



Andrzej Karpio

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego
w Warszawie
Wydział Zastosowań Informatyki i Matematyki
Katedra Ekonometrii i Statystyki
andrzej_karpio@sggw.pl

Dorota Żebrowska-Suchodolska

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego
w Warszawie
Wydział Zastosowań Informatyki i Matematyki
Katedra Ekonometrii i Statystyki
zdorota@o2.pl

RYZIKO RYNKOWE OTWARTYCH FUNDUSZY EMERYTALNYCH MIERZONE KORELACJĄ Z INDEKSEM UWZGLĘDNIAJĄCYM WIG I TBSP¹

Streszczenie: Praca poświęcona jest efektywności inwestycyjnej funduszy emerytalnych. Badania dotyczą lat 2007-2014, czyli okresu sprzed ostatnich zmian ustawowych, które ograniczyły możliwość inwestycji w skarbowe papiery dłużne. Zastosowana metodologia opiera się na klasycznym podejściu wykorzystującym miarę ryzyka rynkowego, jakim jest współczynnik beta w modelu jednowskaźnikowym. Przyjętym czynnikiem rynkowym jest kombinacja liniowa indeksów WIG oraz TBSP, która odzwierciedla poprzednie ograniczenia portfela inwestycyjnego funduszy emerytalnych. Współczynniki beta obliczono dla okresów dwu-, trzy- i czteroletnich, następnie utworzono rankingi funduszy i zbadano stabilność pozycji, jakie zajmowały fundusze w każdym z tych podokresów. Przedmiotem badań była również stabilność współczynników beta w kolejnych podokresach, co wiąże się ze zdolnością zarządzających portfelami inwestycyjnymi dostosowywania się do zmiennej koniunktury rynkowej.

Słowa kluczowe: otwarty fundusz emerytalny, współczynnik beta, persystencja.

Wprowadzenie

Problematyka oceny efektywności inwestycyjnej funduszy emerytalnych była i nadal jest przedmiotem zainteresowania wielu autorów. Wykorzystuje się różne miary, począwszy od „klasycznych” wskaźników Sharpe’a, Treynora, Jen-

¹ Projekt został sfinansowany ze środków Narodowego Centrum Nauki przyznanych na podstawie decyzji numer DEC-2013/09/B/HS4/00493.

sena, poprzez wskaźniki strat i zysków w rodzaju Calmara, UPR lub Omega, kończąc na wskaźnikach uwzględniających benchmark, np. *Information Ratio* i Sharpe'a-Izraelsena. Niniejsza praca poświęcona jest analizie współczynników beta obliczanych dla modelu jednowskaźnikowego z czynnikiem rynkowym będącym kombinacją liniową giełdowego indeksu akcji (WIG) oraz obligacji (TBSP).

Od początku 2014 r. otwarte fundusze emerytalne funkcjonują w nowym otoczeniu prawnym, w szczególności obowiązuje zakaz inwestowania w skarbowe papiery dłużne. Pomijając przyczyny dokonanych zmian ustawowych, ciągle aktualne jest pytanie o efektywność inwestycyjną funduszy emerytalnych. Krótki okres, jaki upłynął od dokonanych zmian, nie pozwala odpowiedzieć na to pytanie przy obowiązujących nowych ograniczeniach nakładanych na portfele funduszy. Dlatego w prezentowanej pracy podjęto próbę zbadania efektywności w od 2007 r. do początku 2014 r. Wybór tych lat podyktowany jest z jednej strony okresem, w którym Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie oblicza indeks rynku obligacji TBSP, a z drugiej strony końcem obowiązywania „starej” ustawy. Ponadto w tym przedziale czasowym mieliśmy do czynienia z kryzysem finansowym, dzięki temu uzyskane wyniki pozwalają uwzględnić w badaniach zmienną koniunkturę rynkową. Jest to zagadnienie bardzo ważne z punktu widzenia przyszłych emerytów, bowiem kilkudziesięcioletni czas oszczędzania bez wątplenia będzie zawierał okresy hossy i bessy. Zatem warto zbadać, jak radziły sobie fundusze emerytalne w zmiennej koniunkturze rynkowej w przeszłości, aby wiedzieć, czego ewentualnie można spodziewać się w przyszłości.

Początkowa część pracy zawiera estymację współczynników beta w różnych podokresach, na które podzielono lata 2007-2014 wraz ze sprawdzeniem ich stabilności przy zmianie podokresu. Następnie utworzono rankingi oparte na obliczonych współczynnikach w podokresach oraz zbadano stabilność pozycji rankingowych (persystencję), korzystając ze współczynnika korelacji rangowej Spearmana [Perez, 2012]. W podsumowaniu odniesiono się do wyników badania efektywności inwestycyjnej funduszy emerytalnych oraz persystencji opartych na innych miarach.

1. Założenia metodologiczne

W badaniach brano pod uwagę otwarte fundusze emerytalne funkcjonujące na polskim rynku w latach 2007-2014. Ze względu na przejęcia, które miały miejsce w tym czasie, zachowano nazwy funduszy przejmujących. W konsekwencji badania dotyczyły następujących podmiotów: AEGON, Allianz, Amplico,

Aviva, AXA, Bankowy, Generali, ING, Nordea, Pekao, Pocztylion, Polsat, PZU i Warta. Ze względu na ustawowe ograniczenia inwestycyjne przyjęto, że składy portfeli można odnieść do dwóch indeksów: rynku akcji WIG oraz rynku obligacji TBSP z wagami odpowiednio 0,4 i 0,6. Zatem przyjęty w pracy czynnik rynkowy I w chwili t przyjmuje wartość:

$$I_t = 0,4 \cdot WIG_t + 0,6 \cdot TBSP_t, \quad (1)$$

gdzie WIG_t i $TBSP_t$ są odpowiednio wartościami indeksów w chwili t . Przebieg czynnika rynkowego w okresie, którego dotyczą badania, przedstawia rys. 1.



Rys. 1. Przebieg czynnika rynkowego I w latach 2007-2014

Widać wyraźne załamanie się rynku, spowodowane kryzysem finansowym oraz niezbyt dynamiczny trend wzrostowy w kolejnym okresie z niewielką korektą w 2. poł. 2011 r. W tym miejscu należy dodać, że przyjęte wagi odnoszą się do ograniczeń ustawowych, natomiast w praktyce w portfelach OFE udział akcji oscyluje wokół 30%. Jednak zdarzają się momenty, gdy ten udział wzrasta, również zależy on od konkretnego funduszu, dlatego zdecydowano się na sztywne udziały wynikające z ustawy.

Ryzyko rynkowe mierzone korelacją procentowych zmian jednostek uczestnictwa funduszy r_{At} i zmian indeksu RI_t wyznaczono z modelu jednowskaźnikowego opisywanego standardowym równaniem [Elton, Gruber, 1998, s. 154]:

$$r_{At} = \alpha_A + \beta_A RI_t + \varepsilon_{At} \quad (2)$$

Subskrypt A odnosi się do funduszu emerytalnego. Estymatory parametrów strukturalnych α_A i β_A wyznaczono klasyczną metodą najmniejszych kwadratów na podstawie miesięcznych procentowych zmian jednostek uczestnictwa i indeksu rynkowego. Następnie dokonano weryfikacji modelu, korzystając z testów: t -Studenta (istotność estymatorów parametrów), zgodności χ^2 (normalność reszt), White'a (homoskedastyczność), Durбина-Watsona (autokorelacja). Analogicznymi modelami posłużono się w podokresach 2-, 3- i 4-letnich, na które podzielono cały okres badań. W szczególności okresy 2-letnie obejmują lata: 2007-2008, 2009-2010, 2011-2012 oraz 2013-2014, 3-letnie to lata: 2007-2009, 2010-2012. W drugim przypadku badania kończą się na 2012 r., zatem nie uwzględniają lat 2013 i 2014. Okresy 4-letnie obejmują lata: 2007-2010 i 2011-2014. Należy zaznaczyć, że końcową datą jest 31 stycznia 2014 r., więc ilość danych w okresach zawierających rok 2014 jest nieco mniejsza niż w innym czasie.

Stabilność wyznaczonych współczynników beta zbadano, korzystając z testu Chowa, w którym hipotezy były następujące:

$H_0 : \beta_1 = \beta_2$ – równość współczynników beta w dwóch podokresach,

$H_1 : \beta_1 \neq \beta_2$ – współczynniki beta w obu podokresach różnią się.

Niech symbol RSK oznacza sumę kwadratów reszt modelu, którego parametry szacowane są w pewnym momencie. Natomiast RSK_1 i RSK_2 są odpowiednimi sumami w dwóch sąsiednich podokresach, na które został podzielony rozważany czas badań. Wówczas statystyka testu Chowa, w przypadku modelu z jedną zmienną objaśniającą, zadana jest wzorem [Gruszczyński, Podgórska, 2000, s. 103-104]:

$$F = \frac{\frac{RSK_4}{2}}{\frac{RSK_3}{n-4}} \quad (3)$$

gdzie: $RSK_3 = RSK_1 + RSK_2$, $RSK_4 = RSK - RSK_3$, natomiast n jest sumą obserwacji w podokresach. Parametry $r_1 = 2$ i $r_2 = n - 4$ oraz poziom istotności α wyznaczają wartość krytyczną $F_{r_1, r_2, \alpha}$ odczytywaną z tablic rozkładu Fishera-Snedecora, nierówność $F > F_{r_1, r_2, \alpha}$ wyznacza obszar odrzucania hipotezy zerowej.

W każdym z podokresów wyznaczono rankingi oparte na ryzyku rynkowym i obliczono współczynniki korelacji rangowej Spearmana pomiędzy rankingami (oddzielnie dla podokresów o tej samej długości), korzystając ze wzoru [Luszniewicz, Słaby, 2003, s. 291]:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i}{n(n^2 - 1)} \quad (4)$$

gdzie d_i są różnicami między rangami nadanymi obu cechom dla i -tej oraz $i + 1$ jednostki obserwacji, natomiast n jest liczebnością próby. Następnie weryfikowano hipotezę zerową:

$H_0 : r_S = 0$ – współczynnik korelacji rangowej jest nieistotny statystycznie, wobec hipotezy alternatywnej:

$H_1 : r_S \neq 0$ – współczynnik korelacji rangowej jest istotny statystycznie.

Statystyka testowa wyrażona wzorem:

$$t = \frac{r_S}{\sqrt{1 - r_S^2}} \sqrt{n - 2} \quad (5)$$

posiada rozkład t -Studenta z $\nu = n - 2$ stopniami swobody. We wszystkich testach przyjęto poziom istotności równy 0,05.

2. Ryzyko rynkowe otwartych funduszy emerytalnych

Jak już wspomniano, współczynniki strukturalne modeli jednowskaźnikowych otwartych funduszy emerytalnych estymowano klasyczną metodą najmniejszych kwadratów. W większości przypadków weryfikacja wskazuje na brak homoskedastyczności składników losowych, co jest dosyć charakterystyczne dla modeli finansowych. W konsekwencji estymatory współczynników strukturalnych nie są efektywne, jest to więc niewątpliwa słabość zastosowanej metody estymacji. Jednak pozostałe elementy weryfikacji są zadowalające, dlatego nie podjęto próby zmiany metody estymacji tak, aby poradzić sobie z heteroskedastycznością. Sporadycznie pojawia się autokorelacja i praktycznie zawsze reszty modeli podlegają rozkładowi normalnemu. Natomiast o jakości dopasowania modeli świadczy fakt, że współczynniki determinacji mają duże wartości, bliskie 90% lub większe, tym samym wskazują na trafny dobór czynnika rynkowego.

Przedmiotem badań zaprezentowanych w niniejszej pracy są współczynniki beta, z jednej strony traktowane jako miary ryzyka rynkowego, a z drugiej jako wyznacznik pasywnej polityki inwestycyjnej zarządzających. Można już w tym momencie wspomnieć, że współczynniki beta różnych funduszy emerytalnych są do siebie zbliżone. W konsekwencji poziom korelacji z rynkiem posiadanych portfeli inwestycyjnych budowanych przez zarządzających inwestycjami funduszy jest praktycznie taki sam. Można zatem przypuszczać, że zarządzający stosują pasywny sposób zarządzania, podążając za rynkiem w podobny sposób.

Tabele 1, 2 i 3 przedstawiają wyniki estymacji współczynników beta dla okresów 2-, 3- i 4-letnich, na które podzielono lata 2007-2014. Wyniki podano dla funduszy emerytalnych uporządkowanych alfabetycznie.

Tabela 1. Estymacja współczynników beta OFE w podokresach 2-letnich

Fundusz	2007-2008	2009-2010	2011-2012	2013-2014
AEGON	0,77	0,58	0,83	0,93
Alianz	0,74	0,59	0,86	0,91
Amplico	0,77	0,64	0,79	0,95
Aviva	0,82	0,64	0,81	0,95
AXA	0,76	0,61	0,71	0,95
Bankowy	0,74	0,61	0,8	1,00
Generali	0,72	0,65	0,78	0,92
ING	0,84	0,68	0,84	1,02
Nordea	0,77	0,59	0,79	1,59
Pekao	0,82	0,62	0,85	1,00
Pocztylion	0,75	0,61	0,82	0,95
Polsat	0,82	0,68	0,8	0,89
PZU	0,81	0,70	0,83	1,00
Warta	0,78	0,63	0,78	0,99

Zaprezentowane wyniki wskazują wyraźnie na podążanie funduszy za rynkiem, średnie wartości współczynników beta w kolejnych okresach dwuletnich wynoszą odpowiednio: 0,78, 0,63, 0,81, 1,00. W konsekwencji mamy do czynienia ze stosunkowo wysoką średnią w pierwszym okresie, gdy rynek nie odczuwał jeszcze kryzysu. W kolejnym podokresie następuje znaczny spadek średniego współczynnika, natomiast w następnych średnia rośnie. Jest to odzwierciedlenie przebiegu indeksu zaprezentowanego na rys. 1. Współczynniki zmienności obliczone dla kolejnych podokresów wahają się w granicach 5% z wyjątkiem ostatniego podokresu, gdy współczynnik przekracza 16%, ale spowodowane jest to dużą wartością współczynnika beta funduszu Nordea, wyraźnie odstającą od wartości dla pozostałych funduszy. Można zatem stwierdzić, że poziom ryzyka rynkowego funduszy emerytalnych zmienia się nieznacznie w zależności od funduszu i jego zmiany odzwierciedlają zmiany koniunktury rynkowej mierzonej indeksem I .

Tabela 2. Estymacja współczynników beta OFE w podokresach 3-letnich

Fundusz	2007-2009	2010-2012
I	2	3
AEGON	0,66	0,83
Alianz	0,64	0,86
Amplico	0,70	0,78
Aviva	0,72	0,83
AXA	0,67	0,74

cd. tabeli 2

1	2	3
Bankowy	0,68	0,80
Generali	0,67	0,78
ING	0,74	0,86
Nordea	0,67	0,81
Pekao	0,70	0,86
Pocztylion	0,66	0,83
Polsat	0,77	0,79
PZU	0,73	0,85
Warta	0,70	0,79

Tabela 3. Estymacja współczynników beta OFE w podokresach 4-letnich

Fundusz	2007-2010	2011-2014
AEGON	0,68	0,83
Alianz	0,66	0,84
Amplico	0,71	0,83
Aviva	0,73	0,85
AXA	0,68	0,75
Bankowy	0,69	0,83
Generali	0,68	0,81
ING	0,76	0,89
Nordea	0,69	0,81
Pekao	0,72	0,89
Pocztylion	0,68	0,85
Polsat	0,77	0,80
PZU	0,75	0,88
Warta	0,71	0,84

Tabele 2 i 3 potwierdzają wcześniej sformułowane wnioski dla okresów dwuletnich. Dodatkowo znika „efekt” dużego współczynnika beta funduszu Nordea w latach 2013-2014. Wprawdzie w tabeli 2 lata te nie zostały uwzględnione, ale w tabeli 3 już tak i wartość współczynnika beta dla tego funduszu nie wyróżnia się w żaden sposób, zatem można przypuszczać, że jego duża wartość w latach 2013-2014 była incydentalna. W rezultacie, w okresach 3-letnich, licząc od najstarszego podokresu, średnie wartości współczynników beta są odpowiednio równe: 0,69 i 0,81, natomiast współczynniki zmienności odpowiednio: 5,2% i 4,4%. Analogiczne wartości w podokresach 4-letnich wynoszą: średnie są równe 0,71 i 0,84, a współczynniki zmienności są odpowiednio równe 4,7% i 4,4%.

Można w tym miejscu zastanawiać się, dlaczego fundusze osiągają bardzo podobne wartości współczynników beta. Wydaje się, że wytłumaczeniem tego faktu może być to, że ocena efektywności, wynikająca z ustawy, opiera się na stopie zwrotu liczonej w oparciu o wyniki osiągnięte przez fundusze, a nie na benchmarku rynkowym, niezależnym od osiągniętych przez nie wyników inwestycyjnych. Zatem, zarządzający nie są skłonni osiągać wyników znacznie lep-

szych niż konkurencja, bowiem zawyżyliby benchmark, co nie musiałyby przełożyć się na znaczny wzrost aktywów, a w przyszłości mogłoby im samym przysporzyć „kłopotów”. Podstawą zysku funduszy są opłaty: prowizja od wpłacanej składki i opłata za zarządzanie. Ta druga pobierana jest od całości aktywów, wprawdzie w niewielkim stopniu zmienia się w zależności od wyników inwestycyjnych, ale prawdopodobnie „gra nie jest warta świeczki” i fundusz zadawała się pobieranymi opłatami, nie starając się znacznie poprawiać swoich wyników inwestycyjnych.

W celu odpowiedzi na pytanie, czy ryzyko systematyczne funduszy emerytalnych istotnie różni się w poszczególnych podokresach, skorzystano z testu Chowa. Do zbadania stabilności współczynników pomiędzy podokresami 2-, 3- i 4-letnimi w teście Chowa przyjęto okres będący sumą dwóch sąsiednich podokresów. Na przykład, podokresom 2007-2008 i 2009-2010, odpowiada okres 2007-2010. Analogicznie postąpiono z podokresami 3- i 4-letnimi.

Biorąc pod uwagę początkowe podokresy 2-letnie, stwierdzono, że w latach 2007-2010 współczynniki beta zmieniały się. Jedynie w niektórych przypadkach nie różniły się ze statystycznego punktu widzenia (były stabilne). W szczególności dotyczy to funduszy Generali, Polsat, PZU w podokresach 2007-2008 i 2008-2009 i jedynie funduszu Polsat w 2009-2010 i 2011-2012. Sytuacja ulega radykalnej zmianie w przypadku lat 2011-2012 i 2013-2014. Wówczas ryzyko systematyczne każdego z funduszy było jednakowe. Zatem biorąc pod uwagę okresy 2-letnie, znaczne zróżnicowanie współczynników beta pojawiało się w czasie „zawirowań” na rynku. Natomiast przy umiarkowanym trendzie wzrostowym ryzyko systematyczne pozostawało stałe (lata 2011-2012 i 2013-2014).

Sformułowany wyżej wniosek znajduje swoje potwierdzenie w przypadku podokresów 3- i 4-letnich. Stabilność współczynników beta zaobserwowano pomiędzy podokresami trzyletnimi tylko dla funduszy Amplico, AXA, Polsat i PZU oraz czteroletnimi dla funduszy AXA i Polsat. Można zatem ponownie zauważyć, iż w podokresach zmieniającej się koniunktury rynkowej tylko dla pojedynczych funduszy współczynniki beta były jednakowe ze statystycznego punktu widzenia. Zupełnie inaczej sytuacja przedstawiała się w podokresach o podobnej koniunkturze rynkowej tj. latach 2011-2014, kiedy to współczynniki beta dla wszystkich funduszy okazały się jednakowe ze statystycznego punktu widzenia.

3. Stabilność pozycji rankingowych opartych na ryzyku rynkowym

W pewnym stopniu postawioną tezę o braku funduszy wyróżniających się na tle rynku potwierdzają rankingi utworzone na podstawie współczynników beta. Warto wspomnieć, że począwszy od 2009 r. mamy do czynienia z trendem wzro-

stowym, co widać na rys. 1. W rezultacie fundusze powinny dążyć do osiągnięcia możliwie dużej korelacji z rynkiem, co oznaczałoby wykorzystywanie koniunktury do zwiększenia stopy zwrotu. Najlepiej, aby w trendzie wzrostowym współczynniki beta były większe od jedności, ale jak pokazują wyniki, sytuacja taka praktycznie się nie zdarzyła. Tabele 4, 5 i 6 przedstawiają pozycje rankingowe oparte na ryzyku rynkowym w podokresach 2-, 3- i 4-letnich. Komórki z pogrubionymi konturami wskazują pozycję pierwszą w rankingu, a wypełnione szarym kolorem – ostatnią.

Tabela 4. Rankingi OFE w podokresach 2-letnich

Fundusz	2007-2008	2009-2010	2011-2012	2013-2014
AEGON	9	14	4	11
Alianz	13	13	1	13
Amplico	7	5	11	9
Aviva	3	6	7	7
AXA	10	11	14	10
Bankowy	12	9	8	5
Generali	14	4	13	12
ING	1	3	3	2
Nordea	8	12	10	1
Pekao	4	8	2	3
Pocztylion	11	10	6	8
Polsat	2	2	9	14
PZU	5	1	5	4
Warta	6	7	12	6

Tabela 5. Rankingi OFE w podokresach 3-letnich

Fundusz	2007-2009	2010-2012
AEGON	13	6
Alianz	14	2
Amplico	5	12
Aviva	4	5
AXA	10	14
Bankowy	8	9
Generali	9	13
ING	2	1
Nordea	11	8
Pekao	6	3
Pocztylion	12	7
Polsat	1	11
PZU	3	4
Warta	7	10

Tabela 6. Rankingi OFE w podokresach 4-letnich

Fundusz	2007-2010	2011-2014
AEGON	13	10
Alianz	14	6
Amplico	7	8
Aviva	4	4
AXA	12	14
Bankowy	8	9
Generali	10	11
ING	2	1
Nordea	9	12
Pekao	5	2
Pocztalion	11	5
Polsat	1	13
PZU	3	3
Warta	6	7

Uważne przyjrzenie się podanym wynikom pozwala sformułować kilka ważnych wniosków. Po pierwsze, zarówno w krótszych, jak i w dłuższych podokresach brak jest funduszy utrzymujących wysokie pozycje rankingowe w kolejnych podokresach. Szczególnie wyraźnie widać to w tabeli 4, gdy rozkład najlepszych i najgorszych pozycji w różnych podokresach wydaje się zupełnie przypadkowy. Po drugie, nierzadko wysoka pozycja w jednym podokresie sąsiaduje z niską w kolejnym. Przykładami są fundusze Alianz, Generali i Polsat (podokresy 2-letnie), ponownie Alianz i Polsat (podokresy 3-letnie) oraz Alianz i Pocztalion (podokresy 4-letnie). W podanych przykładach powtarza się fundusz Alianz. Nie powinno to dziwić, kiedy się spojrzy na tabelę 4. Widać w niej, że poza latami 2011-2012, gdy zajął on pierwszą pozycję, w pozostałych okresach dwuletnich konsekwentnie utrzymywał się na pozycji przedostatniej. Na wyróżnienie zasługuje fundusz ING, który w różnych podokresach zajmował wysokie pozycje: pierwszą, drugą lub trzecią.

Zaprezentowane wyżej wnioski, wynikające z jakościowego przeglądu wyników zweryfikowano, obliczając współczynniki korelacji rangowej Spearmana pomiędzy rankingami [Menardi, Lisi, 2012], [Phelps, Detzel, 1997]. Uzyskane wyniki przedstawiają tabele 7 i 8.

Tabela 7. Współczynniki Spearmana pomiędzy rankingami w podokresach 2-letnich

Podokresy	2007-2008 2009-2010	2009-2010 2011-2012	2011-2012 2013-2014
Współczynnik r_s	0,5560*	-0,1385	0,1824

* Współczynnik istotny statystycznie

Tabela 8. Współczynniki Spearmana pomiędzy rankingami w podokresach 3- i 4-letnich

	Podokresy 3-letnie	Podokresy 4-letnie
Podokresy	2007-2009 2010-2012	2007-2010 2011-2012
Współczynnik r_s	0,0549	0,3846

Jedyny istotny statystycznie współczynnik korelacji rangowej pojawił się w okresie zmiany koniunktury z kryzysowej na postkryzysową, gdy brano pod uwagę okresy 2-letnie. Pozostałe wartości są ze statystycznego punktu widzenia równe zero, zatem nie ma korelacji pomiędzy pozycjami rankingowymi w sąsiednich podokresach. Należy wyraźnie zaznaczyć, że tak sformułowany wniosek dotyczy rynku funduszy, a nie poszczególnych podmiotów. Nie jest on sprzeczny z poczynioną wyżej obserwacją dotyczącą wysokich pozycji funduszu ING i niskich funduszu Alianz. Można wprawdzie znaleźć podmioty radzące sobie lepiej lub gorzej niż inne, ale nie jest to własność dominująca na rynku. Większość funduszy charakteryzuje się dużą zmiennością pozycji rankingowych i jest to cecha prowadząca do nieistotnych statystycznie współczynników korelacji rangowej Spearmana dla sąsiednich podokresów, bez względu na ich długość.

Można zaryzykować twierdzenie, że z punktu widzenia ryzyka systematycznego, fundusze emerytalne tak budują portfele inwestycyjne, że wartości współczynników beta są do siebie zbliżone. Zatem portfele w podobny sposób odzwierciedlają zachowanie się czynnika rynkowego, co oznacza, że pasywna polityka inwestycyjna nie pozwala znaleźć liderów rynku. Co więcej, przypadkowość pozycji rankingowych w kolejnych podokresach świadczy o tym, że jest to cecha charakteryzująca cały rynek funduszy emerytalnych.

Podsumowanie

Zaprezentowane badania dotyczyły ryzyka systematycznego często niebranego pod uwagę w rankingach funduszy pojawiających się w prasie finansowej. Również ustawodawca, definiując wymaganą stopę zwrotu mającą oceniać wyniki inwestycyjne funduszy, nie uwzględnił ryzyka. Z punktu widzenia efek-

tywności inwestycyjnej można uznać to za duży błąd, bowiem ryzyko jest immanentną cechą rynku kapitałowego. Dlatego oszczędzający w funduszach emerytalnych powinni zdawać sobie sprawę z tego, jak podmioty, którym powierzają swoje oszczędności, radzą sobie z ryzykiem. Prezentowana praca poświęcona jest analizie podstawowej formy ryzyka, jakim jest ryzyko systematyczne. Posiada ono czytelną interpretację, która może być zaprezentowana szerokiemu gronu osób niebędących profesjonalistami, ale zainteresowanych oszczędzaniem w II filarze emerytalnym.

W pracy dokonano oceny funduszy emerytalnych z punktu widzenia ryzyka rynkowego, starając się, aby ocena była w miarę wszechstronna. W konsekwencji w treści pracy sformułowano wnioski, które nie napawają optymizmem. Podstawowym jest zauważenie, że w zdecydowanej większości przypadków fundusze emerytalne prowadzą bardzo podobną politykę inwestycyjną. Ilościowe charakterystyki pasywnego podejścia do inwestowania przez zarządzających portfelami funduszy nie pozwalają wyróżnić żadnego z nich. Wcześniejsze badania autorów z wykorzystaniem miar efektywności inwestycyjnej potwierdzają sformułowane w pracy wnioski. W szczególności, wskaźniki zysków i strat, takie jak Omega, UPR, Sortino i Calmara dowodzą, że pozycje rankingowe funduszy charakteryzują się przypadkowością i nie pozwalają wyróżnić żadnego z nich w okresach dłuższych niż dwa lata [Karpio, Żebrowska-Suchodolska, 2015]. Badania dotyczyły całego okresu funkcjonowania rynku funduszy, czyli lat 2000-2013.

Mając na uwadze możliwości oszczędzania przez przyszłych emerytów w III filarze, dokonano porównania rynków funduszy emerytalnych i otwartych funduszy stabilnego wzrostu [Karpio, Żebrowska-Suchodolska, 2015]. Wybrana grupa funduszy, z punktu widzenia polityki inwestycyjnej, przypomina fundusze emerytalne. Korzystając ze wskaźników efektywności inwestycyjnej, wymienionych w wyżej cytowanej pracy oraz dodatkowo ze wskaźnika Sharpe'a-Izraelsena, stwierdzono duże podobieństwo pomiędzy rynkami obu grup funduszy. Badania dotyczyły lat 2005-2013, wartości wskaźników obliczone dla funduszy emerytalnych i funduszy stabilnego wzrostu były do siebie podobne. Ponadto zajmowane pozycje rankingowe charakteryzowały się dużą zmiennością, nie pozwalając na wyróżnienie liderów utrzymujących wysokie pozycje w dłuższych okresach. W rezultacie można stwierdzić, że otwarte fundusze stabilnego wzrostu mogą stanowić alternatywę przypominającą fundusze emerytalne dla chcących oszczędzać w III filarze i którzy dokonali wyboru Zakładu Ubezpieczeń Społecznych, rezygnując z funduszy emerytalnych.

Literatura

- Ekonometria*, (2000), M. Gruszczyński, M. Podgórska (red.), Oficyna Wydawnicza AGH, Warszawa.
- Elton E.J., Gruber M.J. (1998), *Nowoczesna teoria portfelowa i analiza papierów wartościowych*, WIG-Press, Warszawa.
- Karpio A., Żebrowska-Suchodolska D. (2014), *Efektywność inwestycyjna funduszy emerytalnych na tle FIO stabilnego wzrostu*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych”, Tom XV Nr 4.
- Karpio A., Żebrowska-Suchodolska D. (2015), *The Persistency Of The Investment Results Of Open-End Pension Funds Existing On The Polish Market*, „Acta Oeconomia”, (przyjęta do druku).
- Luszniewicz A., Słaby T. (2003), *Statystyka z pakietem komputerowym STATISTICA PL*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
- Menardi G., Lisi F. (2012), *Are Performance Measures Equally Stable?*, „Annals of Finance”, Vol. 8(4).
- Menardi G., Lisi F. (2012), *On the stability of performance measures over time: an empirical study*, „Journal of Performance Measurement”.
- Perez K. (2012), *Persystencja stóp zwrotu polskich funduszy inwestycyjnych*, „Finanse”, nr 1.
- Phelps S., Detzel F.L. (1997), *The nonpersistence of mutual fund performance*, „Quarterly Journal of Business and Economics”, Vol. 36 (2).

MARKET RISK OF THE OPEN-END PENSION FUNDS MEASURED BY CORRELATION WITH THE INDEX TAKING INTO CONSIDERATION WIG AND TBSP

Summary: The paper is devoted to the investment effectiveness of pension funds. The research concerns the years 2007-2014, namely the period before the last legislative changes, which limited the possibility of investing in treasury debt securities. The methodology which was used is based on a classical approach using market risk measure, which is the beta factor in a single-index model. The accepted market coefficient is a linear combination of WIG and TBSP indexes, which reflects the previous limits of the investment portfolio of pension funds. Beta factors were calculated for the two-, three-, as well as four-year periods, then the ratings of funds were created and the stability of the positions of the given funds was examined in each of the subperiods. The subject of the research was also the stability of beta factors in the following subperiods, what is connected with the ability of the portfolio managers to adjust their investments to the changeable market situation.

Keywords: open-end pension fund, beta coefficient, persistence.