
Średnia arytmetyczna	0,0029	0,0037	0,0034	0,0034	0,0034	0,0036	0,0044	0,0030	0,0039	0,0029	0,0020
Mediana	0,0028	0,0034	0,0031	0,0020	0,0031	0,0029	0,0052	0,0017	0,0026	0,0031	-0,0003
Odchylenie standardowe	0,0195	0,0204	0,0198	0,0174	0,0191	0,0201	0,0200	0,0206	0,0193	0,0198	0,0209
Skośność	-0,0875	-0,1866	-0,2560	-0,1760	-0,0678	-0,1931	-0,1554	-0,1499	-0,2310	-0,2887	-0,2981
Kurtoza	-0,7262	-0,6519	-0,5526	-0,6591	-0,7975	-0,6101	-0,6751	-0,6309	-0,7241	-0,3961	-0,5982

Źródło: opracowanie własne

Tabela A10. Podstawowe parametry opisowe stóp zwrotu z jednostek rozliczeniowych funduszy emerytalnych w okresie (d) dla dziennych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 480)

Parametry opisowe	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
Minimum	-0,0310	-0,0242	-0,0237	-0,0216	-0,0221	-0,0193	-0,0243	-0,0232	-0,0168	-0,0239	-0,0279
Maximum	0,0345	0,0111	0,0110	0,0101	0,0100	0,0158	0,0104	0,0124	0,0152	0,0110	0,0104
Średnia arytmetyczna	0,0004	0,0004	0,0003	0,0003	0,0003	0,0004	0,0004	0,0003	0,0004	0,0003	0,0003
Mediana	0,0003	0,0003	0,0003	0,0003	0,0003	0,0003	0,0003	0,0003	0,0004	0,0003	0,0003
Odchylenie standardowe	0,0041	0,0032	0,0032	0,0030	0,0031	0,0040	0,0032	0,0034	0,0035	0,0032	0,0033
Skośność	0,0147	-1,2213	-1,2664	-1,1103	-1,1440	-0,2927	-1,2461	-0,9510	-0,2480	-1,1538	-1,6493
Kurtoza	13,0686	8,2511	8,3760	7,4993	6,9012	1,6111	8,6742	6,5899	1,6036	7,7775	12,3121

Źródło: opracowanie własne

Tabela A11. Podstawowe parametry opisowe stóp zwrotu z jednostek rozliczeniowych funduszy emerytalnych w okresie (d) dla tygodniowych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 96)

Parametry opisowe	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
Minimum	-0,0345	-0,0288	-0,0319	-0,0261	-0,0259	-0,0326	-0,0283	-0,0288	-0,0288	-0,0276	-0,0239
Maximum	-0,0394	0,0188	0,0197	0,0182	0,0177	-0,0228	0,0178	0,0211	0,0200	0,0196	0,0289
Średnia arytmetyczna	0,0011	0,0011	0,0010	0,0010	0,0010	0,0011	0,0013	0,0009	0,0012	0,0010	0,0013
Mediana	0,0011	0,0018	0,0020	0,0016	0,0022	0,0011	0,0018	0,0018	0,0020	0,0021	0,0024
Odczylenie standardowe	0,0093	0,0075	0,0075	0,0068	0,0072	0,0088	0,0072	0,0076	0,0078	0,0074	0,0078
Skośność	-0,1689	-1,3696	-1,5232	-1,2952	-1,0726	-0,5647	-1,1869	-1,2309	-0,5565	-1,2489	-0,1770
Kurtoza	3,7957	4,1945	5,2043	4,2207	3,1262	1,6205	3,7013	3,5822	1,5489	3,8048	1,5780

Źródło: opracowanie własne

Tabela A12. Podstawowe parametry opisowe stóp zwrotu z jednostek rozliczeniowych funduszy emerytalnych w okresie (d) dla miesięcznych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 22)

Parametry opisowe	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
Minimum	-0,0298	-0,0320	-0,0333	-0,0300	-0,0299	-0,0415	-0,0309	-0,0312	-0,0332	-0,0277	-0,0320
Maximum	-0,0446	0,0347	0,0348	0,0337	0,0320	-0,0501	0,0362	0,0365	0,0474	0,0362	0,0427
Średnia arytmetyczna	0,0073	0,0073	0,0068	0,0063	0,0060	0,0081	0,0079	0,0069	0,0080	0,0069	0,0067
Mediana	0,0075	0,0083	0,0054	0,0058	0,0041	0,0087	0,0074	0,0058	0,0082	0,0060	0,0043
Odczylenie standardowe	0,0181	0,0181	0,0180	0,0168	0,0175	0,0207	0,0180	0,0189	0,0193	0,0177	0,0196
Skośność	0,0831	-0,4548	-0,4070	-0,3520	-0,2964	-0,1152	-0,3156	-0,2615	0,0826	-0,2316	-0,1680
Kurtoza	0,0585	-0,2159	-0,1932	-0,3422	-0,5999	0,6610	-0,3104	-0,5043	0,4948	-0,5045	-0,5541

Źródło: opracowanie własne

Tabela A13. Podstawowe parametry opisowe stóp zwrotu z jednostek rozliczeniowych funduszy emerytalnych w okresie (e) dla dziennych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 499)

Parametry opisowe	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztynlion	PZU
Minimum	-0,0408	-0,0431	-0,0452	-0,0425	-0,0415	-0,0450	-0,0458	-0,0509	-0,0434	-0,0467	-0,0480
Maximum	0,0206	0,0220	0,0222	0,0193	0,0199	0,0219	0,0207	0,0243	0,0228	0,0241	0,0232
Średnia arytmetyczna	-0,0001	0,0000	-0,0001	0,0000	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001	0,0000	-0,0001	0,0000
Mediana	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Odchylenie standardowe	0,0061	0,0062	0,0064	0,0060	0,0061	0,0066	0,0064	0,0069	0,0063	0,0068	0,0069
Skośność	-0,8637	-0,9868	-1,0257	-1,0104	-0,9538	-0,9851	-1,0850	-1,1431	-1,0179	-1,0547	-0,9590
Kurtoza	5,1614	6,1633	6,4866	6,3173	5,3530	5,6727	6,6436	7,2213	5,9763	6,2498	5,9069

Źródło: opracowanie własne

Tabela A14. Podstawowe parametry opisowe stóp zwrotu z jednostek rozliczeniowych funduszy emerytalnych w okresie (e) dla tygodniowych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 99)

Parametry opisowe	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztynlion	PZU
Minimum	-0,0368	-0,0410	-0,0398	-0,0351	-0,0389	-0,0409	-0,0408	-0,0447	-0,0394	-0,0458	-0,0289
Maximum	-0,0329	0,0336	0,0332	0,0316	0,0344	-0,0329	0,0326	0,0366	0,0319	0,0379	0,0381
Średnia arytmetyczna	0,0002	0,0003	0,0002	0,0003	-0,0001	0,0000	0,0001	-0,0001	0,0003	0,0001	-0,0001
Mediana	-0,0003	0,0006	-0,0003	-0,0003	-0,0002	0,0000	0,0000	0,0003	0,0003	0,0006	0,0000
Odchylenie standardowe	0,0135	0,0139	0,0142	0,0132	0,0138	0,0146	0,0141	0,0155	0,0140	0,0151	0,0140
Skośność	-0,0632	-0,1690	-0,2449	-0,1697	-0,1424	-0,2177	-0,2446	-0,1581	-0,1903	-0,1971	0,0525
Kurtoza	0,0990	0,3623	0,2780	0,2275	0,1197	0,1117	0,2889	0,1919	-0,0173	0,3750	-0,1197

Źródło: opracowanie własne

Tabela A15. Podstawowe parametry opisowe stóp zwrotu z jednostek rozliczeniowych funduszy emerytalnych w okresie (e) dla miesięcznych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 23)

Parametry opisowe	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
Minimum	-0,0389	-0,0362	-0,0389	-0,0335	-0,0390	-0,0399	-0,0377	-0,0473	-0,0373	-0,0395	-0,0411
Maximum	-0,0421	0,0445	0,0440	0,0398	0,0410	-0,0392	0,0422	0,0452	0,0402	0,0491	0,0460
Średnia arytmetyczna	-0,0007	0,0001	-0,0005	0,0008	-0,0019	-0,0011	-0,0007	-0,0017	0,0004	-0,0007	-0,0032
Mediana	-0,0065	-0,0040	-0,0071	-0,0043	-0,0091	-0,0056	-0,0062	-0,0054	-0,0008	-0,0046	-0,0084
Odstąpienie standardowe	0,0230	0,0233	0,0244	0,0228	0,0243	0,0236	0,0241	0,0267	0,0242	0,0259	0,0273
Skośność	0,2499	0,4736	0,3924	0,4471	0,3935	0,2297	0,3684	0,2297	0,1925	0,3823	0,4455
Kurtoza	-0,6942	-0,5433	-0,6846	-0,7674	-0,8736	-0,9036	-0,6972	-0,7349	-1,0640	-0,7242	-1,0008

Źródło: opracowanie własne

Tabela A16. Podstawowe parametry opisowe stóp zwrotu z jednostek rozliczeniowych funduszy emerytalnych w okresie (f) dla dziennych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 390)

Parametry opisowe	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
Minimum	-0,0304	-0,0318	-0,0333	-0,0298	-0,0307	-0,0339	-0,0316	-0,0360	-0,0332	-0,0365	-0,0336
Maximum	0,0206	0,0220	0,0222	0,0193	0,0199	0,0219	0,0207	0,0243	0,0228	0,0241	0,0232
Średnia arytmetyczna	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002
Mediana	0,0000	0,0001	0,0000	0,0003	0,0003	0,0002	0,0003	0,0003	0,0000	0,0000	0,0000
Odstąpienie standardowe	0,0046	0,0048	0,0048	0,0044	0,0046	0,0050	0,0048	0,0052	0,0048	0,0052	0,0049
Skośność	-1,0207	-1,0488	-1,1162	-1,0935	-1,0622	-1,0802	-1,1100	-0,9920	-1,0875	-1,1730	-1,2344
Kurtoza	7,9121	8,4863	8,8646	8,3434	7,5110	8,1668	8,3941	8,4020	8,7656	9,5117	9,6821

Źródło: opracowanie własne

Tabela A17. Podstawowe parametry opisowe stóp zwrotu z jednostek rozliczeniowych funduszy emerytalnych w okresie (f) dla tygodniowych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 78)

Parametry opisowe	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztynlion	PZU
Minimum	-0,0368	-0,0410	-0,0398	-0,0351	-0,0389	-0,0409	-0,0408	-0,0447	-0,0394	-0,0458	-0,0289
Maximum	-0,0256	0,0267	0,0243	0,0237	0,0285	-0,0255	0,0265	0,0311	0,0249	0,0302	0,0289
Średnia arytmetyczna	0,0004	0,0005	0,0005	0,0006	0,0006	0,0008	0,0007	0,0004	0,0008	0,0005	0,0013
Mediana	0,0013	0,0015	0,0019	0,0009	0,0019	0,0017	0,0014	0,0014	0,0027	0,0017	0,0021
Odchylenie standardowe	0,0100	0,0108	0,0107	0,0098	0,0106	0,0110	0,0106	0,0115	0,0107	0,0114	0,0110
Skośność	-0,7995	-0,8767	-1,0035	-0,8071	-0,6999	-0,8944	-0,9287	-0,8439	-0,8976	-0,9334	-0,1140
Kurtoza	2,6525	2,9164	2,9244	2,4677	2,4412	2,6922	3,0017	2,9377	2,3568	3,3379	0,4119

Źródło: opracowanie własne

Tabela A18. Podstawowe parametry opisowe stóp zwrotu z jednostek rozliczeniowych funduszy emerytalnych w okresie (f) dla miesięcznych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 18)

Parametry opisowe	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztynlion	PZU
Minimum	-0,0313	-0,0320	-0,0333	-0,0300	-0,0299	-0,0313	-0,0309	-0,0312	-0,0330	-0,0277	-0,0320
Maximum	-0,0400	0,0392	0,0405	0,0398	0,0381	-0,0392	0,0422	0,0420	0,0371	0,0404	0,0427
Średnia arytmetyczna	0,0044	0,0046	0,0049	0,0048	0,0039	0,0054	0,0055	0,0050	0,0058	0,0045	0,0037
Mediana	0,0027	0,0027	0,0037	0,0038	0,0023	0,0050	0,0042	0,0036	0,0052	0,0037	0,0012
Odchylenie standardowe	0,0180	0,0185	0,0189	0,0182	0,0186	0,0191	0,0193	0,0202	0,0192	0,0195	0,0221
Skośność	0,2354	-0,0253	0,0572	0,1780	0,0380	0,1871	0,3225	0,2062	-0,0899	0,2512	0,3815
Kurtoza	-0,0335	-0,0113	0,0538	-0,0329	-0,4825	-0,3608	-0,0945	-0,3377	-0,1124	-0,4361	-0,6034

Źródło: opracowanie własne

Tabela A19. Podstawowe parametry opisowe stóp zwrotu z jednostek rozliczeniowych funduszy emerytalnych w okresie (g) dla dziennych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 393)

Parametry opisowe	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
Minimum	-0,0408	-0,0431	-0,0452	-0,0425	-0,0415	-0,0450	-0,0458	-0,0509	-0,0434	-0,0467	-0,0480
Maximum	0,0171	0,0161	0,0168	0,0154	0,0156	0,0177	0,0166	0,0179	0,0164	0,0171	0,0196
Średnia arytmetyczna	-0,0002	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0002	-0,0002	-0,0001	-0,0002	-0,0001	-0,0001	-0,0001
Mediana	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Odchylenie standardowe	0,0060	0,0060	0,0062	0,0059	0,0059	0,0064	0,0062	0,0067	0,0061	0,0065	0,0068
Skośność	-0,8871	-1,0891	-1,0994	-1,0617	-1,0324	-1,0501	-1,1927	-1,2897	-1,1011	-1,1311	-1,0111
Kurtoza	5,5225	6,8523	7,1017	6,9499	6,0677	6,1006	7,5573	8,4243	6,4833	6,8997	6,4032

Źródło: opracowanie własne

Tabela A20. Podstawowe parametry opisowe stóp zwrotu z jednostek rozliczeniowych funduszy emerytalnych w okresie (g) dla tygodniowych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 78)

Parametry opisowe	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
Minimum	-0,0286	-0,0322	-0,0348	-0,0330	-0,0308	-0,0339	-0,0352	-0,0351	-0,0314	-0,0330	-0,0283
Maximum	-0,0329	0,0336	0,0332	0,0316	0,0344	-0,0329	0,0326	0,0366	0,0319	0,0379	0,0381
Średnia arytmetyczna	-0,0002	0,0000	-0,0002	0,0000	-0,0004	-0,0003	-0,0003	-0,0005	-0,0001	-0,0001	-0,0007
Mediana	-0,0009	0,0000	-0,0007	-0,0005	-0,0007	-0,0006	-0,0003	0,0000	-0,0001	-0,0002	-0,0007
Odchylenie standardowe	0,0135	0,0136	0,0141	0,0131	0,0135	0,0145	0,0140	0,0153	0,0137	0,0147	0,0136
Skośność	0,1343	0,0189	-0,0684	-0,0196	0,0076	-0,0545	-0,0637	0,0282	0,0029	0,0260	0,1323
Kurtoza	-0,0684	0,0934	0,1003	0,1103	-0,0427	-0,0848	0,0388	-0,0512	-0,2043	0,0474	0,2504

Źródło: opracowanie własne

Tabela A21. Podstawowe parametry opisowe stóp zwrotu z jednostek rozliczeniowych funduszy emerytalnych w okresie (g) dla miesięcznych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 18)

Parametry opisowe	OFE												PZU
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztynlion			
Minimum	-0,0389	-0,0362	-0,0389	-0,0335	-0,0390	-0,0399	-0,0377	-0,0473	-0,0373	-0,0395	-0,0411	-0,0411	-0,0411
Maximum	-0,0421	0,0445	0,0440	0,0398	0,0410	-0,0392	0,0411	0,0452	0,0402	0,0491	0,0460	0,0460	0,0460
Średnia arytmetyczna	-0,0031	-0,0016	-0,0028	-0,0012	-0,0036	-0,0032	-0,0025	-0,0040	-0,0016	-0,0022	-0,0043	-0,0043	-0,0043
Mediana	-0,0084	-0,0069	-0,0077	-0,0067	-0,0092	-0,0065	-0,0070	-0,0065	-0,0044	-0,0070	-0,0084	-0,0084	-0,0084
Odchylenie standardowe	0,0237	0,0242	0,0254	0,0237	0,0252	0,0243	0,0249	0,0279	0,0256	0,0271	0,0284	0,0284	0,0284
Skośność	0,3157	0,5433	0,4830	0,5121	0,4411	0,2847	0,3648	0,3032	0,2861	0,4197	0,4012	0,4012	0,4012
Kurtoza	-0,8525	-0,5302	-0,7258	-0,8587	-0,9305	-1,0167	-0,9004	-0,8455	-1,2132	-0,7753	-1,1969	-1,1969	-1,1969

Źródło: opracowanie własne

Tabela A22. Parametry opisowe benchmarków w okresie a

Parametry	Benchmarki			
	TBSP	WIG	WIBOR3M	WIBOR1Y
dzienne stopy zwrotu (liczba obserwacji: 1823)				
Minimum	-0,0136	-0,0688	0,0000	0,0000
Maximum	0,0077	0,0580	0,0002	0,0002
Średnia arytmetyczna	0,0002	0,0003	0,0001	0,0001
Mediana	0,0002	0,0000	0,0001	0,0001
Odchylenie standardowe	0,0018	0,0115	0,0000	0,0000
Skośność	-0,7116	-0,3628	-0,3324	-0,4247
Kurtoza	5,6246	4,2301	-1,2084	-1,3379
tygodniowe stopy zwrotu (liczba obserwacji: 364)				
Minimum	-0,0191	-0,1084	0,0002	0,0002
Maximum	0,0120	0,0867	0,0008	0,0008
Średnia arytmetyczna	0,0009	0,0009	0,0005	0,0005
Mediana	0,0009	0,0009	0,0005	0,0006
Odchylenie standardowe	0,0040	0,0220	0,0002	0,0002
Skośność	-0,6189	-0,2394	-0,3378	-0,4312
Kurtoza	2,2211	2,9227	-1,2033	-1,3341
miesięczne stopy zwrotu (liczba obserwacji: 84)				
Minimum	-0,0256	-0,1378	0,0010	0,0010
Maximum	0,0294	0,1838	0,0032	0,0032
Średnia arytmetyczna	0,0046	0,0053	0,0021	0,0022
Mediana	0,0053	0,0002	0,0023	0,0026
Odchylenie standardowe	0,0093	0,0508	0,0007	0,0007
Skośność	-0,5038	0,4488	-0,3206	-0,4133
Kurtoza	1,4559	1,7457	-1,2024	-1,3427

Źródło: opracowanie własne

Tabela A23. Parametry opisowe benchmarków w okresie b

Parametry	Benchmarki			
	TBSP	WIG	WIBOR3M	WIBOR1Y
dienne stopy zwrotu (liczba obserwacji: 604)				
Minimum	-0,0136	-0,0688	0,0001	0,0001
Maximum	0,0077	0,0580	0,0002	0,0002
Średnia arytmetyczna	0,0002	0,0009	0,0001	0,0001
Mediana	0,0002	0,0005	0,0001	0,0001
Odchylenie standardowe	0,0016	0,0136	0,0000	0,0000
Skośność	-1,2821	0,0107	2,2018	2,4658
Kurtoza	13,0732	2,7224	7,1878	8,0265
tygodniowe stopy zwrotu (liczba obserwacji: 121)				
Minimum	-0,0125	-0,0811	0,0005	0,0006
Maximum	0,0120	0,0867	0,0008	0,0008
Średnia arytmetyczna	0,0005	0,0022	0,0006	0,0006
Mediana	0,0007	0,0024	0,0006	0,0006
Odchylenie standardowe	0,0034	0,0262	0,0000	0,0000
Skośność	-0,4809	0,2709	2,2118	2,4751
Kurtoza	2,8899	1,4180	7,4058	8,2770
miesięczne stopy zwrotu (liczba obserwacji: 28)				
Minimum	-0,0241	-0,1378	0,0022	0,0024
Maximum	0,0156	0,1838	0,0030	0,0031
Średnia arytmetyczna	0,0035	0,0159	0,0025	0,0027
Mediana	0,0044	0,0059	0,0024	0,0026
Odchylenie standardowe	0,0077	0,0651	0,0002	0,0002
Skośność	-1,5326	0,3227	0,8899	0,9064
Kurtoza	5,1585	1,4601	1,0122	0,3098

Źródło: opracowanie własne

Tabela A24. Parametry opisowe benchmarków w okresie c

Parametry	Benchmarki			
	TBSP	WIG	WIBOR3M	WIBOR1Y
dienne stopy zwrotu (liczba obserwacji: 610)				
Minimum	-0,0131	-0,0624	0,0001	0,0001
Maximum	0,0070	0,0410	0,0001	0,0001
Średnia arytmetyczna	0,0003	0,0000	0,0001	0,0001
Mediana	0,0004	0,0002	0,0001	0,0001
Odchylenie standardowe	0,0018	0,0114	0,0000	0,0000
Skośność	-0,9316	-0,8192	-1,0793	-1,0644
Kurtoza	6,4780	4,4306	-0,3271	-0,4626
tygodniowe stopy zwrotu (liczba obserwacji: 122)				
Minimum	-0,0191	-0,1084	0,0004	0,0004
Maximum	0,0111	0,0474	0,0007	0,0007
Średnia arytmetyczna	0,0013	0,0009	0,0006	0,0006
Mediana	0,0017	0,0027	0,0006	0,0007
Odchylenie standardowe	0,0043	0,0212	0,0001	0,0001
Skośność	-1,0402	-1,4907	-1,0904	-1,0751
Kurtoza	3,7507	6,1368	-0,2970	-0,4382
miesięczne stopy zwrotu (liczba obserwacji: 28)				
Minimum	-0,0256	-0,1034	0,0015	0,0015
Maximum	0,0294	0,0899	0,0032	0,0032
Średnia arytmetyczna	0,0057	-0,0006	0,0026	0,0026
Mediana	0,0066	-0,0118	0,0028	0,0029
Odchylenie standardowe	0,0111	0,0508	0,0005	0,0005
Skośność	-0,5030	0,1420	-0,9837	-0,9823
Kurtoza	1,5193	-0,5768	-0,3300	-0,4563

Źródło: opracowanie własne

Tabela A25. Parametry opisowe benchmarków w okresie d

Parametry	Benchmarki			
	TBSP	WIG	WIBOR3M	WIBOR1Y
dienne stopy zwrotu (liczba obserwacji: 480)				
Minimum	-0,0131	-0,0446	0,0001	0,0001
Maximum	0,0070	0,0288	0,0001	0,0001
Średnia arytmetyczna	0,0002	0,0004	0,0001	0,0001
Mediana	0,0002	0,0002	0,0001	0,0001
Odchylenie standardowe	0,0021	0,0092	0,0000	0,0000
Skośność	-0,7646	-0,4332	0,1584	0,2347
Kurtoza	4,4878	2,4262	-1,7067	-1,6708
tygodniowe stopy zwrotu (liczba obserwacji: 96)				
Minimum	-0,0191	-0,0732	0,0004	0,0004
Maximum	0,0111	0,0389	0,0007	0,0007
Średnia arytmetyczna	0,0010	0,0018	0,0005	0,0005
Mediana	0,0013	0,0025	0,0005	0,0005
Odchylenie standardowe	0,0049	0,0184	0,0001	0,0001
Skośność	-0,8556	-0,8323	0,1604	0,2376
Kurtoza	2,0635	2,5402	-1,7284	-1,6913
miesięczne stopy zwrotu (liczba obserwacji: 22)				
Minimum	-0,0256	-0,0636	0,0015	0,0015
Maximum	0,0294	0,0896	0,0032	0,0032
Średnia arytmetyczna	0,0048	0,0091	0,0023	0,0023
Mediana	0,0063	0,0057	0,0020	0,0020
Odchylenie standardowe	0,0129	0,0432	0,0006	0,0006
Skośność	-0,3102	0,1013	0,2661	0,3407
Kurtoza	0,2296	-0,9409	-1,6459	-1,5869

Źródło: opracowanie własne

Tabela A26. Parametry opisowe benchmarków w okresie e

Parametry	Benchmarki			
	TBSP	WIG	WIBOR3M	WIBOR1Y
dienne stopy zwrotu (liczba obserwacji: 499)				
Minimum	-0,0055	-0,0582	0,0000	0,0000
Maximum	0,0061	0,0257	0,0001	0,0001
Średnia arytmetyczna	0,0002	-0,0002	0,0001	0,0001
Mediana	0,0002	0,0000	0,0001	0,0001
Odchylenie standardowe	0,0018	0,0087	0,0000	0,0000
Skośność	-0,1768	-1,0218	0,4481	0,5727
Kurtoza	0,7718	6,6638	-1,5379	-1,4404
tygodniowe stopy zwrotu (liczba obserwacji: 99)				
Minimum	-0,0106	-0,0505	0,0002	0,0002
Maximum	0,0117	0,0470	0,0004	0,0004
Średnia arytmetyczna	0,0010	-0,0002	0,0003	0,0003
Mediana	0,0010	-0,0007	0,0003	0,0003
Odchylenie standardowe	0,0041	0,0174	0,0001	0,0001
Skośność	-0,3114	0,1543	0,4414	0,5678
Kurtoza	0,4456	0,2960	-1,5626	-1,4646
miesięczne stopy zwrotu (liczba obserwacji: 23)				
Minimum	-0,0086	-0,0554	0,0010	0,0010
Maximum	0,0202	0,0513	0,0017	0,0017
Średnia arytmetyczna	0,0051	-0,0009	0,0013	0,0013
Mediana	0,0074	-0,0046	0,0011	0,0012
Odchylenie standardowe	0,0085	0,0293	0,0003	0,0003
Skośność	-0,1322	0,1178	0,4657	0,5754
Kurtoza	-1,0631	-0,7549	-1,5050	-1,3600

Źródło: opracowanie własne

Tabela A27. Parametry opisowe benchmarków w okresie f

Parametry	Benchmarki			
	TBSP	WIG	WIBOR3M	WIBOR1Y
dienne stopy zwrotu (liczba obserwacji: 390)				
Minimum	-0,0131	-0,0535	0,0001	0,0001
Maximum	0,0070	0,0288	0,0001	0,0001
Średnia arytmetyczna	0,0002	0,0002	0,0001	0,0001
Mediana	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001
Odchylenie standardowe	0,0022	0,0094	0,0000	0,0000
Skośność	-0,6794	-0,7540	1,6842	1,6337
Kurtoza	3,7741	4,6802	1,3641	1,1423
tygodniowe stopy zwrotu (liczba obserwacji: 78)				
Minimum	-0,0191	-0,0732	0,0004	0,0004
Maximum	0,0111	0,0389	0,0006	0,0005
Średnia arytmetyczna	0,0006	0,0008	0,0004	0,0004
Mediana	0,0009	0,0022	0,0004	0,0004
Odchylenie standardowe	0,0050	0,0192	0,0001	0,0001
Skośność	-0,8032	-0,8799	1,6908	1,6441
Kurtoza	2,1083	2,4118	1,4238	1,2119
miesięczne stopy zwrotu (liczba obserwacji: 18)				
Minimum	-0,0256	-0,0528	0,0015	0,0015
Maximum	0,0294	0,0793	0,0025	0,0024
Średnia arytmetyczna	0,0035	0,0072	0,0017	0,0017
Mediana	0,0087	-0,0012	0,0016	0,0017
Odchylenie standardowe	0,0131	0,0367	0,0003	0,0002
Skośność	-0,3462	0,2055	1,8854	1,7805
Kurtoza	0,2152	-0,5915	3,9263	3,8385

Źródło: opracowanie własne

Tabela A28. Parametry opisowe benchmarków w okresie g

Parametry	Benchmarki			
	TBSP	WIG	WIBOR3M	WIBOR1Y
dienne stopy zwrotu (liczba obserwacji: 393)				
Minimum	-0,0055	-0,0582	0,0000	0,0000
Maximum	0,0061	0,0217	0,0001	0,0001
Średnia arytmetyczna	0,0002	-0,0003	0,0001	0,0001
Mediana	0,0002	0,0000	0,0000	0,0001
Odchylenie standardowe	0,0019	0,0085	0,0000	0,0000
Skośność	-0,1946	-0,9085	1,1973	1,4603
Kurtoza	0,6568	5,5509	0,1385	0,9002
tygodniowe stopy zwrotu (liczba obserwacji: 78)				
Minimum	-0,0106	-0,0505	0,0002	0,0002
Maximum	0,0117	0,0470	0,0004	0,0004
Średnia arytmetyczna	0,0006	-0,0008	0,0003	0,0003
Mediana	0,0009	-0,0011	0,0002	0,0003
Odchylenie standardowe	0,0044	0,0178	0,0000	0,0000
Skośność	-0,2496	0,2505	1,1930	1,4570
Kurtoza	0,2548	0,4751	0,1393	0,9125
miesięczne stopy zwrotu (liczba obserwacji: 18)				
Minimum	-0,0086	-0,0554	0,0010	0,0010
Maximum	0,0202	0,0459	0,0017	0,0017
Średnia arytmetyczna	0,0034	-0,0046	0,0012	0,0012
Mediana	0,0021	-0,0070	0,0011	0,0011
Odchylenie standardowe	0,0089	0,0298	0,0002	0,0002
Skośność	0,3506	0,1703	1,3332	1,5485
Kurtoza	-0,8997	-0,9008	0,8346	1,7633

Źródło: opracowanie własne

Tabela A29. Wartości statystyk testowych przy weryfikacji hipotez o równości wartości oczekiwanych stóp zwrotu z jednostek rozrachunkowych OFE Nationale-Nederlanden i benchmarków w poszczególnych okresach badawczych (1.25)–(1.26) i (1.29)–(1.30)

Postać hipotez i benchmarki	Okresy badawcze						
	a	b	c	d	e	f	g
Benchmark: TBSP	dziennie stopy zwrotu						
(1.29)–(1.30)	-0,2095	1,4010	-0,4830	1,0490	-1,1148	0,2009	-0,9483
(1.25)–(1.26)	-0,2230	1,5059	-0,5372	1,1850	-1,1581	0,2199	-0,9903
Benchmark: TBSP	tygodniowe stopy zwrotu						
(1.29)–(1.30)	-0,3374	0,6901	-0,5155	0,1652	-0,6235	0,0961	-0,5661
(1.25)–(1.26)	-0,3604	0,7403	-0,5831	0,1893	-0,6481	0,1057	-0,5911
Benchmark: TBSP	miesięczne stopy zwrotu						
(1.29)–(1.30)	-0,2280	1,0983	-0,4815	0,6373	-1,4201	0,3608	-1,0796
(1.25)–(1.26)	-0,2480	1,1720	-0,5501	0,7516	-1,6421	0,4374	-1,1491
Benchmark: WIG	dziennie stopy zwrotu						
(1.29)–(1.30)	-0,2480	-0,8911	0,4855	0,0149	0,1580	-0,0176	0,2264
(1.25)–(1.26)	-0,6414	-3,1571	1,5503	0,0378	0,2613	-0,0375	0,3750
Benchmark: WIG	tygodniowe stopy zwrotu						
(1.29)–(1.30)	-0,1819	-0,4199	-0,0177	-0,2951	0,0998	0,3044	0,1941
(1.25)–(1.26)	-0,4191	-1,3145	-0,0495	-0,6827	0,1553	0,6114	0,3074
Benchmark: WIG	miesięczne stopy zwrotu						
(1.29)–(1.30)	-0,2185	-0,6034	0,4097	-0,0956	0,1322	-0,1797	0,5043
(1.25)–(1.26)	-0,5579	-1,9917	1,1143	-0,2215	0,2962	-0,3892	0,2376
Benchmark: WIBOR3M	dziennie stopy zwrotu						
(1.29)–(1.30)	0,8958	1,9335	0,5167	1,8716	-0,5460	0,5581	-0,6666
(1.25)–(1.26)	0,8959	1,9336	0,5167	1,8716	-0,5460	0,5581	-0,6666
Benchmark: WIBOR3M	tygodniowe stopy zwrotu						
(1.29)–(1.30)	0,3441	0,6873	0,4177	0,6990	-0,1672	0,2901	-0,3623
(1.25)–(1.26)	0,3441	0,6873	0,4178	0,6991	-0,1672	0,2901	-0,3623
Benchmark: WIBOR3M	miesięczne stopy zwrotu						
(1.29)–(1.30)	0,7880	1,4412	0,2696	1,3251	-0,3958	0,8188	-0,2025
(1.25)–(1.26)	0,7884	1,4412	0,2697	1,3257	-0,3959	0,8189	-0,7615
Benchmark: WIBOR1Y	dziennie stopy zwrotu						
(1.29)–(1.30)	0,8619	1,8771	0,5111	1,8710	-0,5508	0,5559	-0,6705
(1.25)–(1.26)	0,8619	1,8771	0,5111	1,8711	-0,5508	0,5559	-0,6705
Benchmark: WIBOR1Y	tygodniowe stopy zwrotu						
(1.29)–(1.30)	0,3096	0,6302	0,4119	0,6985	-0,1719	0,2879	-0,3661
(1.25)–(1.26)	0,3096	0,6302	0,4119	0,6986	-0,1719	0,2879	-0,3661
Benchmark: WIBOR1Y	miesięczne stopy zwrotu						
(1.29)–(1.30)	0,7527	1,3906	0,2647	1,3247	-0,4058	0,8161	-0,2073
(1.25)–(1.26)	0,7531	1,3906	0,2647	1,3253	-0,4058	0,8162	-0,7663

Źródło: opracowanie własne

Pogrubioną czcionką oznaczono przypadki odrzucenia hipotez zerowych.

Załącznik B

Oceny estymatorów parametru beta oraz współczynniki determinacji modeli jednowskaźnikowych i wyceny aktywów kapitałowych

Pogrubioną czcionką oznaczono parametry statystycznie istotne.

Tabela B1. Modele oszacowane dla całego okresu analizy dla dziennych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 1823)

Rodzaj modelu	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
	współczynniki beta										
Sharpe	0,2905	0,2976	0,3003	0,2806	0,2877	0,3119	0,2922	0,3044	0,2897	0,3045	0,0132
CAPM WIBOR 3M	0,2904	0,2976	0,3003	0,2805	0,2876	0,3119	0,2921	0,3044	0,2897	0,3045	0,0132
CAPM WIBOR 1Y	0,2904	0,2976	0,3003	0,2805	0,2876	0,3119	0,2921	0,3044	0,2897	0,3044	0,0132
CAMP TBSP	0,2691	0,2762	0,2785	0,2592	0,2662	0,2892	0,3405	0,2827	0,2682	0,2832	-0,0027
	współczynniki determinacji										
Sharpe	0,5137	0,5567	0,5538	0,5535	0,5519	0,5531	0,4646	0,5189	0,5434	0,5309	0,0009
CAPM WIBOR 3M	0,5137	0,5567	0,5539	0,5535	0,5520	0,5531	0,4646	0,5190	0,5435	0,5309	0,0009
CAPM WIBOR 1Y	0,5137	0,5567	0,5539	0,5535	0,5520	0,5531	0,4646	0,5190	0,5434	0,5309	0,0009
CAMP TBSP	0,4715	0,5182	0,5168	0,5114	0,5113	0,5201	0,5120	0,4802	0,5029	0,4917	0,0000

Źródło: opracowanie własne

Tabela B2. Modele oszacowane dla całego okresu analizy dla tygodniowych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 364)

Rodzaj modelu	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztillion	PZU
	współczynniki beta										
Sharpe	0,3865	0,3953	0,4003	0,3677	0,3822	0,4145	0,4019	0,4064	0,3823	0,4041	0,2799
CAPM WIBOR 3M	0,3864	0,3952	0,4003	0,3676	0,3821	0,4144	0,4019	0,4064	0,3822	0,4041	0,2797
CAPM WIBOR 1Y	0,3864	0,3952	0,4003	0,3676	0,3821	0,4144	0,4019	0,4063	0,3822	0,4041	0,2797
CAMP TBSP	0,3608	0,3709	0,3753	0,3424	0,3586	0,3888	0,3798	0,3825	0,3588	0,3813	0,2585
	współczynniki determinacji										
Sharpe	0,6920	0,7380	0,7424	0,7365	0,7293	0,7384	0,7084	0,6982	0,7194	0,7128	0,3439
CAPM WIBOR 3M	0,6920	0,7380	0,7423	0,7364	0,7294	0,7383	0,7083	0,6982	0,7194	0,7126	0,3438
CAPM WIBOR 1Y	0,6920	0,7380	0,7423	0,7364	0,7294	0,7383	0,7083	0,6982	0,7194	0,7126	0,3438
CAMP TBSP	0,6627	0,7117	0,7193	0,7090	0,6971	0,7186	0,6730	0,6675	0,6856	0,6801	0,2867

Źródło: opracowanie własne

Tabela B3. Modele oszacowane dla całego okresu analizy dla miesięcznych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 84)

Rodzaj modelu	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
	współczynniki beta										
Sharpe	0,3600	0,3299	0,3774	0,3425	0,3679	0,3881	0,3607	0,3762	0,3643	0,3732	0,3813
CAPM WIBOR 3M	0,3594	0,3305	0,3769	0,3420	0,3679	0,3876	0,3634	0,3756	0,3639	0,3727	0,3808
CAPM WIBOR 1Y	0,3593	0,3304	0,3769	0,3419	0,3678	0,3875	0,3633	0,3755	0,3638	0,3726	0,3806
CAMP TBSP	0,3311	0,3015	0,3490	0,3469	0,3413	0,3605	0,3349	0,3487	0,3361	0,3468	0,3563
	współczynniki determinacji										
Sharpe	0,8029	0,8616	0,8118	0,7996	0,8125	0,8216	0,7943	0,7578	0,7942	0,7786	0,6958
CAPM WIBOR 3M	0,8053	0,8634	0,8139	0,8015	0,8126	0,8235	0,7971	0,7597	0,7959	0,7800	0,6970
CAPM WIBOR 1Y	0,8050	0,8631	0,8139	0,8012	0,8123	0,8233	0,7968	0,7595	0,7956	0,7798	0,6968
CAMP TBSP	0,7656	0,8558	0,7786	0,7742	0,7670	0,7890	0,7586	0,7123	0,7527	0,7289	0,6378

Źródło: opracowanie własne

Tabela B4. Modele oszacowane dla okresu b: 1.01.2009–30.04.2011 dla dziennych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 604)

Rodzaj modelu	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztillion	PZU
	współczynniki beta										
Sharpe	0,2138	0,2184	0,2196	0,2092	0,2114	0,2315	0,1978	0,2091	0,2084	0,2186	0,0142
CAPM WIBOR 3M	0,2138	0,2184	0,2196	0,2093	0,2115	0,2315	0,1978	0,2091	0,2085	0,2187	0,0142
CAPM WIBOR 1Y	0,2138	0,2184	0,2196	0,2093	0,2115	0,2315	0,1978	0,2091	0,2084	0,2187	0,0142
CAMP TBSP	0,1825	0,1870	0,1882	0,1769	0,1799	0,1986	0,2449	0,1777	0,1764	0,1873	-0,0162
	współczynniki determinacji										
Sharpe	0,4840	0,6247	0,6318	0,6343	0,6258	0,6181	0,4704	0,6060	0,6263	0,6192	0,0022
CAPM WIBOR 3M	0,4842	0,6248	0,6318	0,6345	0,6259	0,6182	0,4705	0,6062	0,6264	0,6193	0,0022
CAPM WIBOR 1Y	0,4842	0,6247	0,6318	0,6345	0,6259	0,6182	0,4705	0,6062	0,6264	0,6193	0,0022
CAMP TBSP	0,4088	0,5711	0,5804	0,5925	0,5714	0,5857	0,5119	0,5447	0,5776	0,5649	0,0024

Źródło: opracowanie własne

Tabela B5. Modele oszacowane dla okresu b: 1.01.2009–30.04.2011 dla tygodniowych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 121)

Rodzaj modelu	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
	współczynniki beta										
Sharpe	0,2875	0,2837	0,2883	0,2679	0,2728	0,3059	0,2774	0,2743	0,2695	0,2835	0,1939
CAPM WIBOR 3M	0,2877	0,2839	0,2885	0,2681	0,2730	0,3061	0,2776	0,2745	0,2697	0,2837	0,1941
CAPM WIBOR 1Y	0,2877	0,2839	0,2885	0,2681	0,2730	0,3061	0,2776	0,2745	0,2697	0,2837	0,1941
CAMP TBSP	0,2495	0,2461	0,2511	0,2289	0,2345	0,2665	0,2406	0,2352	0,2306	0,2459	0,1538
	współczynniki determinacji										
Sharpe	0,6514	0,8203	0,8345	0,8254	0,8306	0,8168	0,7666	0,7918	0,8234	0,8337	0,3531
CAPM WIBOR 3M	0,6518	0,8206	0,8344	0,8256	0,8308	0,8170	0,7666	0,7920	0,8236	0,8339	0,3535
CAPM WIBOR 1Y	0,6518	0,8208	0,8346	0,8258	0,8309	0,8171	0,7666	0,7922	0,8237	0,8340	0,3536
CAMP TBSP	0,6035	0,8268	0,8439	0,8557	0,8507	0,8512	0,7368	0,8059	0,8520	0,8462	0,2503

Źródło: opracowanie własne

Tabela B6. Modele oszacowane dla okresu b: 1.01.2009–30.04.2011 dla miesięcznych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 28)

Rodzaj modelu	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
	współczynniki beta										
Sharpe	0,2738	0,2685	0,3023	0,2760	0,2951	0,3112	0,2805	0,2693	0,2860	0,2826	0,2908
CAPM WIBOR 3M	0,2739	0,2685	0,3024	0,2760	0,2951	0,3112	0,2805	0,2693	0,2860	0,2826	0,2908
CAPM WIBOR 1Y	0,2738	0,2684	0,3023	0,2759	0,2950	0,3111	0,2804	0,2691	0,2859	0,2825	0,2907
CAMP TBSP	0,2275	0,2202	0,2567	0,2546	0,2492	0,2640	0,2328	0,2201	0,2388	0,2346	0,2400
	współczynniki determinacji										
Sharpe	0,9319	0,8905	0,9265	0,9191	0,9492	0,9238	0,9154	0,8672	0,9265	0,9072	0,7995
CAPM WIBOR 3M	0,9336	0,8924	0,9274	0,9209	0,9492	0,9249	0,9168	0,8691	0,9280	0,9089	0,8006
CAPM WIBOR 1Y	0,9337	0,8927	0,9278	0,9211	0,9492	0,9251	0,9170	0,8694	0,9281	0,9091	0,8010
CAMP TBSP	0,9044	0,8796	0,9191	0,8278	0,9477	0,9501	0,9203	0,8605	0,9338	0,9146	0,7961

Źródło: opracowanie własne

Tabela B7. Modele oszacowane dla okresu c: 1.05.2011–31.08.2013 dla dziennych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 610)

Rodzaj modelu	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
	współczynniki beta										
Sharpe	0,2422	0,2508	0,2454	0,2235	0,2353	0,2534	0,2525	0,2449	0,2360	0,2428	0,0272
CAPM WIBOR 3M	0,2423	0,2508	0,2454	0,2235	0,2353	0,2534	0,2525	0,2450	0,2360	0,2429	0,0272
CAPM WIBOR 1Y	0,2423	0,2508	0,2454	0,2236	0,2353	0,2534	0,2525	0,2450	0,2360	0,2429	0,0273
CAMP TBSP	0,2267	0,2365	0,2298	0,2107	0,2216	0,2381	0,2990	0,2311	0,2217	0,2291	0,0263
	współczynniki determinacji										
Sharpe	0,5619	0,5921	0,5854	0,5945	0,5907	0,5893	0,4038	0,5678	0,5927	0,5780	0,0066
CAPM WIBOR 3M	0,5620	0,5922	0,5854	0,5763	0,5908	0,5894	0,4039	0,5679	0,5927	0,5780	0,0066
CAPM WIBOR 1Y	0,5620	0,5922	0,5854	0,5763	0,5908	0,5894	0,4039	0,5679	0,5928	0,5780	0,0067
CAMP TBSP	0,5417	0,5666	0,5686	0,5332	0,5586	0,5706	0,4477	0,5377	0,5647	0,5467	0,0047

Źródło: opracowanie własne

Tabela B8. Modele oszacowane dla okresu c: 1.05.2011–31.08.2013 dla tygodniowych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 122)

Rodzaj modelu	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztillion	PZU
	współczynniki beta										
Sharpe	0,3357	0,3490	0,3491	0,3079	0,3311	0,3538	0,3735	0,3525	0,3310	0,3439	0,2524
CAPM WIBOR 3M	0,3358	0,3490	0,3491	0,3080	0,3312	0,3538	0,3736	0,3526	0,3311	0,3440	0,2525
CAPM WIBOR 1Y	0,3358	0,3491	0,3492	0,3080	0,3312	0,3539	0,3736	0,3526	0,3312	0,3440	0,2525
CAMP TBSP	0,3252	0,3414	0,3393	0,3026	0,3267	0,3452	0,3696	0,3478	0,3254	0,3387	0,2522
	współczynniki determinacji										
Sharpe	0,8169	0,8535	0,8545	0,8101	0,8568	0,8514	0,7591	0,8608	0,8510	0,8484	0,3730
CAPM WIBOR 3M	0,8171	0,8538	0,8547	0,8401	0,8569	0,8514	0,7590	0,8607	0,8510	0,8483	0,3732
CAPM WIBOR 1Y	0,8172	0,8538	0,8547	0,8401	0,8569	0,8514	0,7590	0,8607	0,8510	0,8483	0,3732
CAMP TBSP	0,8471	0,8630	0,8817	0,8271	0,8402	0,8680	0,7449	0,8494	0,8447	0,8394	0,3500

Źródło: opracowanie własne

Tabela B9. Modele oszacowane dla okresu c: 1.05.2011–31.08.2013 dla miesięcznych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 28)

Rodzaj modelu	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
	współczynniki beta										
Sharpe	0,3721	0,3839	0,3731	0,3266	0,3596	0,3857	0,3738	0,3911	0,3612	0,3742	0,3882
CAPM WIBOR 3M	0,3728	0,3845	0,3735	0,3274	0,3598	0,3864	0,3745	0,3918	0,3620	0,3751	0,3891
CAPM WIBOR 1Y	0,3729	0,3846	0,3737	0,3276	0,3598	0,3866	0,3747	0,3920	0,3622	0,3753	0,3893
CAMP TBSP	0,3493	0,3622	0,3439	0,3635	0,3406	0,3649	0,3524	0,3740	0,3388	0,3568	0,3706
	współczynniki determinacji										
Sharpe	0,9100	0,9137	0,9114	0,8343	0,9165	0,9176	0,9075	0,9314	0,9025	0,9248	0,8951
CAPM WIBOR 3M	0,9129	0,9164	0,9133	0,9106	0,9166	0,9193	0,9096	0,9331	0,9045	0,9259	0,8960
CAPM WIBOR 1Y	0,9131	0,9165	0,9135	0,9108	0,9166	0,9194	0,9097	0,9331	0,9046	0,9259	0,8960
CAMP TBSP	0,9470	0,9502	0,9444	0,9055	0,9101	0,9382	0,9309	0,9268	0,9352	0,9185	0,8884

Źródło: opracowanie własne

Tabela B10. Modele oszacowane dla okresu d: 1.04.2012-31.01.2014 dla dziennych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 480)

Rodzaj modelu	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztillion	PZU
	współczynniki beta										
Sharpe	0,2538	0,2731	0,2705	0,2485	0,2679	0,2865	0,2646	0,2767	0,2645	0,2711	0,0176
CAPM WIBOR 3M	0,2538	0,2731	0,2704	0,2485	0,2628	0,2865	0,2646	0,2767	0,2645	0,2711	0,0176
CAPM WIBOR 1Y	0,2538	0,2731	0,2704	0,2485	0,2678	0,2865	0,2646	0,2767	0,2645	0,2711	0,0176
CAMP TBSP	0,2490	0,2706	0,2647	0,2473	0,2605	0,2803	0,3321	0,2732	0,2615	0,2686	0,0397
	współczynniki determinacji										
Sharpe	0,5509	0,6065	0,5993	0,5945	0,5907	0,5987	0,5917	0,5693	0,5949	0,5918	0,0024
CAPM WIBOR 3M	0,5511	0,6067	0,5995	0,5947	0,6090	0,5987	0,5918	0,5693	0,5950	0,5919	0,0024
CAPM WIBOR 1Y	0,5511	0,6067	0,5995	0,5947	0,6090	0,5987	0,5918	0,5693	0,5950	0,5919	0,0024
CAMP TBSP	0,5492	0,5946	0,6051	0,5721	0,5943	0,6053	0,5667	0,5624	0,5647	0,5795	0,0087

Źródło: opracowanie własne

Tabela B11. Modele oszacowane dla okresu d: 1.04.2012–31.01.2014 dla tygodniowych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 96)

Rodzaj modelu	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
	współczynniki beta										
Sharpe	0,4696	0,3680	0,3670	0,3322	0,3531	0,3789	0,3525	0,3735	0,3601	0,3637	0,2783
CAPM WIBOR 3M	0,3355	0,3676	0,3666	0,3318	0,3527	0,3785	0,3520	0,3731	0,3597	0,3633	0,2781
CAPM WIBOR 1Y	0,3355	0,3676	0,3666	0,3318	0,3527	0,3785	0,3520	0,3731	0,3597	0,3633	0,2781
CAMP TBSP	0,3167	0,3566	0,3514	0,3229	0,3455	0,3638	0,3470	0,3651	0,3515	0,3547	0,2768
	współczynniki determinacji										
Sharpe	0,7577	0,8145	0,8171	0,8101	0,8202	0,8235	0,8162	0,8114	0,8159	0,8203	0,4329
CAPM WIBOR 3M	0,7575	0,8148	0,8171	0,8100	0,8198	0,8230	0,8161	0,8112	0,8158	0,8200	0,4317
CAPM WIBOR 1Y	0,7575	0,8148	0,8171	0,8100	0,8198	0,8230	0,8161	0,8112	0,8158	0,8200	0,4316
CAMP TBSP	0,8075	0,8161	0,8455	0,7948	0,7975	0,8474	0,7809	0,7964	0,8447	0,8076	0,3953

Źródło: opracowanie własne

Tabela B12. Modele oszacowane dla okresu d: 1.04.2012–31.01.2014 dla miesięcznych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 22)

Rodzaj modelu	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztillion	PZU
	współczynniki beta										
Sharpe	0,3836	0,3905	0,3849	0,3542	0,3788	0,4067	0,3869	0,4122	0,3878	0,3832	0,4136
CAPM WIBOR 3M	0,3832	0,3899	0,3845	0,3539	0,3788	0,4066	0,3866	0,4120	0,3875	0,3830	0,4138
CAPM WIBOR 1Y	0,3832	0,3899	0,3845	0,3539	0,3788	0,4065	0,3866	0,4120	0,3875	0,3830	0,4137
CAMP TBSP	0,3642	0,3751	0,3650	0,3539	0,3668	0,3889	0,3699	0,4011	0,3697	0,3697	0,3996
	współczynniki determinacji										
Sharpe	0,8548	0,8726	0,8574	0,8343	0,8834	0,8702	0,8636	0,8908	0,8488	0,8742	0,8321
CAPM WIBOR 3M	0,8580	0,8768	0,8608	0,8378	0,8833	0,8716	0,8665	0,8928	0,8513	0,8766	0,8326
CAPM WIBOR 1Y	0,8581	0,8769	0,8609	0,8378	0,8833	0,8717	0,8664	0,8928	0,8513	0,8766	0,8326
CAMP TBSP	0,9097	0,9088	0,9167	0,8378	0,8903	0,9107	0,9033	0,8953	0,9352	0,8918	0,8444

Źródło: opracowanie własne

Tabela B13. Modele oszacowane dla okresu e: 1.02.2014–31.12.2015 dla dziennych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 499)

Rodzaj modelu	OFE										Pocztylion	PZU
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy			
	współczynniki beta											
Sharpe	0,6074	0,6111	0,6373	0,5961	0,6081	0,6556	0,6351	0,6903	0,6224	0,6687	0,6687	-0,0154
CAPM WIBOR 3M	0,6074	0,6111	0,6372	0,5961	0,6081	0,6556	0,6351	0,6903	0,6223	0,6687	0,6687	-0,0155
CAPM WIBOR 1Y	0,6074	0,6111	0,6373	0,5961	0,6081	0,6556	0,6351	0,6903	0,6223	0,6687	0,6687	-0,0155
CAMP TBSP	0,5954	0,5953	0,6225	0,5817	0,5928	0,6397	0,6777	0,6718	0,6084	0,6525	0,6525	-0,0229
	współczynniki determinacji											
Sharpe	0,7383	0,7322	0,7493	0,7486	0,7423	0,7440	0,7493	0,7421	0,7339	0,7292	0,7292	0,0004
CAPM WIBOR 3M	0,7383	0,7322	0,7493	0,7485	0,7422	0,7439	0,7493	0,7421	0,7339	0,7292	0,7292	0,0004
CAPM WIBOR 1Y	0,7383	0,7322	0,7493	0,7485	0,7422	0,7440	0,7493	0,7421	0,7339	0,7292	0,7292	0,0004
CAMP TBSP	0,7273	0,7229	0,7404	0,7396	0,7334	0,7349	0,7751	0,7329	0,7237	0,7190	0,7190	0,0008

Źródło: opracowanie własne

Tabela B14. Modele oszacowane dla okresu e: 1.02.2014–31.12.2015 dla tygodniowych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 99)

Rodzaj modelu	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztillion	PZU
	współczynniki beta										
Sharpe	0,7419	0,7604	0,7800	0,7276	0,7544	0,8073	0,7764	0,8492	0,7570	0,8181	0,5266
CAPM WIBOR 3M	0,7419	0,7605	0,7800	0,7277	0,7544	0,8075	0,7765	0,8494	0,7570	0,8182	0,5263
CAPM WIBOR 1Y	0,7419	0,7605	0,7800	0,7277	0,7544	0,8075	0,7765	0,8494	0,7571	0,8182	0,5263
CAMP TBSP	0,7380	0,7523	0,7732	0,7164	0,7483	0,8035	0,7700	0,8452	0,7548	0,8161	0,5302
	współczynniki determinacji										
Sharpe	0,9078	0,9073	0,9190	0,9298	0,9047	0,9166	0,9176	0,9125	0,8918	0,8936	0,4321
CAPM WIBOR 3M	0,9077	0,9072	0,9189	0,9297	0,9047	0,9165	0,9175	0,9125	0,8917	0,8936	0,4319
CAPM WIBOR 1Y	0,9077	0,9072	0,9189	0,9297	0,9047	0,9166	0,9176	0,9125	0,8917	0,8936	0,4319
CAMP TBSP	0,8891	0,8921	0,9056	0,9164	0,8879	0,9036	0,9038	0,9011	0,8726	0,8788	0,3924

Źródło: opracowanie własne

Tabela B15. Modele oszacowane dla okresu e: 1.02.2014–31.12.2015 dla miesięcznych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 23)

Rodzaj modelu	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
	współczynniki beta										
Sharpe	0,7819	0,7695	0,8103	0,7538	0,8036	0,8000	0,7684	0,8895	0,7912	0,8500	0,7810
CAPM WIBOR 3M	0,7814	0,7695	0,8101	0,7536	0,8038	0,8003	0,7989	0,8897	0,7913	0,8505	0,7816
CAPM WIBOR 1Y	0,7816	0,7696	0,8102	0,7537	0,8038	0,8004	0,7991	0,8898	0,7914	0,8506	0,7817
CAMP TBSP	0,7784	0,7807	0,8152	0,7536	0,8076	0,8168	0,7986	0,8915	0,8032	0,8672	0,8290
	współczynniki determinacji										
Sharpe	0,9508	0,9396	0,9472	0,9393	0,9444	0,9477	0,9094	0,9539	0,9184	0,9282	0,7052
CAPM WIBOR 3M	0,9506	0,9391	0,9469	0,9388	0,9044	0,9471	0,9493	0,9536	0,9179	0,9277	0,7043
CAPM WIBOR 1Y	0,9506	0,9391	0,9470	0,9389	0,9444	0,9471	0,9493	0,9537	0,9179	0,9277	0,7045
CAMP TBSP	0,9389	0,9189	0,9340	0,9388	0,9312	0,9294	0,9377	0,9469	0,8994	0,9148	0,6895

Źródło: opracowanie własne

Tabela B16. Modele oszacowane dla okresu f: 1.01.2013–30.06.2014 dla dziennych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 390)

Rodzaj modelu	OFE										Pocztillion	PZU
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy			
	współczynniki beta											
Sharpe	0,3750	0,3971	0,4027	0,3664	0,3817	0,4175	0,3925	0,4297	0,3969	0,4195	0,4195	-0,0168
CAPM WIBOR 3M	0,3750	0,3971	0,4027	0,3664	0,3817	0,4176	0,3925	0,4297	0,3969	0,4195	0,4195	-0,0168
CAPM WIBOR 1Y	0,3750	0,3971	0,4027	0,3664	0,3817	0,4176	0,3925	0,4297	0,3969	0,4195	0,4195	-0,0168
CAMP TBSP	0,3661	0,3897	0,3922	0,3604	0,3739	0,4046	0,4583	0,4197	0,3886	0,4110	0,4110	0,0013
	współczynniki determinacji											
Sharpe	0,5887	0,6113	0,6157	0,6152	0,6006	0,6122	0,6015	0,5932	0,5987	0,5831	0,5831	0,0010
CAPM WIBOR 3M	0,5888	0,6114	0,6158	0,61533	0,6007	0,6123	0,6016	0,5933	0,5988	0,5832	0,5832	0,0010
CAPM WIBOR 1Y	0,7424	0,6114	0,6158	0,6153	0,6007	0,6123	0,6016	0,5933	0,5988	0,5832	0,5832	0,0010
CAMP TBSP	0,5892	0,6095	0,6194	0,6112	0,5995	0,6184	0,6263	0,5929	0,5977	0,5809	0,5809	0,0000

Źródło: opracowanie własne

Tabela B17. Modele oszacowane dla okresu f: 1.01.2013–30.06.2014 dla tygodniowych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 78)

Rodzaj modelu	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
	współczynniki beta										
Sharpe	0,4551	0,4919	0,4932	0,4506	0,4767	0,5068	0,4778	0,5169	0,4848	0,5092	0,3794
CAPM WIBOR 3M	0,4552	0,4919	0,4933	0,4507	0,4768	0,5069	0,4779	0,5169	0,4849	0,5093	0,3796
CAPM WIBOR 1Y	0,4552	0,4919	0,4933	0,4506	0,4768	0,5069	0,4778	0,5169	0,4849	0,5093	0,3795
CAMP TBSP	0,4317	0,4737	0,4706	0,4332	0,4597	0,4823	0,4642	0,4998	0,4684	0,4922	0,3670
	współczynniki determinacji										
Sharpe	0,7497	0,7553	0,7765	0,7801	0,7437	0,7694	0,7527	0,7396	0,7512	0,7323	0,4388
CAPM WIBOR 3M	0,7497	0,7553	0,7766	0,7801	0,7439	0,7695	0,7528	0,7397	0,7513	0,7324	0,4390
CAPM WIBOR 1Y	0,9181	0,7553	0,7766	0,7801	0,7438	0,7695	0,7528	0,7397	0,7513	0,7324	0,4389
CAMP TBSP	0,7397	0,7366	0,7687	0,7580	0,7209	0,7641	0,7245	0,7195	0,7286	0,7112	0,3983

Źródło: opracowanie własne

Tabela B18. Modele oszacowane dla okresu f: 1.01.2013–30.06.2014 dla miesięcznych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 18)

Rodzaj modelu		OFE										
		współczynniki beta										
		AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
Sharpe		0,4665	0,4645	0,4710	0,4506	0,4637	0,4895	0,4804	0,5161	0,4824	0,4829	0,5022
CAPM WIBOR 3M		0,4672	0,4650	0,4715	0,4512	0,4636	0,4898	0,4807	0,5165	0,4827	0,4833	0,5024
CAPM WIBOR 1Y		0,4670	0,4649	0,4714	0,4511	0,4636	0,4897	0,4806	0,5164	0,4826	0,4832	0,5023
CAMP TBSP		0,4633	0,4721	0,4665	0,4512	0,4722	0,4856	0,4819	0,5221	0,4784	0,4884	0,5074
współczynniki determinacji												
Sharpe		0,8501	0,8488	0,8363	0,8280	0,8353	0,8353	0,8370	0,8793	0,8525	0,8269	0,6965
CAPM WIBOR 3M		0,8513	0,8505	0,8380	0,8299	0,8351	0,8373	0,8390	0,8807	0,8545	0,8287	0,6985
CAPM WIBOR 1Y		0,9493	0,8504	0,8379	0,8298	0,8351	0,8372	0,8388	0,8806	0,8544	0,8286	0,6982
CAMP TBSP		0,9186	0,8796	0,9056	0,8299	0,8608	0,8938	0,8824	0,9039	0,9165	0,8600	0,7256

Źródło: opracowanie własne

Tabela B19. Modele oszacowane dla okresu g: 1.07.2014–31.12.2015 dla dziennych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 393)

Rodzaj modelu	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
	współczynniki beta										
Sharpe	0,6094	0,6047	0,6363	0,6026	0,6043	0,6552	0,6363	0,6845	0,6165	0,6578	0,0305
CAPM WIBOR 3M	0,6094	0,6046	0,6363	0,6026	0,6043	0,6552	0,6362	0,6845	0,6165	0,6578	0,0305
CAPM WIBOR 1Y	0,6094	0,6046	0,6363	0,6026	0,6043	0,6552	0,6362	0,6845	0,6165	0,6578	0,0305
CAMP TBSP	0,5969	0,5879	0,6202	0,5871	0,5884	0,6389	0,6829	0,6649	0,6020	0,6406	0,0304
	współczynniki determinacji										
Sharpe	0,7424	0,7317	0,7509	0,7543	0,7450	0,7465	0,7522	0,7449	0,7364	0,7345	0,0014
CAPM WIBOR 3M	0,7424	0,7317	0,7508	0,7542	0,7450	0,7465	0,7522	0,7449	0,7363	0,7344	0,0014
CAPM WIBOR 1Y	0,7424	0,7317	0,7509	0,7542	0,7450	0,7465	0,7522	0,7449	0,7364	0,7345	0,0014
CAMP TBSP	0,7320	0,7231	0,7427	0,7465	0,7368	0,7378	0,7795	0,7363	0,7266	0,7252	0,0013

Źródło: opracowanie własne

Tabela B20. Modele oszacowane dla okresu g: 1.07.2014–31.12.2015 dla tygodniowych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 78)

Rodzaj modelu	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztillion	PZU
	współczynniki beta										
Sharpe	0,7292	0,7381	0,7656	0,7157	0,7263	0,7889	0,7576	0,8275	0,7374	0,7913	0,5015
CAPM WIBOR 3M	0,7293	0,7382	0,7657	0,7158	0,7263	0,7890	0,7577	0,8276	0,7375	0,7914	0,5014
CAPM WIBOR 1Y	0,7293	0,7382	0,7657	0,7158	0,7263	0,7890	0,7577	0,8276	0,7375	0,7914	0,5015
CAMP TBSP	0,7253	0,7299	0,7589	0,7042	0,7205	0,7854	0,7509	0,8241	0,7364	0,7896	0,5093
	współczynniki determinacji										
Sharpe	0,9181	0,9283	0,9335	0,9407	0,9180	0,9274	0,9305	0,9310	0,9123	0,9152	0,4307
CAPM WIBOR 3M	0,9181	0,9282	0,9335	0,9406	0,9179	0,9273	0,9304	0,9310	0,9123	0,9151	0,4308
CAPM WIBOR 1Y	0,9181	0,9282	0,9335	0,9406	0,9180	0,9273	0,9305	0,9310	0,9123	0,9151	0,4308
CAMP TBSP	0,8991	0,9138	0,9208	0,9280	0,8998	0,9143	0,9169	0,9205	0,8922	0,9005	0,3898

Źródło: opracowanie własne

Tabela B21. Modele oszacowane dla okresu g: 1.07.2014–31.12.2015 dla miesięcznych stóp zwrotu (liczba obserwacji: 18)

Rodzaj modelu	OFE										
	AEGON	Allianz	Aviva	AXA	Generali	Nationale	Nordea	Pekao	Bankowy	Pocztylion	PZU
	współczynniki beta										
Sharpe	0,7995	0,7900	0,8312	0,7747	0,8252	0,8199	0,7881	0,9199	0,8241	0,8819	0,8468
CAPM WIBOR 3M	0,7991	0,7898	0,8309	0,7744	0,8253	0,8202	0,8211	0,9199	0,8241	0,8820	0,8471
CAPM WIBOR 1Y	0,7992	0,7899	0,8310	0,7745	0,8253	0,8203	0,8212	0,9200	0,8242	0,8820	0,8472
CAMP TBSP	0,7986	0,8027	0,8374	0,7744	0,8261	0,8393	0,8194	0,9206	0,8383	0,8950	0,9040
	współczynniki determinacji										
Sharpe	0,9493	0,9446	0,9451	0,9420	0,9500	0,9497	0,9161	0,9617	0,9198	0,9404	0,7842
CAPM WIBOR 3M	0,9493	0,9445	0,9450	0,9419	0,9500	0,9494	0,9611	0,9616	0,9196	0,9403	0,7838
CAPM WIBOR 1Y	0,9493	0,9445	0,9451	0,9420	0,9500	0,9495	0,9611	0,9616	0,9197	0,9403	0,7840
CAMP TBSP	0,9423	0,9313	0,9371	0,9419	0,9437	0,9374	0,9562	0,9585	0,9089	0,9339	0,7823

Źródło: opracowanie własne

Załącznik C

Mierniki efektywności wyznaczone dla otwartych funduszy emerytalnych

W tabelach wartości zero oznaczają dodatnią wartość miernika, w którym pierwsza cyfra znacząca znajduje się dopiero na 5. miejscu po przecinku. Pogrubioną czcionką zaznaczono alfy Jensena, które są statystycznie istotne ($\alpha = 0,05$).

Tabela C1. Wartości mierników Sharpe'a (okres a, dzienne stopy zwrotu)

OFE	Instrument wolny od ryzyka		
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0175	0,0167	-0,0096
Allianz	0,0238	0,0229	-0,0038
Aviva	0,0196	0,0188	-0,0077
AXA	0,0243	0,0235	-0,0048
Generali	0,0168	0,0159	-0,0116
Nationale	0,0210	0,0202	-0,0052
Nordea	0,0223	0,0215	-0,0034
Pekao	0,0155	0,0147	-0,0106
Bankowy	0,0265	0,0256	-0,0015
Pocztylion	0,0171	0,0163	-0,0092
PZU	0,0202	0,0194	-0,0052

Źródło: opracowanie własne

Tabela C2. Wartości mierników Sharpe'a (okres a, tygodniowe stopy zwrotu)

OFE	Instrument wolny od ryzyka		
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0126	0,0107	-0,0257
Allianz	0,0184	0,0165	-0,0202
Aviva	0,0132	0,0113	-0,0251
AXA	0,0216	0,0196	-0,0199
Generali	0,0130	0,0111	-0,0267
Nationale	0,0180	0,0162	-0,0189
Nordea	0,0084	0,0066	-0,0288
Pekao	0,0020	0,0002	-0,0346
Bankowy	0,0262	0,0242	-0,0133
Pocztylion	0,0105	0,0087	-0,0266
PZU	0,0457	0,0439	0,0084

Źródło: opracowanie własne

Tabela C3. Wartości mierników Sharpe'a (okres a, miesięczne stopy zwrotu)

OFE	Instrument wolny od ryzyka		
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0691	0,0650	-0,0514
Allianz	0,0970	0,0930	-0,0197
Aviva	0,0813	0,0774	-0,0336
AXA	0,1005	0,0962	-0,0252
Generali	0,0624	0,0584	-0,0551
Nationale	0,0860	0,0822	-0,0271
Nordea	0,1002	0,0962	-0,0176
Pekao	0,0616	0,0578	-0,0497
Bankowy	0,1092	0,1052	-0,0085
Pocztylion	0,0709	0,0670	-0,0429
PZU	0,0333	0,0297	-0,0720

Źródło: opracowanie własne

Tabela C4. Współczynniki Traynora (okres a, dzienne stopy zwrotu)

OFE	β z modelu					
	Sharpe'a			CAPM		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0003	0,0003	-0,0002	0,0003	0,0003	0,0164
Allianz	0,0004	0,0004	-0,0001	0,0004	0,0004	-0,0001
Aviva	0,0003	0,0003	-0,0001	0,0003	0,0003	-0,0001
AXA	0,0004	0,0004	-0,0001	0,0004	0,0004	-0,0001
Generali	0,0003	0,0002	-0,0002	0,0003	0,0002	-0,0002
Nationale	0,0003	0,0003	-0,0001	0,0003	0,0003	-0,0001
Nordea	0,0004	0,0004	-0,0001	0,0004	0,0004	0,0000
Pekao	0,0002	0,0002	-0,0002	0,0002	0,0002	-0,0002
Bankowy	0,0004	0,0004	0,0000	0,0004	0,0004	0,0000
Pocztalion	0,0003	0,0003	-0,0001	0,0003	0,0003	-0,0002
PZU	0,0076	0,0073	-0,0020	0,0076	0,0073	0,0095

Źródło: opracowanie własne

Tabela C5. Współczynniki Traynora (okres a, tygodniowe stopy zwrotu)

OFE	β z modelu					
	Sharpe'a			CAPM		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0003	0,0003	-0,0007	0,0003	0,0003	-0,0007
Allianz	0,0005	0,0004	-0,0005	0,0005	0,0004	-0,0006
Aviva	0,0003	0,0003	-0,0006	0,0003	0,0003	-0,0007
AXA	0,0006	0,0005	-0,0005	0,0006	0,0005	-0,0005
Generali	0,0003	0,0003	-0,0007	0,0003	0,0003	-0,0007
Nationale	0,0005	0,0004	-0,0005	0,0005	0,0004	-0,0005
Nordea	0,0002	0,0002	-0,0008	0,0002	0,0002	-0,0008
Pekao	0,0001	0,0000	-0,0009	0,0001	0,0000	-0,0010
Bankowy	0,0007	0,0006	-0,0003	0,0007	0,0006	-0,0004
Pocztalion	0,0003	0,0002	-0,0007	0,0003	0,0002	-0,0007
PZU	0,0017	0,0016	0,0003	0,0017	0,0016	0,0003

Źródło: opracowanie własne

Tabela C6. Współczynniki Traynora (okres a, miesięczne stopy zwrotu)

OFE	β z modelu					
	Sharpe'a			CAPM		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0058	0,0058	0,0021	0,0058	0,0058	0,0021
Allianz	0,0062	0,0062	0,0025	0,0062	0,0062	0,0025
Aviva	0,0068	0,0068	0,0031	0,0068	0,0068	0,0032
AXA	0,0068	0,0067	0,0030	0,0068	0,0067	0,0030
Generali	0,0048	0,0047	0,0011	0,0048	0,0047	0,0010
Nationale	0,0075	0,0056	0,0040	0,0075	0,0056	-0,0071
Nordea	0,0079	0,0078	0,0043	0,0079	0,0078	0,0043
Pekao	0,0064	0,0064	0,0031	0,0064	0,0064	0,0030
Bankowy	0,0083	0,0083	0,0048	0,0083	0,0083	0,0048
Pocztynion	0,0058	0,0058	0,0023	0,0058	0,0058	0,0022
PZU	0,0040	0,0040	0,0006	0,0040	0,0040	0,0006

Źródło: opracowanie własne

Tabela C7. Współczynniki Jensena i Blacka-Traynora (okres a, dzienne stopy zwrotu)

OFE	Współczynniki					
	Jensena			Blacka-Traynora		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0000	0,0000	-0,0001	0,0001	0,0001	-0,0002
Allianz	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002	0,0002	-0,0001
Aviva	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0001	-0,0002
AXA	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002	0,0002	-0,0001
Generali	0,0000	0,0000	-0,0001	0,0001	0,0001	-0,0002
Nationale	0,0000	0,0000	0,0000	0,0002	0,0001	-0,0001
Nordea	0,0001	0,0001	0,0003	0,0002	0,0002	0,0008
Pekao	0,0000	0,0000	-0,0001	0,0001	0,0001	-0,0002
Bankowy	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002	0,0002	-0,0001
Pocztynion	0,0000	0,0000	-0,0001	0,0001	0,0001	-0,0002
PZU	0,0001	0,0001	0,0000	0,0074	0,0072	0,0094

Źródło: opracowanie własne

Tabela C8. Współczynniki Jensena i Blacka-Traynora (okres a, tygodniowe stopy zwrotu)

OFE	Współczynniki					
	Jensena			Blacka-Traynora		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEON	0,0000	0,0000	-0,0003	-0,0001	-0,0001	-0,0008
Allianz	0,0000	0,0000	-0,0002	0,0000	0,0000	-0,0006
Aviva	0,0000	0,0000	-0,0003	-0,0001	0,0000	-0,0007
AXA	0,0000	0,0000	-0,0002	0,0001	0,0001	-0,0006
Generali	0,0000	0,0000	-0,0003	-0,0001	-0,0001	-0,0008
Nationale	0,0000	0,0000	-0,0002	0,0000	0,0000	-0,0006
Nordea	-0,0001	-0,0001	-0,0003	-0,0002	-0,0002	-0,0008
Pekao	-0,0002	-0,0002	-0,0004	-0,0004	-0,0004	-0,0010
Bankowy	0,0001	0,0001	-0,0001	0,0003	0,0002	-0,0004
Pocztalion	-0,0001	-0,0001	-0,0003	-0,0001	-0,0002	-0,0008
PZU	0,0004	0,0003	0,0001	0,0013	0,0012	0,0003

Źródło: opracowanie własne

Tabela C9. Współczynniki Jensena i Blacka-Traynora (okres a, miesięczne stopy zwrotu)

OFE	Współczynniki					
	Jensena			Blacka-Traynora		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEON	0,0016	0,0003	0,0002	0,0007	0,0006	-0,0039
Allianz	0,0021	0,0020	0,0003	0,0063	0,0062	0,0011
Aviva	0,0005	0,0005	-0,0010	0,0014	0,0014	-0,0028
AXA	0,0009	0,0008	0,0005	0,0025	0,0024	0,0014
Generali	0,0001	0,0001	-0,0014	0,0004	0,0002	-0,0041
Nationale	0,0005	0,0009	-0,0005	0,0012	0,0025	-0,0014
Nordea	0,0009	0,0009	-0,0006	0,0025	0,0024	-0,0018
Pekao	0,0002	0,0001	-0,0013	0,0004	0,0003	-0,0039
Bankowy	0,0011	0,0011	-0,0004	0,0031	0,0029	-0,0013
Pocztalion	0,0003	0,0003	-0,0012	0,0009	0,0008	-0,0034
PZU	-0,0004	-0,0005	-0,0019	-0,0011	-0,0013	-0,0054

Źródło: opracowanie własne

Tabela C10. Wartości mierników Sharpe'a (okres b, dzienne stopy zwrotu)

OFE	Instrument wolny od ryzyka		
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0677	0,0655	0,0510
Allianz	0,0809	0,0784	0,0623
Aviva	0,0774	0,0750	0,0589
AXA	0,0805	0,0779	0,0610
Generali	0,0802	0,0776	0,0610
Nationale	0,0787	0,0764	0,0613
Nordea	0,0746	0,0723	0,0568
Pekao	0,0826	0,0801	0,0636
Bankowy	0,0865	0,0840	0,0671
Pocztylion	0,0768	0,0743	0,0583
PZU	0,0755	0,0733	0,0585

Źródło: opracowanie własne

Tabela C11. Wartości mierników Sharpe'a (okres b, tygodniowe stopy zwrotu)

OFE	Instrument wolny od ryzyka		
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0521	0,0472	0,0567
Allianz	0,0567	0,0511	0,0619
Aviva	0,0589	0,0534	0,0641
AXA	0,0663	0,0604	0,0718
Generali	0,0693	0,0635	0,0748
Nationale	0,0625	0,0573	0,0673
Nordea	0,0621	0,0566	0,0673
Pekao	0,0615	0,0558	0,0668
Bankowy	0,0741	0,0682	0,0796
Pocztylion	0,0698	0,0641	0,0750
PZU	0,1738	0,1684	0,1788

Źródło: opracowanie własne

Tabela C12. Wartości mierników Sharpe'a (okres b, miesięczne stopy zwrotu)

OFE	Instrument wolny od ryzyka		
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,2796	0,2689	0,2228
Allianz	0,2542	0,2445	0,2027
Aviva	0,2670	0,2564	0,2108
AXA	0,2602	0,2502	0,2068
Generali	0,2724	0,2628	0,2215
Nationale	0,2719	0,2616	0,2168
Nordea	0,2822	0,2717	0,2263
Pekao	0,2858	0,2755	0,2313
Bankowy	0,2732	0,2630	0,2187
Pocztylion	0,2667	0,2573	0,2169
PZU	0,2796	0,2689	0,2228

Źródło: opracowanie własne

Tabela C13. Współczynniki Traynora (okres b, dzienne stopy zwrotu)

OFE	β z modelu					
	Sharpe'a			CAPM		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0013	0,0013	0,0010	0,0013	0,0013	0,0012
Allianz	0,0014	0,0013	0,0011	0,0014	0,0013	0,0012
Aviva	0,0013	0,0013	0,0010	0,0013	0,0013	0,0012
AXA	0,0014	0,0013	0,0010	0,0014	0,0013	0,0012
Generali	0,0014	0,0013	0,0010	0,0014	0,0013	0,0012
Nationale	0,0004	0,0013	0,0011	0,0014	0,0013	0,0010
Nordea	0,0015	0,0014	0,0011	0,0015	0,0014	0,0009
Pekao	0,0014	0,0014	0,0011	0,0014	0,0014	0,0013
Bankowy	0,0015	0,0014	0,0012	0,0015	0,0015	0,0014
Pocztylion	0,0013	0,0013	0,0010	0,0013	0,0013	0,0012
PZU	0,0218	0,0211	0,0169	0,0216	0,0210	-0,0147

Źródło: opracowanie własne

Tabela C14. Współczynniki Traynora (okres b, tygodniowe stopy zwrotu)

OFE	β z modelu					
	Sharpe'a			CAPM		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0017	0,0015	0,0018	0,0017	0,0035	0,0021
Allianz	0,0016	0,0015	0,0018	0,0016	0,0015	0,0021
Aviva	0,0017	0,0015	0,0018	0,0017	0,0015	0,0021
AXA	0,0019	0,0017	0,0021	0,0019	0,0017	0,0024
Generali	0,0020	0,0018	0,0021	0,0020	0,0018	0,0025
Nationale	0,0004	0,0017	0,0019	0,0018	0,0016	0,0022
Nordea	0,0019	0,0017	0,0020	0,0019	0,0017	0,0023
Pekao	0,0018	0,0016	0,0020	0,0018	0,0016	0,0023
Bankowy	0,0021	0,0020	0,0023	0,0021	0,0041	0,0027
Pocztylion	0,0020	0,0018	0,0022	0,0020	0,0018	0,0025
PZU	0,0077	0,0074	0,0079	0,0077	0,0074	0,0099

Źródło: opracowanie własne

Tabela C15. Współczynniki Traynora (okres b, miesięczne stopy zwrotu)

OFE	β z modelu					
	Sharpe'a			CAPM		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0176	0,0169	0,0138	0,0176	0,0169	0,0166
Allianz	0,0193	0,0185	0,0154	0,0193	0,0186	0,0187
Aviva	0,0172	0,0165	0,0137	0,0172	0,0165	0,0161
AXA	0,0181	0,0174	0,0143	0,0181	0,0174	0,0155
Generali	0,0174	0,0167	0,0138	0,0174	0,0167	0,0164
Nationale	0,0049	0,0175	0,0147	0,0174	0,0203	0,0213
Nordea	0,0185	0,0178	0,0147	0,0185	0,0178	0,0178
Pekao	0,0197	0,0190	0,0158	0,0197	0,0190	0,0193
Bankowy	0,0193	0,0186	0,0156	0,0193	0,0186	0,0187
Pocztylion	0,0187	0,0180	0,0149	0,0187	0,0180	0,0180
PZU	0,0194	0,0187	0,0158	0,0194	0,0187	0,0191

Źródło: opracowanie własne

Tabela C16. Współczynniki Jensena i Blacka-Traynora (okres b, dzienne stopy zwrotu)

OFE	Współczynniki					
	Jensena			Blacka-Traynora		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0001	0,0001	0,0001	0,0005	0,0005	0,0004
Allianz	0,0001	0,0001	0,0001	0,0006	0,0005	0,0005
Aviva	0,0001	0,0001	0,0001	0,0005	0,0005	0,0004
AXA	0,0001	0,0001	0,0001	0,0005	0,0005	0,0005
Generali	0,0001	0,0001	0,0001	0,0005	0,0005	0,0005
Nationale	0,0001	0,0001	0,0001	0,0005	0,0005	0,0003
Nordea	0,0001	0,0001	0,0003	0,0006	0,0006	0,0013
Pekao	0,0001	0,0001	0,0001	0,0006	0,0006	0,0005
Bankowy	0,0001	0,0001	0,0001	0,0007	0,0006	0,0006
Pocztalion	0,0001	0,0001	0,0001	0,0005	0,0005	0,0004
PZU	0,0003	0,0003	0,0003	0,0208	0,0202	-0,0155

Źródło: opracowanie własne

Tabela C17. Współczynniki Jensena i Blacka-Traynora (okres b, tygodniowe stopy zwrotu)

OFE	Współczynniki					
	Jensena			Blacka-Traynora		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0000	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000	0,0005
Allianz	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	-0,0001	0,0004
Aviva	0,0000	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000	0,0005
AXA	0,0001	0,0000	0,0002	0,0003	0,0002	0,0008
Generali	0,0001	0,0001	0,0002	0,0004	0,0003	0,0009
Nationale	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	-0,0001	0,0005
Nordea	0,0001	0,0000	0,0002	0,0003	0,0001	0,0007
Pekao	0,0001	0,0000	0,0002	0,0002	0,0001	0,0006
Bankowy	0,0001	0,0001	0,0002	0,0005	0,0004	0,0010
Pocztalion	0,0001	0,0001	0,0002	0,0004	0,0003	0,0008
PZU	0,0012	0,0011	0,0013	0,0060	0,0059	0,0083

Źródło: opracowanie własne

Tabela C18. Współczynniki Jensena i Blacka-Traynora (okres b, miesięczne stopy zwrotu)

OFE	Współczynniki					
	Jensena			Blacka-Traynora		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0029	0,0011	0,0010	0,0042	0,0037	0,0042
Allianz	0,0016	0,0014	0,0014	0,0059	0,0053	0,0064
Aviva	0,0011	0,0010	0,0010	0,0038	0,0033	0,0038
AXA	0,0013	0,0012	0,0015	0,0047	0,0042	0,0057
Generali	0,0012	0,0010	0,0010	0,0040	0,0035	0,0040
Nationale	0,0012	0,0035	0,0038	0,0037	0,0132	0,0178
Nordea	0,0014	0,0013	0,0013	0,0051	0,0046	0,0054
Pekao	0,0017	0,0016	0,0015	0,0063	0,0058	0,0070
Bankowy	0,0017	0,0015	0,0015	0,0059	0,0054	0,0064
Pocztylion	0,0015	0,0013	0,0013	0,0052	0,0047	0,0056
PZU	0,0017	0,0016	0,0016	0,0060	0,0055	0,0068

Źródło: opracowanie własne

Tabela C19. Wartości mierników Sharpe'a (okres c, dzienne stopy zwrotu)

OFE	Instrument wolny od ryzyka		
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0119	0,0116	-0,0317
Allianz	0,0209	0,0207	-0,0222
Aviva	0,0173	0,0171	-0,0257
AXA	0,0200	0,0197	-0,0278
Generali	0,0165	0,0163	-0,0295
Nationale	0,0209	0,0207	-0,0217
Nordea	0,0241	0,0239	-0,0113
Pekao	0,0121	0,0119	-0,0311
Bankowy	0,0236	0,0234	-0,0223
Pocztylion	0,0103	0,0101	-0,0337
PZU	0,0123	0,0121	-0,0298

Źródło: opracowanie własne

Tabela C20. Wartości mierników Sharpe'a (okres c, tygodniowe stopy zwrotu)

OFE	Instrument wolny od ryzyka		
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0211	0,0205	-0,0725
Allianz	0,0303	0,0298	-0,0613
Aviva	0,0174	0,0168	-0,0742
AXA	0,0323	0,0317	-0,0706
Generali	0,0321	0,0315	-0,0646
Nationale	0,0378	0,0373	-0,0528
Nordea	0,0042	0,0038	-0,0765
Pekao	0,0120	0,0114	-0,0791
Bankowy	0,0459	0,0453	-0,0505
Pocztylion	0,0049	0,0044	-0,0878
PZU	0,0091	0,0086	-0,0747

Źródło: opracowanie własne

Tabela C21. Wartości mierników Sharpe'a (okres c, miesięczne stopy zwrotu)

OFE	Instrument wolny od ryzyka		
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0174	0,0164	-0,1425
Allianz	0,0510	0,0501	-0,0936
Aviva	0,0388	0,0379	-0,1187
AXA	0,0463	0,0452	-0,1324
Generali	0,0416	0,0407	-0,1215
Nationale	0,0510	0,0500	-0,1040
Nordea	0,0911	0,0901	-0,0650
Pekao	0,0199	0,0190	-0,1312
Bankowy	0,0650	0,0640	-0,0961
Pocztylion	0,0146	0,0137	-0,1428
PZU	-0,0290	-0,0299	-0,1783

Źródło: opracowanie własne

Tabela C22. Współczynniki Traynora (okres c, dzienne stopy zwrotu)

OFE	β z modelu					
	Sharpe'a			CAPM		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0000	0,0000	0,0000	0,0002	0,0002	-0,0005
Allianz	0,0003	0,0003	-0,0003	0,0003	0,0003	-0,0003
Aviva	0,0003	0,0003	-0,0004	0,0003	0,0003	-0,0004
AXA	0,0003	0,0003	-0,0004	0,0003	0,0003	-0,0004
Generali	0,0002	0,0002	-0,0004	0,0002	0,0002	-0,0005
Nationale	0,0003	0,0003	-0,0003	0,0003	0,0003	-0,0003
Nordea	0,0004	0,0004	-0,0002	0,0004	0,0004	-0,0002
Pekao	0,0002	0,0002	-0,0005	0,0002	0,0002	-0,0005
Bankowy	0,0004	0,0003	-0,0003	0,0004	0,0004	-0,0004
Pocztylion	0,0002	0,0002	-0,0005	0,0002	0,0002	-0,0005
PZU	0,0017	0,0017	-0,0042	0,0017	0,0017	-0,0043

Źródło: opracowanie własne

Tabela C23. Współczynniki Traynora (okres c, tygodniowe stopy zwrotu)

OFE	β z modelu					
	Sharpe'a			CAPM		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0005	0,0005	-0,0017	0,0005	0,0019	-0,0017
Allianz	0,0007	0,0007	-0,0014	0,0007	0,0007	-0,0014
Aviva	0,0004	0,0004	-0,0017	0,0004	0,0004	-0,0017
AXA	0,0007	0,0007	-0,0016	0,0007	0,0007	-0,0017
Generali	0,0007	0,0007	-0,0015	0,0007	0,0007	-0,0015
Nationale	0,0009	0,0009	-0,0012	0,0009	0,0009	-0,0012
Nordea	0,0001	0,0001	-0,0019	0,0001	0,0001	-0,0019
Pekao	0,0003	0,0003	-0,0018	0,0003	0,0003	-0,0018
Bankowy	0,0011	0,0010	-0,0012	0,0011	0,0025	-0,0012
Pocztylion	0,0001	0,0001	-0,0020	0,0001	0,0001	-0,0020
PZU	0,0003	0,0003	-0,0026	0,0003	0,0003	-0,0026

Źródło: opracowanie własne

Tabela C24. Współczynniki Traynora (okres c, miesięczne stopy zwrotu)

OFE	β z modelu					
	Sharpe'a			CAPM		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEON	0,0009	0,0009	-0,0075	0,0009	0,0009	-0,0079
Allianz	0,0027	0,0027	-0,0050	0,0027	0,0027	-0,0053
Aviva	0,0021	0,0020	-0,0063	0,0021	0,0020	-0,0068
AXA	0,0025	0,0024	-0,0071	0,0025	0,0024	-0,0063
Generali	0,0022	0,0022	-0,0065	0,0022	0,0022	-0,0068
Nationale	0,0027	0,0026	-0,0054	0,0027	0,0026	-0,0057
Nordea	0,0049	0,0048	-0,0035	0,0049	0,0048	-0,0037
Pekao	0,0010	0,0010	-0,0069	0,0010	0,0010	-0,0072
Bankowy	0,0035	0,0034	-0,0051	0,0035	0,0034	-0,0055
Pocztalion	0,0008	0,0007	-0,0075	0,0008	0,0007	-0,0079
PZU	-0,0016	-0,0016	-0,0096	-0,0016	-0,0016	-0,0100

Źródło: opracowanie własne

Tabela C25. Współczynniki Jensena i Blacka-Traynora (okres c, dzienne stopy zwrotu)

OFE	Współczynniki					
	Jensena			Blacka-Traynora		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEON	0,0001	0,0001	0,0000	0,0003	0,0003	-0,0002
Allianz	0,0001	0,0001	0,0000	0,0005	0,0005	0,0000
Aviva	0,0001	0,0001	0,0000	0,0004	0,0004	-0,0001
AXA	0,0001	0,0001	0,0000	0,0005	0,0005	-0,0001
Generali	0,0001	0,0001	0,0000	0,0004	0,0004	-0,0001
Nationale	0,0001	0,0001	0,0000	0,0005	0,0005	0,0000
Nordea	0,0001	0,0001	0,0004	0,0006	0,0006	0,0015
Pekao	0,0001	0,0001	0,0000	0,0003	0,0003	-0,0002
Bankowy	0,0001	0,0001	0,0000	0,0005	0,0005	0,0000
Pocztalion	0,0001	0,0001	-0,0001	0,0003	0,0003	-0,0002
PZU	0,0001	0,0001	-0,0001	0,0019	0,0019	-0,0040

Źródło: opracowanie własne

Tabela C26. Współczynniki Jensena i Blacka-Traynora (okres c, tygodniowe stopy zwrotu)

OFE	Współczynniki					
	Jensena			Blacka-Traynora		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0001	0,0000	-0,0004	0,0001	0,0001	-0,0014
Allianz	0,0001	0,0001	-0,0004	0,0004	0,0003	-0,0010
Aviva	0,0000	0,0000	-0,0005	0,0001	0,0000	-0,0014
AXA	0,0001	0,0001	-0,0004	0,0004	0,0004	-0,0013
Generali	0,0001	0,0001	-0,0004	0,0004	0,0004	-0,0011
Nationale	0,0002	0,0002	-0,0003	0,0005	0,0005	-0,0008
Nordea	-0,0001	-0,0001	-0,0005	-0,0002	-0,0002	-0,0015
Pekao	0,0000	0,0000	-0,0005	-0,0001	-0,0001	-0,0014
Bankowy	0,0002	0,0002	-0,0003	0,0007	0,0007	-0,0008
Pocztylion	-0,0001	-0,0001	-0,0006	-0,0002	-0,0002	-0,0017
PZU	0,0000	0,0000	-0,0006	0,0000	0,0000	-0,0022

Źródło: opracowanie własne

Tabela C27. Współczynniki Jensena i Blacka-Traynora (okres c, miesięczne stopy zwrotu)

OFE	Współczynniki					
	Jensena			Blacka-Traynora		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0032	0,0015	0,0015	0,0041	0,0041	-0,0016
Allianz	0,0023	0,0023	0,0003	0,0059	0,0059	0,0009
Aviva	0,0021	0,0021	-0,0004	0,0057	0,0057	-0,0011
AXA	0,0019	0,0018	0,0010	0,0057	0,0056	0,0027
Generali	0,0019	0,0019	-0,0002	0,0054	0,0054	-0,0005
Nationale	0,0024	0,0023	0,0002	0,0062	0,0058	0,0006
Nordea	0,0030	0,0030	0,0009	0,0081	0,0080	0,0026
Pekao	0,0017	0,0017	-0,0003	0,0043	0,0042	-0,0009
Bankowy	0,0024	0,0024	0,0003	0,0067	0,0066	0,0008
Pocztylion	0,0015	0,0015	-0,0006	0,0040	0,0039	-0,0016
PZU	0,0006	0,0006	-0,0014	0,0017	0,0016	-0,0037

Źródło: opracowanie własne

Tabela C28. Wartości mierników Sharpe'a (okres d, dzienne stopy zwrotu)

OFE	Instrument wolny od ryzyka		
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEON	0,0709	0,0686	0,0574
Allianz	0,0817	0,0817	0,0434
Aviva	0,0728	0,0727	0,0343
AXA	0,0740	0,0740	0,0323
Generali	0,0637	0,0637	0,0238
Nationale	0,0829	0,0805	0,0687
Nordea	0,0926	0,0926	0,0535
Pekao	0,0723	0,0723	0,0356
Bankowy	0,0895	0,0869	0,0737
Pocztylion	0,0750	0,0750	0,0368
PZU	0,0708	0,0707	0,0331

Źródło: opracowanie własne

Tabela C29. Wartości mierników Sharpe'a (okres d, tygodniowe stopy zwrotu)

OFE	Instrument wolny od ryzyka		
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEON	0,0525	0,0475	0,0621
Allianz	0,0821	0,0821	0,0210
Aviva	0,0662	0,0662	0,0048
AXA	0,0657	0,0656	-0,0019
Generali	0,0682	0,0681	0,0042
Nationale	0,0656	0,0603	0,0756
Nordea	0,1094	0,1093	0,0455
Pekao	0,0541	0,0540	-0,0061
Bankowy	0,0764	0,0704	0,0878
Pocztylion	0,0652	0,0651	0,0031
PZU	0,1046	0,1045	0,0456

Źródło: opracowanie własne

Tabela C30. Wartości mierników Sharpe'a (okres d, miesięczne stopy zwrotu)

OFE	Instrument wolny od ryzyka		
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,2661	0,2552	0,2080
Allianz	0,2793	0,2792	0,1506
Aviva	0,2510	0,2508	0,1101
AXA	0,2413	0,2412	0,0903
Generali	0,2126	0,2125	0,0676
Nationale	0,2724	0,2628	0,2215
Nordea	0,3130	0,3129	0,1724
Pekao	0,2462	0,2461	0,1121
Bankowy	0,2858	0,2755	0,2313
Pocztylion	0,2609	0,2608	0,1179
PZU	0,2258	0,2257	0,0967

Źródło: opracowanie własne

Tabela C31. Współczynniki Traynora (okres d, dzienne stopy zwrotu)

OFE	β z modelu					
	Sharpe'a			CAPM		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0012	0,0011	0,0009	0,0012	0,0012	0,0010
Allianz	0,0010	0,0010	0,0005	0,0010	0,0010	0,0005
Aviva	0,0009	0,0009	0,0004	0,0009	0,0009	0,0004
AXA	0,0009	0,0009	0,0004	0,0009	0,0009	0,0004
Generali	0,0008	0,0008	0,0003	0,0008	0,0008	0,0003
Nationale	0,0011	0,0011	0,0009	0,0011	0,0011	0,0008
Nordea	0,0011	0,0011	0,0006	0,0011	0,0011	0,0005
Pekao	0,0009	0,0009	0,0004	0,0009	0,0009	0,0004
Bankowy	0,0012	0,0012	0,0010	0,0012	0,0012	0,0010
Pocztylion	0,0009	0,0009	0,0004	0,0009	0,0009	0,0004
PZU	0,0133	0,0133	0,0062	0,0133	0,0133	0,0028

Źródło: opracowanie własne

Tabela C32. Współczynniki Traynora (okres d, tygodniowe stopy zwrotu)

OFE	β z modelu					
	Sharpe'a			CAPM		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEON	0,0010	0,0009	0,0012	0,0010	0,0022	0,0013
Allianz	0,0017	0,0017	0,0004	0,0017	0,0017	0,0004
Aviva	0,0013	0,0013	0,0001	0,0013	0,0013	0,0001
AXA	0,0013	0,0013	0,0000	0,0013	0,0013	0,0000
Generali	0,0014	0,0014	0,0001	0,0014	0,0014	0,0001
Nationale	0,0015	0,0014	0,0018	0,0011	0,0010	0,0013
Nordea	0,0022	0,0022	0,0009	0,0022	0,0022	0,0009
Pekao	0,0011	0,0011	-0,0001	0,0011	0,0011	-0,0001
Bankowy	0,0016	0,0015	0,0019	0,0016	0,0031	0,0019
Pocztalion	0,0013	0,0013	0,0001	0,0013	0,0013	0,0001
PZU	0,0029	0,0029	0,0013	0,0029	0,0029	0,0013

Źródło: opracowanie własne

Tabela C33. Współczynniki Traynora (okres d, miesięczne stopy zwrotu)

OFE	β z modelu					
	Sharpe'a			CAPM		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEON	0,0126	0,0121	0,0098	0,0126	0,0121	0,0104
Allianz	0,0129	0,0129	0,0070	0,0129	0,0129	0,0073
Aviva	0,0117	0,0117	0,0051	0,0117	0,0117	0,0054
AXA	0,0114	0,0114	0,0043	0,0114	0,0114	0,0043
Generali	0,0098	0,0098	0,0031	0,0098	0,0098	0,0032
Nationale	0,0139	0,0134	0,0113	0,0139	0,0134	0,0118
Nordea	0,0146	0,0146	0,0080	0,0146	0,0146	0,0084
Pekao	0,0113	0,0113	0,0051	0,0113	0,0113	0,0053
Bankowy	0,0142	0,0137	0,0115	0,0143	0,0137	0,0121
Pocztalion	0,0121	0,0121	0,0055	0,0121	0,0121	0,0057
PZU	0,0107	0,0107	0,0046	0,0107	0,0107	0,0047

Źródło: opracowanie własne

Tabela C34. Współczynniki Jensena i Blacka-Traynora (okres d, dzienne stopy zwrotu)

OFE	Współczynniki					
	Jensena			Blacka-Traynora		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0001	0,0001	0,0000	0,0005	0,0005	0,0002
Allianz	0,0002	0,0002	0,0001	0,0006	0,0006	0,0003
Aviva	0,0001	0,0001	0,0001	0,0005	0,0005	0,0002
AXA	0,0001	0,0001	0,0000	0,0006	0,0006	0,0002
Generali	0,0001	0,0001	0,0000	0,0004	0,0004	0,0001
Nationale	0,0002	0,0002	0,0001	0,0006	0,0006	0,0002
Nordea	0,0002	0,0002	0,0004	0,0008	0,0008	0,0012
Pekao	0,0002	0,0002	0,0001	0,0006	0,0006	0,0002
Bankowy	0,0002	0,0002	0,0001	0,0007	0,0007	0,0003
Pocztynion	0,0002	0,0002	0,0001	0,0006	0,0006	0,0002
PZU	0,0002	0,0002	0,0001	0,0129	0,0129	0,0025

Źródło: opracowanie własne

Tabela C35. Współczynniki Jensena i Blacka-Traynora (okres d, tygodniowe stopy zwrotu)

OFE	Współczynniki					
	Jensena			Blacka-Traynora		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	-0,0002	-0,0002	-0,0006	-0,0004	-0,0004	-0,0013
Allianz	0,0002	0,0002	-0,0001	0,0004	0,0004	-0,0003
Aviva	0,0000	0,0000	-0,0002	0,0001	0,0001	-0,0007
AXA	0,0000	0,0000	-0,0003	0,0001	0,0001	-0,0008
Generali	0,0001	0,0001	-0,0002	0,0001	0,0001	-0,0007
Nationale	-0,0002	-0,0003	-0,0006	-0,0005	-0,0005	-0,0011
Nordea	0,0003	0,0003	0,0001	0,0010	0,0010	0,0002
Pekao	-0,0001	-0,0001	-0,0003	-0,0001	-0,0001	-0,0009
Bankowy	0,0002	0,0002	0,0000	0,0007	0,0007	-0,0001
Pocztynion	0,0000	0,0000	-0,0003	0,0001	0,0001	-0,0007
PZU	0,0005	0,0005	0,0001	0,0017	0,0017	0,0005

Źródło: opracowanie własne

Tabela C36. Współczynniki Jensena i Blacka-Traynora (okres d, miesięczne stopy zwrotu)

OFE	Współczynniki					
	Jensena			Blacka-Traynora		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0027	0,0014	0,0014	0,0036	0,0036	-0,0003
Allianz	0,0024	0,0024	0,0010	0,0061	0,0061	0,0028
Aviva	0,0019	0,0019	0,0004	0,0049	0,0049	0,0011
AXA	0,0016	0,0016	0,0016	0,0046	0,0046	0,0046
Generali	0,0011	0,0011	-0,0004	0,0030	0,0030	-0,0011
Nationale	0,0023	0,0022	0,0008	0,0056	0,0054	0,0019
Nordea	0,0030	0,0030	0,0015	0,0077	0,0077	0,0041
Pekao	0,0018	0,0018	0,0004	0,0045	0,0045	0,0010
Bankowy	0,0025	0,0025	0,0010	0,0064	0,0064	0,0028
Pocztalion	0,0020	0,0020	0,0005	0,0052	0,0052	0,0014
PZU	0,0016	0,0016	0,0002	0,0039	0,0039	0,0004

Źródło: opracowanie własne

Tabela C37. Wartości mierników Sharpe'a (okres e, dzienne stopy zwrotu)

OFE	Instrument wolny od ryzyka		
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	-0,0227	-0,0229	-0,0521
Allianz	-0,0174	-0,0176	-0,0465
Aviva	-0,0213	-0,0215	-0,0495
AXA	-0,0120	-0,0123	-0,0422
Generali	-0,0304	-0,0307	-0,0599
Nationale	-0,0245	-0,0247	-0,0519
Nordea	-0,0215	-0,0217	-0,0499
Pekao	-0,0276	-0,0278	-0,0535
Bankowy	-0,0137	-0,0139	-0,0423
Pocztalion	-0,0201	-0,0203	-0,0466
PZU	-0,0147	-0,0149	-0,0409

Źródło: opracowanie własne

Tabela C38. Wartości mierników Sharpe'a (okres e, tygodniowe stopy zwrotu)

OFE	Instrument wolny od ryzyka		
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	-0,0097	-0,0102	-0,0620
Allianz	-0,0017	-0,0022	-0,0525
Aviva	-0,0084	-0,0089	-0,0582
AXA	0,0021	0,0015	-0,0517
Generali	-0,0259	-0,0265	-0,0771
Nationale	-0,0168	-0,0173	-0,0651
Nordea	-0,0167	-0,0172	-0,0667
Pekao	-0,0257	-0,0262	-0,0713
Bankowy	-0,0027	-0,0032	-0,0533
Pocztylion	-0,0111	-0,0115	-0,0579
PZU	-0,0299	-0,0304	-0,0805

Źródło: opracowanie własne

Tabela C39. Wartości mierników Sharpe'a (okres e, miesięczne stopy zwrotu)

OFE	Instrument wolny od ryzyka		
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	-0,0861	-0,0874	-0,2514
Allianz	-0,0483	-0,0497	-0,2116
Aviva	-0,0707	-0,0719	-0,2264
AXA	-0,0213	-0,0227	-0,1880
Generali	-0,1286	-0,1299	-0,2853
Nationale	-0,1013	-0,1026	-0,2626
Nordea	-0,0799	-0,0812	-0,2380
Pekao	-0,1099	-0,1110	-0,2522
Bankowy	-0,0371	-0,0384	-0,1941
Pocztylion	-0,0762	-0,0773	-0,2231
PZU	-0,1641	-0,1652	-0,3034

Źródło: opracowanie własne

Tabela C40. Współczynniki Traynora (okres e, dzienne stopy zwrotu)

OFE	β z modelu					
	Sharpe'a			CAPM		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	-0,0002	-0,0002	-0,0005	-0,0002	-0,0002	-0,0005
Allianz	-0,0002	-0,0002	-0,0005	-0,0002	-0,0002	-0,0005
Aviva	-0,0002	-0,0002	-0,0005	-0,0002	-0,0002	-0,0005
AXA	-0,0001	-0,0001	-0,0004	-0,0001	-0,0001	-0,0004
Generali	-0,0003	-0,0003	-0,0006	-0,0003	-0,0003	-0,0006
Nationale	-0,0002	-0,0002	-0,0005	-0,0002	-0,0002	-0,0005
Nordea	-0,0002	-0,0002	-0,0005	-0,0002	-0,0002	-0,0005
Pekao	-0,0003	-0,0003	-0,0005	-0,0003	-0,0003	-0,0006
Bankowy	-0,0001	-0,0001	-0,0004	-0,0001	-0,0001	-0,0004
Pocztalion	-0,0002	-0,0002	-0,0005	-0,0002	-0,0002	-0,0005
PZU	0,0065	0,0066	0,0182	0,0065	0,0066	0,0123

Źródło: opracowanie własne

Tabela C41. Współczynniki Traynora (okres e, tygodniowe stopy zwrotu)

OFE	β z modelu					
	Sharpe'a			CAPM		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	-0,0002	-0,0002	-0,0011	-0,0002	0,0001	-0,0011
Allianz	0,0000	0,0000	-0,0010	0,0000	0,0000	-0,0010
Aviva	-0,0002	-0,0002	-0,0011	-0,0002	-0,0002	-0,0011
AXA	0,0000	0,0000	-0,0009	0,0000	0,0000	-0,0009
Generali	-0,0005	-0,0005	-0,0014	-0,0005	-0,0005	-0,0014
Nationale	-0,0003	-0,0003	-0,0012	-0,0003	-0,0003	-0,0013
Nordea	-0,0003	-0,0003	-0,0012	-0,0003	-0,0003	-0,0012
Pekao	-0,0005	-0,0005	-0,0013	-0,0005	-0,0005	-0,0013
Bankowy	0,0000	-0,0001	-0,0010	0,0000	0,0003	-0,0010
Pocztalion	-0,0002	-0,0002	-0,0011	-0,0002	-0,0002	-0,0011
PZU	-0,0008	-0,0008	-0,0021	-0,0008	-0,0008	-0,0021

Źródło: opracowanie własne

Tabela C42. Współczynniki Traynora (okres e, miesięczne stopy zwrotu)

OFE	β z modelu					
	Sharpe'a			CAPM		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	-0,0025	-0,0026	-0,0074	-0,0025	-0,0026	-0,0074
Allianz	-0,0015	-0,0015	-0,0064	-0,0015	-0,0015	-0,0063
Aviva	-0,0021	-0,0022	-0,0068	-0,0021	-0,0022	-0,0068
AXA	-0,0006	-0,0007	-0,0057	-0,0006	-0,0007	-0,0057
Generali	-0,0039	-0,0039	-0,0086	-0,0039	-0,0039	-0,0086
Nationale	-0,0030	-0,0030	-0,0077	-0,0030	-0,0030	-0,0076
Nordea	-0,0025	-0,0025	-0,0075	-0,0024	-0,0024	-0,0072
Pekao	-0,0033	-0,0033	-0,0076	-0,0033	-0,0033	-0,0076
Bankowy	-0,0011	-0,0012	-0,0059	-0,0011	-0,0012	-0,0059
Pocztylion	-0,0023	-0,0024	-0,0068	-0,0023	-0,0024	-0,0067
PZU	-0,0057	-0,0058	-0,0106	-0,0057	-0,0058	-0,0100

Źródło: opracowanie własne

Tabela C43. Współczynniki Jensena i Blacka-Traynora (okres e, dzienne stopy zwrotu)

OFE	Współczynniki					
	Jensena			Blacka-Traynora		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0000	0,0000	-0,0001	0,0000	0,0000	-0,0001
Allianz	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0001	-0,0001
Aviva	0,0000	0,0000	-0,0001	0,0000	0,0000	0,0000
AXA	0,0001	0,0001	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000
Generali	0,0000	0,0000	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0002
Nationale	0,0000	0,0000	-0,0001	0,0000	0,0000	-0,0001
Nordea	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000	0,0002
Pekao	0,0000	0,0000	-0,0001	0,0000	0,0000	-0,0001
Bankowy	0,0001	0,0001	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000
Pocztylion	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0001
PZU	-0,0001	-0,0001	-0,0003	0,0067	0,0068	0,0127

Źródło: opracowanie własne

Tabela C44. Współczynniki Jensena i Blacka-Traynora (okres e, tygodniowe stopy zwrotu)

OFE	Współczynniki					
	Jensena			Blacka-Traynora		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEON	0,0005	0,0002	0,0000	0,0007	0,0003	0,0000
Allianz	0,0003	0,0003	0,0002	0,0004	0,0004	0,0002
Aviva	0,0003	0,0002	0,0001	0,0003	0,0003	0,0001
AXA	0,0004	0,0004	0,0002	0,0005	0,0005	0,0002
Generali	0,0000	0,0000	-0,0002	0,0000	0,0000	-0,0002
Nationale	0,0008	0,0008	0,0008	0,0011	0,0011	0,0010
Nordea	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002	0,0002	0,0000
Pekao	0,0000	0,0000	-0,0001	0,0000	0,0000	-0,0001
Bankowy	0,0003	0,0003	0,0001	0,0004	0,0004	0,0002
Pocztalion	0,0002	0,0002	0,0001	0,0003	0,0003	0,0001
PZU	-0,0002	-0,0002	-0,0005	-0,0003	-0,0003	-0,0009

Źródło: opracowanie własne

Tabela C45. Współczynniki Jensena i Blacka-Traynora (okres e, miesięczne stopy zwrotu)

OFE	Współczynniki					
	Jensena			Blacka-Traynora		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEON	-0,0001	-0,0003	-0,0003	-0,0004	-0,0004	-0,0015
Allianz	0,0005	0,0005	-0,0003	0,0006	0,0006	-0,0004
Aviva	0,0000	0,0000	-0,0007	0,0000	0,0000	0,0000
AXA	0,0011	0,0011	0,0011	0,0015	0,0015	0,0015
Generali	-0,0014	-0,0014	-0,0021	-0,0018	-0,0018	-0,0027
Nationale	-0,0007	-0,0007	-0,0014	-0,0009	-0,0009	-0,0017
Nordea	-0,0002	-0,0002	-0,0010	-0,0003	-0,0003	-0,0013
Pekao	-0,0011	-0,0011	-0,0015	-0,0012	-0,0012	-0,0016
Bankowy	0,0008	0,0008	0,0000	0,0010	0,0010	0,0001
Pocztalion	-0,0002	-0,0002	-0,0006	-0,0002	-0,0002	-0,0007
PZU	-0,0028	-0,0028	-0,0034	-0,0036	-0,0036	-0,0041

Źródło: opracowanie własne

Tabela C46. Wartości mierników Sharpe'a (okres f, dzienne stopy zwrotu)

OFE	Instrument wolny od ryzyka		
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0215	0,0214	0,0028
Allianz	0,0217	0,0216	0,0037
Aviva	0,0230	0,0229	0,0053
AXA	0,0255	0,0254	0,0060
Generali	0,0165	0,0164	-0,0021
Nationale	0,0283	0,0196	-0,0331
Nordea	0,0316	0,0315	0,0136
Pekao	0,0231	0,0230	0,0067
Bankowy	0,0321	0,0319	0,0143
Pocztynlion	0,0184	0,0183	0,0018
PZU	0,0274	0,0273	0,0101

Źródło: opracowanie własne

Tabela C47. Wartości mierników Sharpe'a (okres f, tygodniowe stopy zwrotu)

OFE	Instrument wolny od ryzyka		
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0021	0,0018	-0,0209
Allianz	0,0066	0,0064	-0,0145
Aviva	0,0136	0,0133	-0,0078
AXA	0,0154	0,0151	-0,0081
Generali	0,0181	0,0179	-0,0036
Nationale	0,0328	0,0132	-0,0573
Nordea	0,0260	0,0258	0,0043
Pekao	0,0017	0,0015	-0,0182
Bankowy	0,0333	0,0330	0,0118
Pocztynlion	0,0079	0,0076	-0,0123
PZU	0,0777	0,0775	0,0568

Źródło: opracowanie własne

Tabela C48. Wartości mierników Sharpe'a (okres f, miesięczne stopy zwrotu)

OFE	Instrument wolny od ryzyka		
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,1495	0,1489	0,0544
Allianz	0,1566	0,1559	0,0638
Aviva	0,1692	0,1685	0,0783
AXA	0,1679	0,1673	0,0734
Generali	0,1187	0,1180	0,0265
Nationale	0,1930	0,1443	-0,1807
Nordea	0,1962	0,1956	0,1071
Pekao	0,1637	0,1631	0,0786
Bankowy	0,2096	0,2089	0,1200
Pocztylion	0,1443	0,1437	0,0562
PZU	0,0905	0,0899	0,0127

Źródło: opracowanie własne

Tabela C49. Współczynniki Traynora (okres f, dzienne stopy zwrotu)

OFE	β z modelu					
	Sharpe'a			CAPM		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0003	0,0003	0,0000	0,0003	0,0003	0,0000
Allianz	0,0003	0,0003	0,0000	0,0003	0,0003	0,0000
Aviva	0,0003	0,0003	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
AXA	0,0003	0,0003	0,0001	0,0003	0,0003	0,0001
Generali	0,0002	0,0002	0,0000	0,0002	0,0002	0,0000
Nationale	0,0003	0,0002	-0,0004	0,0003	0,0002	-0,0004
Nordea	0,0004	0,0004	0,0002	0,0004	0,0004	0,0001
Pekao	0,0003	0,0003	0,0001	0,0003	0,0003	0,0001
Bankowy	0,0004	0,0004	0,0002	0,0004	0,0004	0,0002
Pocztylion	0,0002	0,0002	0,0000	0,0002	0,0002	0,0000
PZU	-0,0081	-0,0080	-0,0030	-0,0081	-0,0081	0,0398

Źródło: opracowanie własne

Tabela C50. Współczynniki Traynora (okres f, tygodniowe stopy zwrotu)

OFE	β z modelu					
	Sharpe'a			CAPM		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0000	0,0000	-0,0005	0,0000	0,0008	-0,0005
Allianz	0,0001	0,0001	-0,0003	0,0001	0,0001	-0,0003
Aviva	0,0003	0,0003	-0,0002	0,0003	0,0003	-0,0002
AXA	0,0003	0,0003	-0,0002	0,0003	0,0003	-0,0002
Generali	0,0004	0,0004	-0,0001	0,0004	0,0004	-0,0001
Nationale	0,0007	0,0003	-0,0012	0,0007	0,0003	-0,0013
Nordea	0,0006	0,0006	0,0001	0,0006	0,0006	0,0001
Pekao	0,0000	0,0000	-0,0004	0,0000	0,0000	-0,0004
Bankowy	0,0007	0,0007	0,0003	0,0007	0,0014	0,0003
Pocztylion	0,0002	0,0002	-0,0003	0,0002	0,0002	-0,0003
PZU	0,0022	0,0022	0,0016	0,0022	0,0022	0,0017

Źródło: opracowanie własne

Tabela C51. Współczynniki Traynora (okres f, miesięczne stopy zwrotu)

OFE	β z modelu					
	Sharpe'a			CAPM		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0058	0,0058	0,0021	0,0058	0,0058	0,0021
Allianz	0,0062	0,0062	0,0025	0,0062	0,0062	0,0025
Aviva	0,0068	0,0068	0,0031	0,0068	0,0068	0,0032
AXA	0,0068	0,0067	0,0030	0,0068	0,0067	0,0030
Generali	0,0048	0,0047	0,0011	0,0048	0,0047	0,0010
Nationale	0,0075	0,0056	0,0040	0,0075	0,0056	-0,0071
Nordea	0,0079	0,0078	0,0043	0,0079	0,0078	0,0043
Pekao	0,0064	0,0064	0,0031	0,0064	0,0064	0,0030
Bankowy	0,0083	0,0083	0,0048	0,0083	0,0083	0,0048
Pocztylion	0,0058	0,0058	0,0023	0,0058	0,0058	0,0022
PZU	0,0040	0,0040	0,0006	0,0040	0,0040	0,0006

Źródło: opracowanie własne

Tabela C52. Współczynniki Jensena i Blacka-Traynora (okres f, dzienne stopy zwrotu)

OFE	Współczynniki					
	Jensena			Blacka-Traynora		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEON	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000
Allianz	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000
Aviva	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
AXA	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002	0,0002	0,0000
Generali	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0001
Nationale	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002	0,0002	0,0001
Nordea	0,0001	0,0001	0,0002	0,0002	0,0002	0,0005
Pekao	0,0001	0,0001	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000
Bankowy	0,0001	0,0001	0,0000	0,0002	0,0002	0,0001
Pocztalion	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000
PZU	0,0001	0,0001	0,0001	-0,0082	-0,0082	0,0398

Źródło: opracowanie własne

Tabela C53. Współczynniki Jensena i Blacka-Traynora (okres f, tygodniowe stopy zwrotu)

OFE	Współczynniki					
	Jensena			Blacka-Traynora		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEON	-0,0002	-0,0002	-0,0003	-0,0004	-0,0004	-0,0007
Allianz	-0,0001	-0,0001	-0,0003	-0,0003	-0,0003	-0,0005
Aviva	-0,0001	-0,0001	-0,0002	-0,0001	-0,0001	-0,0004
AXA	0,0000	0,0000	-0,0002	-0,0001	-0,0001	-0,0004
Generali	0,0000	0,0000	-0,0001	0,0000	0,0000	-0,0003
Nationale	0,0001	0,0001	0,0000	0,0003	0,0003	0,0001
Nordea	0,0001	0,0001	0,0000	0,0001	0,0001	-0,0001
Pekao	-0,0002	-0,0002	-0,0003	-0,0004	-0,0004	-0,0006
Bankowy	0,0002	0,0001	0,0000	0,0003	0,0003	0,0001
Pocztalion	-0,0001	-0,0001	-0,0002	-0,0002	-0,0003	-0,0005
PZU	0,0007	0,0007	0,0006	0,0018	0,0018	0,0015

Źródło: opracowanie własne

Tabela C54. Współczynniki Jensena i Blacka-Traynora (okres f, miesięczne stopy zwrotu)

OFE	Współczynniki					
	Jensena			Blacka-Traynora		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0011	0,0002	0,0002	0,0003	0,0003	-0,0016
Allianz	0,0004	0,0004	-0,0006	0,0008	0,0008	-0,0012
Aviva	0,0006	0,0006	-0,0003	0,0013	0,0013	-0,0005
AXA	0,0006	0,0006	0,0006	0,0013	0,0013	0,0013
Generali	-0,0003	-0,0003	-0,0013	-0,0007	-0,0007	-0,0027
Nationale	0,0011	0,0010	0,0002	0,0013	0,0021	0,0003
Nordea	0,0012	0,0012	0,0003	0,0024	0,0024	0,0006
Pekao	0,0005	0,0005	-0,0004	0,0010	0,0010	-0,0007
Bankowy	0,0014	0,0014	0,0005	0,0029	0,0029	0,0011
Pocztylion	0,0002	0,0002	-0,0007	0,0004	0,0004	-0,0015
PZU	-0,0007	-0,0007	-0,0016	-0,0015	-0,0015	-0,0032

Źródło: opracowanie własne

Tabela C55. Wartości mierników Sharpe'a (okres g, dzienne stopy zwrotu)

OFE	Instrument wolny od ryzyka		
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	-0,0003	-0,0003	-0,0005
Allianz	-0,0002	-0,0002	-0,0004
Aviva	-0,0003	-0,0003	-0,0005
AXA	-0,0002	-0,0002	-0,0004
Generali	-0,0004	-0,0004	-0,0005
Nationale	-0,0003	-0,0003	-0,0005
Nordea	-0,0003	-0,0003	-0,0005
Pekao	-0,0004	-0,0004	-0,0005
Bankowy	-0,0002	-0,0002	-0,0004
Pocztylion	-0,0002	-0,0002	-0,0004
PZU	-0,0055	-0,0056	-0,0089

Źródło: opracowanie własne

Tabela C56. Wartości mierników Sharpe'a (okres g, tygodniowe stopy zwrotu)

OFE	Instrument wolny od ryzyka		
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	-0,0006	-0,0007	-0,0012
Allianz	-0,0004	-0,0004	-0,0009
Aviva	-0,0006	-0,0006	-0,0011
AXA	-0,0004	-0,0004	-0,0009
Generali	-0,0010	-0,0010	-0,0015
Nationale	-0,0008	-0,0008	-0,0012
Nordea	-0,0007	-0,0007	-0,0012
Pekao	-0,0009	-0,0009	-0,0014
Bankowy	-0,0005	-0,0005	-0,0010
Pocztylion	-0,0005	-0,0005	-0,0010
PZU	-0,0020	-0,0020	-0,0027

Źródło: opracowanie własne

Tabela C57. Wartości mierników Sharpe'a (okres g, miesięczne stopy zwrotu)

OFE	Instrument wolny od ryzyka		
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	-0,0053	-0,0054	-0,0081
Allianz	-0,0036	-0,0036	-0,0064
Aviva	-0,0047	-0,0058	-0,0074
AXA	-0,0030	-0,0030	-0,0059
Generali	-0,0058	-0,0058	-0,0085
Nationale	-0,0053	-0,0054	-0,0080
Nordea	-0,0047	-0,0047	-0,0075
Pekao	-0,0057	-0,0057	-0,0081
Bankowy	-0,0034	-0,0034	-0,0061
Pocztylion	-0,0038	-0,0038	-0,0063
PZU	-0,0064	-0,0065	-0,0090

Źródło: opracowanie własne

Tabela C58. Współczynniki Traynora (okres g, dzienne stopy zwrotu)

OFE	β z modelu					
	Sharpe'a			CAPM		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	-0,0003	-0,0003	-0,0005	-0,0003	-0,0003	-0,0005
Allianz	-0,0002	-0,0002	-0,0004	-0,0002	-0,0002	-0,0004
Aviva	-0,0003	-0,0003	-0,0005	-0,0003	-0,0003	-0,0005
AXA	-0,0002	-0,0002	-0,0004	-0,0002	-0,0002	-0,0004
Generali	-0,0004	-0,0004	-0,0005	-0,0004	-0,0004	-0,0006
Nationale	-0,0003	-0,0003	-0,0005	-0,0003	-0,0003	-0,0005
Nordea	-0,0003	-0,0003	-0,0005	-0,0003	-0,0003	-0,0004
Pekao	-0,0004	-0,0004	-0,0005	-0,0004	-0,0004	-0,0005
Bankowy	-0,0002	-0,0002	-0,0004	-0,0002	-0,0002	-0,0004
Pocztylion	-0,0002	-0,0002	-0,0004	-0,0002	-0,0002	-0,0004
PZU	-0,0055	-0,0056	-0,0089	-0,0055	-0,0056	-0,0090

Źródło: opracowanie własne

Tabela C59. Współczynniki Traynora (okres g, tygodniowe stopy zwrotu)

OFE	β z modelu					
	Sharpe'a			CAPM		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	-0,0006	-0,0007	-0,0012	-0,0006	-0,0003	-0,0012
Allianz	-0,0004	-0,0004	-0,0009	-0,0004	-0,0004	-0,0009
Aviva	-0,0006	-0,0006	-0,0011	-0,0006	-0,0006	-0,0011
AXA	-0,0004	-0,0004	-0,0009	-0,0004	-0,0004	-0,0009
Generali	-0,0010	-0,0010	-0,0015	-0,0010	-0,0010	-0,0015
Nationale	-0,0008	-0,0008	-0,0012	-0,0008	-0,0008	-0,0012
Nordea	-0,0007	-0,0007	-0,0012	-0,0007	-0,0007	-0,0012
Pekao	-0,0009	-0,0009	-0,0014	-0,0009	-0,0009	-0,0014
Bankowy	-0,0005	-0,0005	-0,0010	-0,0005	-0,0002	-0,0010
Pocztylion	-0,0005	-0,0005	-0,0010	-0,0005	-0,0005	-0,0010
PZU	-0,0020	-0,0020	-0,0027	-0,0020	-0,0020	-0,0027

Źródło: opracowanie własne

Tabela C60. Współczynniki Traynora (okres g, miesięczne stopy zwrotu)

OFE	β z modelu					
	Sharpe'a			CAPM		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	-0,0053	-0,0054	-0,0081	-0,0054	-0,0054	-0,0081
Allianz	-0,0036	-0,0036	-0,0064	-0,0036	-0,0036	-0,0063
Aviva	-0,0047	-0,0058	-0,0074	-0,0047	-0,0047	-0,0073
AXA	-0,0030	-0,0030	-0,0059	-0,0030	-0,0030	-0,0059
Generali	-0,0058	-0,0058	-0,0085	-0,0058	-0,0058	-0,0085
Nationale	-0,0053	-0,0054	-0,0080	-0,0053	-0,0054	-0,0078
Nordea	-0,0047	-0,0047	-0,0075	-0,0045	-0,0045	-0,0072
Pekao	-0,0057	-0,0057	-0,0081	-0,0057	-0,0057	-0,0081
Bankowy	-0,0034	-0,0034	-0,0061	-0,0034	-0,0034	-0,0060
Pocztylion	-0,0038	-0,0038	-0,0063	-0,0038	-0,0038	-0,0062
PZU	-0,0064	-0,0065	-0,0090	-0,0064	-0,0065	-0,0085

Źródło: opracowanie własne

Tabela C61. Współczynniki Jensena i Blacka-Traynora (okres g, dzienne stopy zwrotu)

OFE	Współczynniki					
	Jensena			Blacka-Traynora		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0000	0,0000	-0,0001	0,0000	0,0000	-0,0001
Allianz	0,0001	0,0001	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000
Aviva	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
AXA	0,0001	0,0001	0,0000	0,0001	0,0001	0,0001
Generali	0,0000	0,0000	-0,0001	0,0000	0,0000	-0,0001
Nationale	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Nordea	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000	0,0002
Pekao	0,0000	0,0000	-0,0001	0,0000	0,0000	-0,0001
Bankowy	0,0001	0,0001	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000
Pocztylion	0,0001	0,0001	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000
PZU	-0,0002	-0,0002	-0,0003	-0,0052	-0,0052	-0,0085

Źródło: opracowanie własne

Tabela C62. Współczynniki Jensena i Blacka-Traynora (okres g, tygodniowe stopy zwrotu)

OFE	Współczynniki					
	Jensena			Blacka-Traynora		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0003	0,0003	0,0002	0,0005	0,0005	0,0003
Allianz	0,0005	0,0005	0,0004	0,0007	0,0007	0,0006
Aviva	0,0004	0,0004	0,0003	0,0005	0,0005	0,0003
AXA	0,0005	0,0005	0,0004	0,0007	0,0007	0,0005
Generali	0,0001	0,0001	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000
Nationale	0,0003	0,0003	0,0002	0,0003	0,0003	0,0002
Nordea	0,0003	0,0003	0,0002	0,0004	0,0004	0,0003
Pekao	0,0002	0,0002	0,0001	0,0002	0,0002	0,0001
Bankowy	0,0004	0,0004	0,0003	0,0006	0,0006	0,0004
Pocztylion	0,0005	0,0005	0,0004	0,0006	0,0006	0,0005
PZU	-0,0004	-0,0004	-0,0006	-0,0009	-0,0009	-0,0012

Źródło: opracowanie własne

Tabela C63. Współczynniki Jensena i Blacka-Traynora (okres g, miesięczne stopy zwrotu)

OFE	Współczynniki					
	Jensena			Blacka-Traynora		
	instrument wolny od ryzyka					
	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index	WIBOR 3M	WIBOR 1Y	TBSP Index
AEGON	0,0005	0,0003	0,0003	0,0004	0,0004	-0,0002
Allianz	0,0017	0,0017	0,0014	0,0022	0,0022	0,0017
Aviva	0,0008	0,0008	0,0005	0,0010	0,0010	0,0006
AXA	0,0021	0,0021	0,0021	0,0027	0,0027	0,0027
Generali	0,0000	0,0000	-0,0004	0,0000	0,0000	-0,0005
Nationale	0,0003	0,0003	0,0001	0,0004	0,0004	0,0001
Nordea	0,0010	0,0010	0,0006	0,0012	0,0012	0,0007
Pekao	0,0001	0,0001	-0,0001	0,0001	0,0001	-0,0001
Bankowy	0,0019	0,0019	0,0017	0,0024	0,0024	0,0020
Pocztylion	0,0017	0,0017	0,0015	0,0019	0,0019	0,0017
PZU	-0,0006	-0,0006	-0,0005	-0,0007	-0,0007	-0,0005

Źródło: opracowanie własne

Załącznik D

Mierniki efektywności inwestycyjnej obliczone dla indeksu WIG

W tabelach wartości zero oznaczają dodatnią wartość miernika, w którym pierwsza cyfra znacząca znajduje się dopiero na 5. miejscu po przecinku.

Tabela D1. Mierniki efektywności inwestycyjnej dla WIG w okresie a: 01.01.2009–31.12.2015

Miernik i instrument wolny od ryzyka	β z modelu	Stopy zwrotu		
		dzienne	tygodniowe	miesięczne
Sharpe: WIBOR 3M		0,0151	0,0193	0,0625
Sharpe: WIBOR 1Y		0,0148	0,0184	0,0609
Sharpe: TBSP.Index		0,0041	0,0015	0,0144
Treynor: WIBOR 3M	Sharpe'a	0,0002	0,0004	0,0032
Treynor: WIBOR 1Y	Sharpe'a	0,0002	0,0004	0,0031
Treynor: TBSP.Index	Sharpe'a	0,0000	0,0000	0,0007
Treynor: WIBOR 3M	CAPM	0,0002	0,0004	0,0032
Treynor: WIBOR 1Y	CAPM	0,0002	0,0004	0,0031

Źródło: opracowanie własne

Tabela D2. Mierniki efektywności inwestycyjnej dla WIG w okresie b: 1.01.2009–30.04.2011

Miernik i instrument wolny od ryzyka	β z modelu	Stopy zwrotu		
		dzienne	tygodniowe	miesięczne
Sharpe: WIBOR 3M		0,0609	0,0613	0,2062
Sharpe: WIBOR 1Y		0,0603	0,0596	0,2032
Sharpe: TBSP.Index		0,0558	0,0630	0,1901
Treynor: WIBOR 3M	Sharpe'a	0,0008	0,0016	0,0134
Treynor: WIBOR 1Y	Sharpe'a	0,0008	0,0016	0,0132
Treynor: TBSP.Index	Sharpe'a	0,0008	0,0016	0,0124
Treynor: WIBOR 3M	CAPM	0,0008	0,0016	0,0134
Treynor: WIBOR 1Y	CAPM	0,0008	0,0016	0,0132
Treynor: TBSP.Index	CAPM	0,0008	0,0016	0,0124

Źródło: opracowanie własne

Tabela D3. Mierniki efektywności inwestycyjnej dla WIG w okresie c: 1.05.2011–31.08.2013

Miernik i instrument wolny od ryzyka	β z modelu	Stopy zwrotu		
		dzienne	tygodniowe	miesięczne
Sharpe: WIBOR 3M		-0,0138	0,0162	-0,0631
Sharpe: WIBOR 1Y		-0,0139	0,0160	-0,0635
Sharpe: TBSP.Index		-0,0279	-0,0184	-0,1244
Treynor: WIBOR 3M	Sharpe'a	-0,0002	0,0003	-0,0032
Treynor: WIBOR 1Y	Sharpe'a	-0,0002	0,0003	-0,0032
Treynor: TBSP.Index	Sharpe'a	-0,0003	-0,0004	-0,0063
Treynor: WIBOR 3M	CAPM	-0,0002	0,0003	-0,0032
Treynor: WIBOR 1Y	CAPM	-0,0002	0,0003	-0,0032
Treynor: TBSP.Index	CAPM	-0,0003	-0,0004	-0,0063

Źródło: opracowanie własne

Tabela D4. Mierniki efektywności inwestycyjnej dla WIG w okresie d: 1.04.2012–31.01.2014

Miernik i instrument wolny od ryzyka	β z modelu	Stopy zwrotu		
		dzienne	tygodniowe	miesięczne
Sharpe: WIBOR 3M		0,0359	0,0676	0,1579
Sharpe: WIBOR 1Y		0,0359	0,0676	0,1578
Sharpe: TBSP.Index		0,0225	0,0427	0,0993
Treynor: WIBOR 3M	Sharpe'a	0,0003	0,0012	0,0068
Treynor: WIBOR 1Y	Sharpe'a	0,0003	0,0012	0,0068
Treynor: TBSP.Index	Sharpe'a	0,0002	0,0008	0,0043
Treynor: WIBOR 3M	CAPM	0,0003	0,0012	0,0068
Treynor: WIBOR 1Y	CAPM	0,0003	0,0012	0,0068
Treynor: TBSP.Index	CAPM	0,0002	0,0008	0,0043

Źródło: opracowanie własne

Tabela D5. Mierniki efektywności inwestycyjnej dla WIG w okresie e: 1.02.2014–31.12.2015

Miernik i instrument wolny od ryzyka	β z modelu	Stopy zwrotu		
		dzienne	tygodniowe	miesięczne
Sharpe: WIBOR 3M		-0,0274	-0,0617	-0,1926
Sharpe: WIBOR 1Y		-0,0276	-0,0621	-0,1935
Sharpe: TBSP.Index		-0,0482	-0,0828	-0,2673
Treynor: WIBOR 3M	Sharpe'a	-0,0002	-0,0011	-0,0057
Treynor: WIBOR 1Y	Sharpe'a	-0,0002	-0,0011	-0,0058
Treynor: TBSP.Index	Sharpe'a	-0,0004	-0,0015	-0,0080
Treynor: WIBOR 3M	CAPM	-0,0002	-0,0011	-0,0057
Treynor: WIBOR 1Y	CAPM	-0,0002	-0,0011	-0,0058
Treynor: TBSP.Index	CAPM	-0,0004	-0,0015	-0,0080

Źródło: opracowanie własne

Tabela D6. Mierniki efektywności inwestycyjnej dla WIG w okresie f: 1.01.2013–30.06.2014

Miernik i instrument wolny od ryzyka	β z modelu	Stopy zwrotu		
		dzienne	tygodniowe	miesięczne
Sharpe: WIBOR 3M		0,0161	-0,0617	-0,1926
Sharpe: WIBOR 1Y		0,0160	-0,0621	-0,1935
Sharpe: TBSP.Index		0,0069	-0,0828	-0,2673
Treynor: WIBOR 3M	Sharpe'a	0,0002	-0,0011	-0,0057
Treynor: WIBOR 1Y	Sharpe'a	0,0002	-0,0011	-0,0058
Treynor: TBSP.Index	Sharpe'a	0,0001	-0,0015	-0,0080
Treynor: WIBOR 3M	CAPM	0,0002	-0,0011	-0,0057
Treynor: WIBOR 1Y	CAPM	0,0002	-0,0011	-0,0058
Treynor: TBSP.Index	CAPM	0,0001	-0,0015	-0,0080

Źródło: opracowanie własne

Tabela D7. Mierniki efektywności inwestycyjnej dla WIG w okresie g: 1.07.2014–31.12.2015

Miernik i instrument wolny od ryzyka	β z modelu	Stopy zwrotu		
		dzienne	tygodniowe	miesięczne
Sharpe: WIBOR 3M		-0,0398	-0,0617	-0,1926
Sharpe: WIBOR 1Y		-0,0399	-0,0621	-0,1935
Sharpe: TBSP.Index		-0,0522	-0,0828	-0,2673
Treynor: WIBOR 3M	Sharpe'a	-0,0003	-0,0011	-0,0057
Treynor: WIBOR 1Y	Sharpe'a	-0,0003	-0,0011	-0,0058
Treynor: TBSP.Index	Sharpe'a	-0,0004	-0,0015	-0,0080
Treynor: WIBOR 3M	CAPM	-0,0003	-0,0011	-0,0057
Treynor: WIBOR 1Y	CAPM	-0,0003	-0,0011	-0,0058
Treynor: TBSP.Index	CAPM	-0,0004	-0,0015	-0,0080

Źródło: opracowanie własne