

## OCENA EFEKTYWNOŚCI FUNDUSZY EMERYTALNYCH Z WYKORZYSTANIEM METOD PORZĄDKOWANIA LINIOWEGO

**Dorota Witkowska**

Katedra Finansów i Strategii Przedsiębiorstwa, Uniwersytet Łódzki  
e-mail: dorota.witkowska@uni.lodz.pl

**Krzysztof Kompa**

Katedra Ekonometrii i Statystyki  
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie  
e-mail: krzysztof\_kompa@sggw.pl

**Streszczenie:** Zreformowany w 1999 roku system emerytalny okazał się nie do końca „wydolny”, a działalność otwartych funduszy emerytalnych (OFE) stała się przedmiotem ostrej krytyki, głównie z powodu słabej efektywności inwestycyjnej i wysokich kosztów. Zatem w latach 2011 i 2014 rząd wprowadził istotne zmiany, ingerując m.in. w strukturę portfeli OFE. Celem artykułu jest analiza wyników inwestycyjnych OFE w latach 2000-2013, wykorzystując w tym celu znane mierniki ryzyka i efektywności inwestycyjnej oraz metody porządkowania liniowego.

**Słowa kluczowe:** fundusze emerytalne, efektywność inwestycyjna, ryzyko, porządkowanie liniowe

### WPROWADZENIE

Reforma systemu emerytalnego z 1999 roku polegała na zmianie systemu zdefiniowanego świadczenia na system zdefiniowanej składki oraz uzupełnieniu systemu repartycyjnego składową kapitałową. Nowy system repartycyjno-kapitałowy oparty został na trzech filarach, z czego dwa pierwsze miały charakter obowiązkowy. 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), a trzeci stanowi dobrowolny kapitałowy filar ubezpieczeń prywatnych.

Nowy system emerytalny posiadał jednak szereg niedopracowanych elementów, a w debacie publicznej pojawiła się ostra krytyka OFE, którym wytykano wy-

sokie koszty i niskie stopy zwrotu<sup>1</sup>, wskazywano 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. W wyniku tej krytyki rząd wprowadził zmiany, które stanowią zasadniczy odwrót od podstawowych założeń reformy emerytalnej i w istotny sposób ingerują w działalność inwestycyjną OFE.

Po pierwsze, od maja 2011 r. zmniejszono rolę kapitałowej części systemu emerytalnego poprzez drastyczne obniżenie składek odprowadzanych do funduszy emerytalnych. Po drugie, od kwietnia 2014 r. drugi filar przestał być obowiązkowy i wprowadzono tzw. suwak bezpieczeństwa, który polega na systematycznym przekazywaniu środków zgromadzonych w OFE do ZUS w ciągu 10 lat, jakie pozostają do osiągnięcia obowiązującego wieku emerytalnego. Oznacza to *de facto* zamianę oszczędności gromadzonych w OFE na podatek na rzecz ZUS. Po trzecie, dokonano transferu 51,5% środków zgromadzonych w funduszach emerytalnych do ZUS. Po czwarte, zasadniczo zmieniono katalog instrumentów finansowych, w które otwarte fundusze emerytalne mogą inwestować m.in. zakazując inwestowania w papiery dłużne emitowane i gwarantowane przez Skarb Państwa.

Celem badań<sup>2</sup> jest ocena efektywności inwestycji realizowanych przez OFE w latach 2000-2013 w porównaniu z indeksacją ZUS i wynikami wybranych instrumentów inwestycyjnych oraz skonstruowanych benchmarków. Analizy prezentowane w artykule przeprowadzono za pomocą metod porządkowania liniowego wykorzystując znane mierniki ryzyka oraz efektywności inwestycyjnej np. wskaźniki Sharpe’a, Treynora i Sortino.

## WSKAŹNIKI OCENY EFEKTYWNOŚCI INWESTYCYJNEJ

Ocena działalności funduszy inwestycyjnych w tym emerytalnych jest zadaniem złożonym, bowiem istnieje wiele różnych metod pomiaru efektywności oraz ryzyka, które omawiane są w bogatej literaturze przedmiotu. Jednakże porównywalność wyników inwestycyjnych na podstawie różnych wskaźników jest ograniczona, ponieważ poszczególne mierniki odnoszą się do różnych aspektów inwestycyjnych i w zróżnicowany sposób mierzą zarówno dochody, jak i ryzyko. Zdarza się zatem, że uzyskane oceny efektywności analizowanych portfeli mogą być odmienne, jeśli wykorzystuje się w tym celu różne mierniki. W dalszych rozważaniach zastosowane zostaną znane wskaźniki efektywności inwestycyjnej i miary ryzyka oraz ich syntetyzacja w postaci odległości taksonomicznych i sum standa-

<sup>1</sup> Przygotowano w tym celu stosowne dokumenty rządowe, m.in. [Ile OFE kosztują przyszłych emerytów 2013], [Przegląd funkcjonowania systemu emerytalnego. Bezpieczeństwo dzięki zrównoważeniu 2013].

<sup>2</sup> Badania realizowano w ramach projektu NCN 2013/09/B/HS4/00493 pt. „Analiza rynku otwartych funduszy emerytalnych na tle rynku otwartych funduszy inwestycyjnych funkcjonujących w Polsce”.

ryzowanych, uwzględniające wielowymiarową analizę przeprowadzoną w oparciu o różne miary wyników inwestycyjnych.

Wskaźnik Sharpe'a (*reward-to-variability ratio*) dla zgromadzonych składek emerytalnych  $WS_e$  wyznaczany jest ze wzoru ([Tarczyński 1997, str. 153-154], [Białek 2009, str. 36-37], [Perez 2012, str. 147], [Witkowska i in. 2012, str. 225]):

$$WS_e = \frac{R_e - R_f}{S_e} \quad (1)$$

gdzie:  $R_e$  - oczekiwana stopa zwrotu z inwestycji,  $S_e$  - odchylenie standardowe stóp zwrotu, wyrażające ryzyko całkowite portfela,  $R_f$  - stopa zwrotu z instrumentu wolnego od ryzyka.

Współczynnik uogólniony  $WGS_e$ , zwany również współczynnikiem informacji o nadwyżkowej lub różnicowej stopie zwrotu (*excess return information ratio* lub *differential return information ratio*), jest postaci [Perez 2012, str. 149-151]:

$$WGS_e = \frac{R_e - R_b}{S_{eb}} \quad (2)$$

gdzie:  $R_b$  - stopa zwrotu z benchmarku,  $S_{eb}$  - *tracking error*, czyli odchylenie standardowe różnicowych stóp zwrotu z inwestycji poczynionych ze składek emerytalnych i benchmarku, które wyznacza się wg wzoru:

$$S_{eb} = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (R_{et} - R_{bt} - (R_e - R_b))^2} \quad (3)$$

gdzie:  $R_{et}$ ,  $R_{bt}$  - stopy zwrotu z funduszu i benchmarku w okresie  $t$ , pozostałe oznaczenia jak poprzednio. *Tracking error* jest wykorzystywany jako miara ryzyka i przez niektórych badaczy uważany jest za bardziej miarodajną miarę ryzyka niż odchylenie standardowe [Karpio, Żebrowska-Suchodolska 2013].

Inną klasyczną miarą jest, opisujący premię za zmienność (*reward-to-volatility*), współczynnik Treynora  $WT_e$  postaci (por. [Tarczyński 1997, str. 155-156], [Białek 2009, str. 34-35], [Perez 2012, str. 155], [Witkowska i in. 2012, str. 226]):

$$WT_e = \frac{R_e - R_f}{\hat{\beta}_e} \quad (4)$$

gdzie:  $\hat{\beta}_e$  - współczynnik beta, opisujący ryzyko systematyczne portfela, będący oceną estymatora parametru modelu opisującego relację między stopą zwrotu z analizowanego portfela i indeksem rynku, czyli tzw. modelu Sharpe'a (por. [Domański (red.) 2011, str. 62], [Perez 2012, str. 155]) będącego postaci:

$$R_{et} = \alpha_e + \beta_e R_{mt} + \varepsilon_t \quad (5)$$

gdzie:  $R_{et}$ ,  $R_{mt}$  - stopy zwrotu, odpowiednio z portfela inwestycyjnego i portfela rynkowego,  $\varepsilon_t$  - składnik losowy,  $\alpha_e$ ,  $\beta_e$  - parametry modelu,  $t = 1, 2, \dots, T$  - kolejne obserwacje.

Nowoczesną modyfikacją indeksu Sharpe'a jest wskaźnik Sortino [Sortino, Price 1994, str. 59-65], która polega na wprowadzeniu do licznika (1) stopy zwrotu wymaganej przez inwestora (*investor's return target*) lub minimalnej akceptowalnej stopy zwrotu (*minimal acceptable return*), a do mianownika (1) ryzyka uzyskania niższych niż wymagane przez inwestora zwroty z inwestycji, mierzonego semiodchyleniem standardowym stóp zwrotu  $SS_e$ :

$$SS_e = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T d_t^2} \quad (6)$$

$$d_t = \begin{cases} R_{et} - R^* & \text{gdy } R_{et} - R^* < 0 \\ 0 & \text{gdy } R_{et} - R^* \geq 0 \end{cases} \quad (7)$$

Wówczas wskaźnik Sortino  $WSP_e$  wyraża się wzorem [Zamojska 2012, str. 110]:

$$WSP_e = \frac{R_e - R^*}{SS_e} \quad (8)$$

gdzie:  $R^*$  - wymagana przez inwestora (minimalna) stopa zwrotu,  $SS_e$  - semiodchylenie standardowe odchyłeń stóp zwrotu z inwestycji poniżej  $R^*$ . Miernik (8) jest zalecany kiedy rozkład stóp zwrotu cechuje asymetryczność lub szczególnie ważne dla inwestora jest osiągnięcie minimalnej stopy zwrotu.

Kolejnym interesującym wskaźnikiem efektywności jest tzw. alfa Sharpe'a - wskaźnik, który uwzględnia oczekiwania inwestorów działających w konkretnych warunkach otoczenia, reprezentowanych przez indeks rynku. Miara ta jest odporna na zmiany koniunktury rynkowej i można ją wykorzystywać do porównań stóp zwrotu bez względu na aktualnie istniejący trend. Stosuje się zazwyczaj dwie formuły na jej wyznaczenie. Pierwsza z nich została wykorzystana w pracy [Salamaga 2013]:

$$WSA_e^1 = R_e - R_m \cdot \frac{S_e}{S_m} \quad (9)$$

a nieco inny wzór na alfę Sharpe'a stosuje Jamróz (2013):

$$WSA_e^2 = (R_e - R_f) - (R_m - R_f) \cdot \frac{S_e}{S_m} \quad (10)$$

gdzie:  $R_m$  - oczekiwana stopa z portfela rynkowego,  $S_m$  - odchylenie standardowe stóp zwrotu instrumentu wolnego od ryzyka, pozostałe oznaczenia jak wyżej.

W badaniach dotyczących efektywności inwestycyjnej kluczowym problemem jest wybór instrumentu wolnego od ryzyka i reprezentanta indeksu rynku. Za instrument wolny od ryzyka zazwyczaj w Polsce wykorzystuje się stopy procentowe dla operacji międzybankowych lub obligacje Skarbu Państwa o różnym okresie zapadalności. Instrumentem rynkowym jest zazwyczaj indeks rynku kapitałowego np. dla Polski indeks WIG, WIG 20 lub inne portfele traktowane jako benchmarki rynkowe. Z uwagi na różne możliwości wyboru reprezentantów rynku i instrumen-

tu wolnego od ryzyka w prowadzonych analizach wykorzystano różne kombinacje indeksów oraz wymienione wyżej mierniki efektywności i ryzyka. Zatem w celu uzyskania jednoznacznej odpowiedzi dotyczącej porównań wyników inwestycyjnych wykorzystano odległość taksonomiczną i sumy standaryzowane. Pierwszy miernik agregatowy wyznaczono jako:

$$WDIS = \sqrt{\sum_{j=1}^k (z_{ij} - z_{0j})^2} \quad (11)$$

Natomiast sumy standaryzowane wyznacza się według wzoru:

$$WSUM = \sum_{j=1}^k z_{ij} \quad z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_j} \quad z_{ij} = \begin{cases} \min(z_{ij}) & \text{dla destymulant} \\ \max(z_{ij}) & \text{dla stymulant} \end{cases} \quad (12)$$

gdzie:  $x_{ij}$  – wartość  $j$ -tej zmiennej diagnostycznej – miernika wyznaczonego dla  $i$ -tego portfela,  $\bar{x}_j$ ,  $s_j$  – średnia arytmetyczna i odchylenie standardowe  $j$ -tej zmiennej diagnostycznej. W przypadku sum standaryzowanych przeprowadzono zamianę destymulant na stymulanty przyjmując je jako odwrotności tych pierwszych.

Na podstawie wyznaczonych mierników przeprowadzono klasyfikację obiektów do utworzonych czterech klas o zróżnicowanej efektywności inwestycyjnej (od najbardziej do najmniej efektywnych) według znanych zasad, w oparciu o średnie arytmetyczne mierników i odchylenia standardowe od średniej.

## WYNIKI BADAŃ EMPIRYCZNYCH

W badaniach wykorzystano dane za lata 2000–2013 dotyczące rocznych ważonych stóp zwrotu z jednostek rozrachunkowych OFE i współczynniki waloryzacji składek odkładanych w ZUS, traktowane jako zwroty z kapitału gromadzonego przez przyszłych emerytów<sup>3</sup>. Oprócz tego wykorzystano roczne zwroty z obligacji Skarbu Państwa, indeksu giełdowego WIG oraz stopy procentowej WIBOR, które wykorzystano do budowy benchmarków i indeksów rynkowych, a WIBOR oraz obligacje dodatkowo pełniły rolę instrumentów wolnych od ryzyka. W analizach wykorzystano trzy rodzaje indeksów rynkowych: R1 – portfel reprezentowany przez indeks WIG, R2 – portfel będący kombinacją indeksu WIG i obligacji skarbowych o zawsze dodatnich stopach zwrotu, tj. portfel ten ma kompozycję indeksu WIG w latach kiedy obserwowano dodatnie zwroty, a w latach kiedy są one ujemne staje się portfelem obligacji skarbowych, R3 – portfel odzwierciedlający politykę inwestycyjną OFE, regulowaną Ustawą z 1997 r., czyli portfel zawiera 42% obligacji, 46% akcji GPW i 12% instrumentów rynku pieniężnego reprezentowanego przez WIBOR. W badaniach uwzględniono również dwa dodatkowe portfele, odzwierciedlające zmiany w kompozycji portfeli OFE wprowadzone w 2014 r., tj. portfele R3, z których usunięto obligacje Skarbu Państwa. W portfelu R4 udział

<sup>3</sup> Podobne podejście przedstawiono w pracy [Otto, Wiśniewski 2013].

obligacji został po równo „przekazany” na rzecz inwestycji w akcje i instrumenty rynku pieniężnego, czyli zawiera 67% akcji i 33% instrumentów o niskim ryzyku. Natomiast portfel R5 został uzupełniony wyłącznie o instrumenty rynku kapitałowego i zawiera 88% akcji i 12% instrumentów rynku pieniężnego.

Tabela 1. Ocena wyników inwestycyjnych w latach 2000-2013

Podstawowe parametry	Indeksacja ZUS	Instrumenty rzeczywiste			
		OFE	WIG	Obligacje	WIBOR
skumulowane zwroty	2,4605	3,5119	2,4966	2,4333	1,4998
średnia geometryczna	1,0664	1,0939	1,0675	1,0656	1,0294
średnia arytmetyczna	0,0672	0,0979	0,1096	0,0664	0,0296
odchylenie standardowe	0,0430	0,0932	0,2894	0,0452	0,0249
Podstawowe parametry	R1-WIG	Portfele hipotetyczne			
		R2	R3	R4	R5
skumulowane zwroty	2,4966	13,6859	2,7285	2,4287	2,5192
średnia geometryczna	1,0675	1,2055	1,0743	1,0654	1,0682
średnia arytmetyczna	0,1096	0,2147	0,0819	0,0832	0,1000
odchylenie standardowe	0,2894	0,1567	0,1279	0,1931	0,2543

Źródło: obliczenia własne

W Tabeli 1 przedstawiono sumaryczne informacje dotyczące analizowanych instrumentów finansowych. Najlepsze wyniki inwestycyjne zaobserwowano dla portfela hipotetycznego R2 tj. zainwestowany kapitał zwiększył się niemal 14-krotnie, co wynika ze sposobu jego konstrukcji. Natomiast spośród pozostałych analizowanych „inwestycji” najwyższymi średniorocznymi i skumulowanymi zwrotami charakteryzowały się inwestycje otwartych funduszy emerytalnych, a najslabsze wyniki osiągnął WIBOR. Z kolei skumulowane zwroty zaobserwowane dla ZUS, WIG, obligacji i wszystkich pozostałych portfeli hipotetycznych są dość do siebie zbliżone. Przy czym R3 osiąga wyższe skumulowane zwroty niż R4 i R5. Aczkolwiek porównując średnie arytmetyczne stóp zwrotu stwierdzamy, że średnie z portfela hipotetycznego R5 są wyższe niż z OFE (choć z R3 i R4 są niższe), a najwyższe są oczywiście z portfela R2 oraz R1 czyli WIG.

W realizowanych badaniach wykorzystano kilka miar ryzyka (oprócz odchylenia standardowego i współczynnika zmienności), którymi są oceny estymatora parametru beta z modelu jednowskaźnikowego (5), semiodchylenie standardowe (9)-(10) oraz *tracking error* (3), które zostały wyznaczone dla różnych benchmarków reprezentujących zarówno instrumenty wolne od ryzyka, jak i indeksy rynku. Również ocena efektywności inwestycyjnej została przeprowadzona za pomocą opisanych w poprzednim paragrafie wskaźników zróżnicowanych pod względem przyjętych benchmarków, które dla poszczególnych mierników przyjęto następująco:

- A. *tracking error* (3): WIBOR, WIG (R1), portfele hipotetyczne R2 i R3;
- B. wskaźnik Sharpe'a (1): WIBOR i obligacje;
- C. uogólniony wskaźnik Sharpe'a (2): WIBOR, WIG, portfele R2 i R3;
- D. współczynnik Treynora (4) - indeks rynkowy: WIG, instrument wolny od ryzyka: WIBOR i obligacje;
- E. semiodchylenie standardowe (6)-(7): WIBOR, WIG, portfele R2 i R3;
- F. wskaźnik Sortino (8): WIBOR, WIG, portfele hipotetyczne R2 i R3;
- G. beta z modelu Sharpe'a (5): WIG, portfele hipotetyczne R2 i R3;
- H. alfa Sharpe'a (9): WIBOR, WIG, portfele hipotetyczne R2 i R3;
- I. alfa Sharpe'a (10) - indeks rynkowy: WIG, portfele hipotetyczne R2 i R3, instrument wolny od ryzyka: WIBOR;
- J. alfa Sharpe'a (10) - indeks rynkowy: WIG, portfele hipotetyczne R2 i R3, instrument wolny od ryzyka: obligacje.

Oprócz przedstawionych wyżej zmiennych (A)-(J) w analizach wielowymiarowych wykorzystano skumulowane zwroty za okres 2000-2012, średnią geometryczną i arytmetyczną oraz odchylenie standardowe stóp zwrotu, a także współczynniki zmienności (obliczone dla odchylenia standardowego i średniej arytmetycznej). W sumie zbiór zmiennych diagnostycznych zawiera 35 zmiennych, na podstawie których zbudowano dziesięć mierników agregatowych (11)-(12) różniących się zarówno liczbą zmiennych, jak i zbiorem porządkowanych obiektów. Należy przy tym zauważyć, że przynajmniej niektóre ze zmiennych mogą być ze sobą mocno skorelowane. Wprawdzie wykorzystanie do budowy miernika syntetycznego zmiennych silnie skorelowanych nie jest zalecane, bowiem powoduje to wzmocnienie siły oddziaływania tych zmiennych, ale wobec braku wag o zróżnicowanych wartościach<sup>4</sup> we wzorach (11)-(12) podejście takie jest często wykorzystywane w praktyce. Chociaż w prowadzonych analizach uwzględniono również mierniki, z których wyeliminowano zmienne najsilniej skorelowane z pozostałymi.

Pierwszą parę mierników wyznaczono dla wszystkich analizowanych „portfeli” tj. OFE, ZUS, WIG, obligacje, WIBOR oraz cztery portfele hipotetyczne R2-R5, wykorzystując 19 zmiennych diagnostycznych będące stymulantami: skumulowane zwroty, średnie geometryczne i arytmetyczne, indeksy Sharpe'a (B), Treynora (D) i alfy Sharpe'a (H), (I), (J), oraz będące destymulantami: odchylenie standardowe, współczynnik zmienności i beta wyznaczona dla WIG jako indeksu rynkowego. Warto przy tym zauważyć, że spośród 171 współczynników korelacji obliczonych parami dla wszystkich uwzględnionych zmiennych jedynie 39 (23%) z nich charakteryzowało się silną korelacją tj. współczynnik Pearsona nie był mniejszy od 0,8.

---

<sup>4</sup> Przedstawiony zapis (1)-(12) oznacza, że wagi są jednakowe dla wszystkich zmiennych i są tożsamościowo równe jeden. Wprawdzie w wielu opracowaniach wprowadza się do wzorów wagi w sposób jawny, ale często przyjmuje się je na jednakowym poziomie dla wszystkich zmiennych.

Tabela 2. Ranking portfeli rzeczywistych i hipotetycznych

Klasa	19 zmiennych				12 zmiennych				6 zmiennych			
	Miernik (11)		Miernik (12)		Miernik (11)		Miernik (12)		Miernik (11)		Miernik (12)	
I	R2	37,39	R2	3,58	R2	23,36	R2	3,57	R2	8,10	R2	3,29
II	R3	3,50	OFE	7,38	R3	4,51	OFE	5,76	R4	2,67	OFE	4,34
III	OFE	-0,74	R3	9,02	R4	2,55	R3	6,94	WIG	2,26	R3	5,03
	R4	-1,20	ZUS	9,15	R5	1,16	ZUS	7,43	R5	2,20	R4	5,40
	<b>R5</b>	<b>-3,57</b>	<b>Obligacje</b>	<b>9,35</b>	<b>WIG</b>	<b>0,85</b>	<b>Obligacje</b>	<b>7,64</b>	<b>WI-BOR</b>	<b>-2,84</b>	<b>R5</b>	<b>5,48</b>
	WIG	-4,53	R4	10,39	OFE	-3,54	R4	7,83	OFE	-2,84	WIG	5,59
	ZUS	-4,63	R5	10,96	ZUS	-6,51	R5	8,20	R3	-4,18	ZUS	5,67
	Obligacje	-5,55	WIG	11,37	Obligacje	-7,10	WIG	8,49	ZUS	-5,24	Obligacje	5,96
IV	WI-BOR	13,71	WI-BOR	11,78	WI-BOR	-8,33	WI-BOR	9,17	Obligacje	-5,80	WI-BOR	6,22

Źródło: obliczenia własne

Druga para mierników została zbudowana uwzględniając 12 zmiennych, bowiem z poprzedniego zbioru zmiennych diagnostycznych usunięto: skumulowane zwroty, średnie geometryczne, współczynniki zmienności, indeksy Sharpe'a (B), w których rolę instrumentu wolnego od ryzyka pełniły obligacje i wszystkie trzy alfy Sharpe'a (H) ze względu na ich silne skorelowanie. W tym zbiorze zmiennych 11 na 66 (17%) par zmiennych jest skorelowanych przynajmniej na poziomie 0,8. Trzeci wariant miernika zbudowano w oparciu o zbiór deskryptorów, który powstał w wyniku usunięcia pozostałych skorelowanych zmiennych. Zatem miernik uwzględniał jedynie pięć zmiennych nieskorelowanych (tj. o współczynniku Pearsona poniżej 0,8), którymi są średnia arytmetyczna odchylenie standardowe, wskaźniki Sharpe'a (B) dla WIBORu, wskaźniki Treynora (D) oraz alfa Sharpe'a (J) obliczona dla indeksu WIG.

Kolejne dwie pary mierników zbudowano wykorzystując dane dla czterech rzeczywistych „portfeli” tj. OFE, ZUS WIG i obligacji w oparciu o wszystkie 35 zmiennych diagnostycznych oraz dla pięciu zmiennych diagnostycznych, wymienionych wcześniej jako wariant trzeci.

Wyniki porządkowania liniowego przeprowadzone w oparciu o miary agregatowe przedstawiono w Tabelach 2 i 3. W przypadku porządkowania wszystkich dziewięciu portfeli dokonano klasyfikacji na podstawie wartości mierników do czterech klas efektywności utworzonych na podstawie wyznaczonych miar. Jak można zauważyć w Tabeli 2 niezależnie od zestawu zmiennych diagnostycznych i miary agregatowej portfel hipotetyczny R2 (który generował najwyższe zwroty z inwestycji) zawsze należy do klasy pierwszej i poniekąd stanowi obserwację odstającą. Podobnie jest z ostatnią klasą – najmniej efektywne inwestycje pochodzą z portfela jednoskładnikowego, zawierającego instrumenty rynku pieniężnego re-



prezentowane przez WIBOR, z wyjątkiem sum standaryzowanych wyznaczonych dla sześciu zmiennych diagnostycznych. We wszystkich klasyfikacjach oszczędności emerytów były efektywniej zarządzane przez OFE niż przez ZUS, chociaż czasami nie są to pozycje odległe. Warto zauważyć, że we wszystkich rankingach, z wyjątkiem miernika (12) wyznaczonego dla sześciu zmiennych diagnostycznych, hipotetyczny portfel R3 odzwierciedlający strukturę portfeli OFE przed 2014 r. jest bardziej efektywny niż portfele R4 i R5, w których nie ma obligacji skarbowych.

Tabela 3. Ranking portfeli rzeczywistych

35 zmiennych				6 zmiennych			
Miernik (11)		Miernik (12)		Miernik (11)		Miernik (12)	
WIG	2,20	OFE	4,52	ZUS	23,39	OFE	0,18
Obligacje	-6,55	Obligacje	10,40	Obligacje	22,04	WIG	0,68
ZUS	-9,67	ZUS	10,44	OFE	11,87	ZUS	0,85
OFE	-35,99	WIG	11,63	WIG	3,96	Obligacje	1,02

Źródło: obliczenia własne

W przypadku oceny jedynie czterech obiektów widać, że ZUS zajmuje wyższą pozycję niż OFE w rankingach przeprowadzonych na podstawie sum standaryzowanych, chociaż w przypadku odległości taksonomicznych OFE zajmują najwyższą pozycję.

## PODSUMOWANIE

Przedstawione w artykule analizy dotyczą lat 2000-2013, które charakteryzowały się istotną zmiennością na rynku finansowym. Można zatem sądzić, że rozpatrywany okres stanowi dobrą reprezentację sytuacji rynkowych, które mogą mieć miejsce w przyszłości. Przedstawione analizy potwierdzają, że z punktu widzenia oszczędności przyszłych emerytów wyniki otwartych funduszy emerytalnych były lepsze niż ZUSu - spośród 35 zmiennych diagnostycznych jedynie w przypadku 15 z nich można mówić o mniejszym ryzyku lub większej efektywności indeksacji ZUS, w tym 1/3 tych mierników wykorzystywała WIBOR jako benchmark. Wydaje się zatem, że wprowadzone w ostatnich latach reformy systemu emerytalnego nie miały na celu poprawy sytuacji przyszłych emerytów, a raczej służyły bieżącemu celom budżetowym.

## BIBLIOGRAFIA

- Białek J. (2009) Konstrukcja miar efektywności Otwartych Funduszy Emerytalnych, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Domański C. (red.) (2011) Nieklasyczne metody oceny efektywności i ryzyka. Otwarte fundusze emerytalne, PWE, Warszawa.

- Ile OFE kosztują przyszłych emerytów? (2013) Ministerstwo Pracy i Polityki Socjalnej <http://www.mpips.gov.pl/aktualnosci-wszystkie/ubezpieczenia-spoeczne/art,6266,przeglad-funkcjonowania-systemu-emerytalnego.html> 26. 06. 2013
- Jamróz P. (2013) Efektywność wybranych FIO rynku akcji w latach 2003-2011, Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie, Zeszyty Naukowe Nr 768, Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia Nr 63, Wyd. Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, str. 193-206.
- Karpio A., Żebrowska-Suchodolska D. (2013) Porównanie efektywności inwestycyjnej FIO z wykorzystaniem information ratio i wskaźnika Sortino. Miary efektywności i ryzyka otwartych funduszy inwestycyjnych, Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie, Zeszyty Naukowe Nr 768, Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia Nr 63, Wyd. Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, str. 222-232.
- 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>
- Perez K. (2012) Efektywność funduszy inwestycyjnych, Difin, Warszawa.
- Przegląd funkcjonowania system emerytalnego. Bezpieczeństwo dzięki zrównoważeniu (2013) Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej oraz Ministerstwo Finansów, Warszawa. [http://www.finanse.mf.gov.pl/documents/766655/4703655/20130626\\_przeglad.pdf](http://www.finanse.mf.gov.pl/documents/766655/4703655/20130626_przeglad.pdf) (12.04.2015).
- Salamaga M. (2013) Ocena Efektywności wybranych strategii inwestowania cyklicznego na polskim rynku kapitałowym w świetle mierników opartych na modelu CAPM, w Trzaskalik T. (red.) Modelowanie preferencji a ryzyko, 13. Seria Zeszyty Naukowe Wydziałowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach Nr 163, Studia Ekonomiczne, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach, Katowice, str. 113-130.
- Sortino F., Price L. (1994) Performance Measurement in a Downside Risk Framework, Journal of Investing, 3, No. 3, pp. 59-65.
- Tarczyński W. (1997) Rynki kapitałowe–Metody ilościowe. Tom 2, AW Placet, Warszawa.
- Witkowska D., Matuszewska A., Kompa K. (2012) Wprowadzenie do ekonometrii dynamicznej i finansowej, Wydawnictwa SGGW, Warszawa.
- Zamojska A. (2012) Efektywność funduszy inwestycyjnych w Polsce. Studium teoretyczno-empiryczne, C. H. Beck, Warszawa.

#### EVALUATION OF THE PENSION FUNDS EFFICIENCY USING LINEAR ORDERING METHODS

**Abstract:** The pension system reformed in 1999 did not work properly, and pension funds were criticized mostly because of their poor performance. Therefore in 2011 and 2013 Polish government introduced essential changes also in the list of financial instruments, which can be used by pension funds for investments. The aim of the paper is analysis of the pension funds performance in years 2000-2013 using well-known measures of risk and investment efficiency together with methods of linear ordering.

**Keywords:** pension funds, investment efficiency, risk, linear ordering