

Dariusz Stańko

Szkoła Główna Handlowa w Warszawie

EFEKTYWNOŚĆ INWESTYCYJNA OFE W LATACH 1999-2005

Niniejszy artykuł stanowi skrócony opis wyników badań efektywności inwestycyjnej otwartych funduszy emerytalnych (OFE) obejmujących okres od 1 czerwca 1999 r. do 28 lutego 2005 r. Szczegółowe informacje zawarte są w [8, rozdziały 4-5].

Do kalkulacji miesięcznych stóp zwrotu użyto zestawu dziennych wartości jednostek funduszy emerytalnych publikowanych na koniec każdego dnia oraz odpowiadających im danych dotyczących rynków akcji i obligacji. Stopy zwrotu liczone są jako kapitalizowane w sposób ciągły miesięczne stopy zwrotu w skali rocznej. Stopy zwrotu z inwestycji w rynek akcji zostały obliczone na podstawie indeksu V20, będącego autorską wersją indeksu WIG20 uwzględniającą dywidendy (zob. [8, aneks]). Do ustalenia stóp zwrotu z rynku obligacji wykorzystano indeks GOPL Merrill Lynch, zaś jako benchmark dla stopy zwrotu z inwestycji w aktywa pozbawione ryzyka wykorzystano indeks 52-tygodniowych bonów skarbowych. Badane rozkłady logarytmicznych nadwyżkowych stóp zwrotu charakteryzowały się rozkładem normalnym oraz stacjonarnością.

Fundusze podzielono na następujące grupy: fundusze zlikwidowane, fundusze nadal istniejące na rynku, fundusze istniejące od początku („wczesne”), fundusze istniejące, które wystartowały z opóźnieniem („spóźnione”). W ten sposób badanie obejmuje całą populację i uwzględnia różny horyzont czasowy danych.

Jako miary badania efektywności inwestowania OFE zastosowano współczynnik Sharpe’a w wersji *ex post* ([7], zob. też [10]) oraz miarę Jensena [5], dla której przyjęto następujący model dwuindeksowy¹:

¹ Obie miary stanowią powszechnie używane narzędzia do badania efektywności inwestycyjnej akceptowane zarówno w literaturze przedmiotu, jak i praktyce. Istotną zaletą jest ich prostota oraz metodologiczna poprawność w stosunku do współczesnej teorii finansów. Jako wady należy przede wszystkim wymienić niedoskonałość pomiaru ryzyka (odchylenie standardowe) w przypadku miary Sharpe’a oraz, w przypadku oceny bezwzględnych wartości parametru Jensena, założenie, że portfele badanych instytucji mają podobne poziomy ryzyka (parametry beta). Dodatkową kwestią jest założenie efektywności indeksów rynkowych (benchmarków). Ten ostatni problem nie jest jednak bardzo istotny w sytuacji, gdy miara Jensena jest użyta z myślą o stworzeniu rankingu poszczególnych portfeli (instytucji).

$$\tilde{r}_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_{im}(\tilde{r}_{mt} - r_{ft}) + \theta_{im}(\tilde{r}_{bt} - r_{ft}) + \tilde{\varepsilon}_{it}, \quad (1)$$

gdzie: r_{it} oznacza stopę zwrotu i -tego funduszu emerytalnego w okresie t , r_{ft} jest stopą zwrotu w okresie t z inwestycji w aktywa pozbawione ryzyka, r_{mt} i r_{bt} reprezentują stopy zwrotu z wzorcowych portfeli rynkowych (odpowiednio, indeksów: akcji V20 oraz obligacji GOPL), zaś β_{im} , θ_{im} są betami funduszu dla inwestycji w akcje i obligacje, $\tilde{\varepsilon}_{it}$ to składnik losowy. Tyldy nad literami oznaczają zmienne losowe. Stopy zwrotu obejmują koszty maklerskie, usług i depozytariusza oraz opłaty za zarządzanie, nie obejmują zaś opłat dystrybucyjnych. Są to zatem stopy quasi-netto, dobrze opisujące sam proces inwestycyjny, lecz nie odzwierciedlające systemowej efektywności oszczędzania w drugim filarze (zob. dyskusja w [11, rozdział 6]). W przypadku występowania zjawiska autokorelacji stosowano model AR autoregresji składnika losowego.

W obliczeniach skorzystano także z syntetycznego indeksu A_t reprezentującego stopy zwrotu z portfela strategicznej alokacji aktywów (por. [1, s. 110]) przyjętej przez dany fundusz emerytalny w okresie t :

$$\tilde{r}_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_i(\tilde{A}_t - r_{ft}) + \tilde{\varepsilon}_{it}. \quad (2)$$

Założono wagi odpowiadające przeciętnej strukturze portfela inwestycyjnego OFE w ostatnich sześciu latach, tj. 30% (akcje, V20) oraz 70% (obligacje, GOPL).

Tabela 1 prezentuje wartości współczynnika Sharpe'a dla OFE, które przetrwały na rynku. Ogólnie rzecz biorąc, wartości tej miary są dodatnie, ale niskie. Przeciętny fundusz (opisany jako mieszczący się w medianie populacji) osiągnął wartość 0,09. Nawet w przypadku najlepszego funduszu (0,133 Polsat) wartość ta jest znacznie poniżej historycznego współczynnika Sharpe'a dla amerykańskiego rynku akcji, wynoszącego ok. 0,5 [2, s. 456]. Prawdopodobne przyczyny takiego stanu rzeczy to: dość wysokie stopy zwrotu z inwestycji w bony skarbowe oraz w obligacje skarbowe w porównaniu z innymi instrumentami, a także długotrwała bessa na rynkach kapitałowych (niskie współczynniki dla indeksów akcyjnych).

Charakterystyczne jest, iż fundusze, które istniały w danym momencie na rynku, mają nieco wyższą wartość współczynnika niż fundusze, które przetrwały (istniejące). Potwierdzałoby to tezę, że likwidacja funduszy nie była spowodowana ich niższymi wynikami inwestycyjnymi.

Według miary Sharpe'a, najlepszą działalnością odznaczał się najmniejszy z funduszy – Polsat. Fundusz Sampo, średni co do wielkości, był drugi. Następni byli znaczący uczestnicy rynku (Nationale Nederlanden, PZU). Największy fundusz (Commercial Union) uzyskał wynik na poziomie mediany.

D. Stańko [8, tabela 5] wskazuje, iż w okresie czerwiec 1999 r.-marzec 2003 r. rankingi według miar Sharpe'a i Treynora były zasadniczo identyczne, co implikuje, iż portfele funduszy emerytalnych były dobrze zdywersyfikowane.

Tabela 1. Wartości współczynnika Sharpe'a

Fundusze nadal istniejące na rynku	Współczynnik Sharpe'a	Kwartyle	
Polsat	0,133	maksimum	0,133
Sampo	0,118	3	0,102
NN	0,112	2	0,090
PZU	0,102	1	0,061
Dom	0,101	minimum	0,045
Generali (d. Zurich)	0,098		
CU	0,091		
Credit Suisse (d. Winterthur)	0,090		
Ergo Hestia (d. PBK Orzeł)	0,089		
Allianz *	0,079		
Pekao *	0,067		
AIG	0,055		
Bankowy	0,055		
Skarbiec	0,049		
Pocztynion	0,045		

Okresy obliczeniowe dostosowane są do okresu funkcjonowania danego funduszu (instrumentu).

* Fundusze, które rozpoczęły działalność po 1 czerwca 1999 r.

** Fundusze przejęte lub zlikwidowane.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2 prezentuje estymacje współczynnika Jensena (alfa) dla całej branży emerytalnej. Panel A pokazuje wartość alfa dla wszystkich 13 funduszy operujących na rynku w ciągu ostatnich siedmiu lat. Aktywne zarządzanie funduszy przyniosło w badanym okresie dodatkową wartość w porównaniu z rezultatami, jakie można by osiągnąć z (hipotetycznie bezkosztowego) inwestowania w indeksy akcji i obligacji². Dla modelu wykorzystującego indeks V20 wartość dodana kształtuje się na poziomie 2,7% rocznie.

W stosunku do poprzednich badań [9] (obejmujących zakres danych do końca sierpnia 2003 r.) zauważyć można nieznaczne (ok. pół punktu procentowego) obniżenie się wartości parametru alfa oraz znacznie wzmocnioną statystyczną istotność estymowanych parametrów w modelach. Sugerować to może postępujące trudności w uzyskaniu dodatkowej wartości dodanej na polskim rynku kapitałowym.

Panel B pokazuje wynik dla szerszej próby funduszy. Jest to grupa 15 funduszy, które przetrwały na rynku, obejmująca także 2 fundusze, które rozpoczęły swą działalność z opóźnieniem. Liczba miesięcznych obserwacji jest nieco krótsza (66 zamiast 69), co jest prawdopodobnie przyczyną (wraz z samą niższą efektywnością) statystycznie nieco mniej istotnych estymacji. Szacowana alfa kształtuje się

² Wartości tego współczynnika biorą pod uwagę wyższe koszty transakcyjne (opłaty brokerskie), ale uwzględniają tylko część opłat (opłata za zarządzanie), jakie trzeba ponieść, by uzyskać tak lukratywną usługę inwestycyjną; w kalkulacji nie jest bowiem uwzględniony wpływ opłat dystrybucyjnych.

na poziomie 2,3% i jej wartości są niższe niż te w panelu A. Sugerować to może niższą efektywność inwestycyjną funduszy „spóźnionych”.

Panel C prezentuje wynik dla zmiennej liczby funduszy emerytalnych obecnych na rynku w ciągu 51 miesięcy. Wartość alfa wynosi 2,65% rocznie i jest statystycznie istotna i minimalnie niższa niż w przypadku pierwszej grupy (panel A), lecz wyższa niż w przypadku drugiej grupy (panel B). Ponownie przeprowadzono regresję panelu C, ale dla okresu odpowiadającego próbie panelu B (wrzesień 1999-sierpień 2003), by stwierdzić, która grupa – fundusze „spóźnione” czy fundusze zlikwidowane – wywiera ujemny wpływ na wartość alfy dla całej branży. Otrzymany szacunek alfy jest niższy, co sugeruje, iż to fundusze zlikwidowane charakteryzowały się niższymi stopami ponadprzeciętnymi.

Tabela 2. Efektywność inwestycyjna branży funduszy emerytalnych: alfa Jensena

Panel A. Fundusze istniejące na rynku („wczesne”; 13)										
Model	α	<i>t</i> -value	pval	stock factor	<i>t</i> -value	pval	bond factor	<i>t</i> -value	pval	R2
V20-GOPL	0,0273 ***	2,72	0,008	0,2442	19,15	0,000	0,3189	4,72	0,008	0,920

Próba składa się z 13 funduszy, które przetrwały na rynku, a rozpoczęły działalność przed 1 czerwca 1999 r. Miesięczne stopy zwrotu za okres 1 czerwca 1999-28 lutego 2005 (69 obserwacji).

Panel B. Wszystkie fundusze istniejące na rynku (łącznie z „opóźnionymi”; 15)										
Model	α	<i>t</i> -value	pval	stock factor	<i>t</i> -value	pval	bond factor	<i>t</i> -value	pval	R2
V20-GOPL	0,0233 **	2,32	0,023	0,2403	18,25	0,000	0,3275	4,93	0,007	0,925

Próba składa się ze wszystkich 15 funduszy, które przetrwały na rynku. Miesięczne stopy zwrotu za okres 29 września 1999-28 lutego 2005 (66 obserwacji).

Panel C. Wszystkie fundusze, które były w danym momencie na rynku (od 13 do 21)										
Model	α	<i>t</i> -value	pval	stock factor	<i>t</i> -value	pval	bond factor	<i>t</i> -value	pval	R2
(2) V20-GOPL	0,0265 ***	2,70	0,009	0,2302	19,15	0,000	0,3037	4,77	0,000	0,914

Próba składa się ze wszystkich funduszy, które w danym miesiącu funkcjonowały na rynku (zmienna liczba funduszy). Miesięczne stopy zwrotu za okres: 1 czerwca 1999-28 lutego 2005 (69 obserwacji).

*, **, *** Estymowane wartości statystycznie istotne na poziomie, odpowiednio: 10, 5 oraz 1%.

Wszystkie równania regresji estymowano za pomocą techniki [12].

Średnie stopy zwrotu liczone jako średnia arytmetyczna stóp zwrotu wszystkich funduszy emerytalnych (udział funduszy w portfelu według równych wag).

Źródło: obliczenia własne.

Jeśli ustali się zakres wielkości alfa dla całej branży, to interesujące jest zbadanie, jaka była indywidualna efektywność funduszy. Tę informację zawiera tab. 3. Modele oparte na indeksach V20 i GOPL przyniosły 8 statystycznie istotnych estymacji na poziomie 90-99% dla próby składającej się z funduszy, które przetrwały na rynku i które wystartowały przed czerwcem 1999 r. Fundusze „spóźnione” nie miały statystycznie wyższych stóp zwrotu; podobnie było w grupie funduszy zlikwidowanych (z wyjątkiem Pioniera).

Badania autora [8; 11] potwierdzają, iż wyniki oceny efektywności inwestycyjnej otrzymane z modeli wykorzystujących model wyceny aktywów kapitałowych są bardzo wrażliwe na wybór benchmarku [6]. Są one jednak w miarę stabilne dla wybranego instrumentu pomiaru. Tabela 4 porównuje miary Sharpe’a oraz Jensena dla najlepiej działających funduszy. Rezultaty są zgodne z konkluzją Grinblatta i

Titmana [4, s. 431], że „różne miary generalnie produkują te same rankingi efektywności”.

Tabela 3. Efektywność inwestycyjna indywidualnych funduszy: alfa Jensena

Fundusze „wczesne”			Fundusze zlikwidowane lub przejęte		
(69 obserwacji)			(19-62 obserwacji)		
AIG	0,0166 (1.31)		ARKA	-0,0148 (-0.68)	
BANKOWY	0,0285 (1.16)		EPOKA	-0,0626 (-1.52)	
CU	0,0267 (2.38)	**	PIONEER	0,0710 (1.82)	*
DOM	0,0319 (1.98)	*	RODZINA	0,0402 (0.50)	
NN	0,0388 (3.17)	***	EGO	0,0313 (1.64)	
ERGO HESTIA	0,0102 (0.67)		KREDYTBANK	-0,0033 (-0.23)	
POCZTYLION	0,0165 (1.22)				
POLSAT	0,0389 (2.96)	***			
PZU	0,0258 (1.91)	*			
SAMPO	0,0299 (2.01)	**			
SKARBIEC	0,0198 (1.67)				
CREDIT SUISSE	0,0283 (2.20)	**			
GENERALI	0,0293 (2.90)	***			

Fundusze „spóźnione”	
(66-67 obserwacji)	
ALLIANZ	0,0271 (1.61)
PEKAO	0,0214 (1.43)

Wartości t -value (testu t -Studenta) w nawiasach.

*, **, *** Estymowane wartości statystycznie istotne na poziomie, odpowiednio, 10, 5 oraz 1%.

Wszystkie równania regresji estymowano za pomocą techniki [12].

Źródło: obliczenia własne.

Nie występuje natomiast związek pomiędzy pozycją funduszy w rankingu ustalonym na podstawie ich efektywności inwestowania (miary Sharpe’a i Jensena) a wielkością (udział w rynku). Wśród trzech najefektywniejszych funduszy pod względem wartości parametru alfa znajdują się dwa fundusze należące do grupy najmniejszych. W przypadku rankingu ustalonego według miary Sharpe’a dwa pierwsze fundusze są także funduszami największymi, trzeci zaś jest funduszem najmniejszym. Nie ma zatem podstaw do przyjęcia hipotezy, iż największe fundusze charakteryzują się największą efektywnością inwestowania. W badaniach za okres 1999-2003 [11] nie znaleziono statystycznego wpływu rozmiaru funduszy emerytalnych na ich wyniki.

Tabela 4. Efektywność inwestycyjna najlepszych funduszy: miary Sharpe'a i Jensena

Fundusz	Alfa Jensena % pa	Kwartył w rankingu		
		nominalna stopa zwrotu	współczynnik Sharpe'a	udział w rynku (luty 2005)
Polsat	3,89	3	4	1
NN	3,88	4	4	4
Dom	3,19	2	3	1
Sampo	2,99	3	4	3
Generali	2,93	3	3	3
CU	2,67	2	3	4
PZU	2,58	4	4	4

Fundusze ze statystycznie istotnymi miarami Jensena, liczonymi według modelu V20-GOPL. Okres obliczeniowy 1 czerwca 1999 r.-28 lutego 2005 r.

Źródło: obliczenia własne.

Używając metody Grinblatta i Titmana³ [3, s. 407], przetestowano, czy efektywność inwestycyjna różni się na poziomie indywidualnych funduszy. Tabela 5 prezentuje obliczenia statystyki F dla zbiorczej hipotezy zakładającej, że wszystkie ponadprzeciętne stopy zwrotu indywidualnych funduszy są równe zero (test F1) lub że są one identyczne (test F2). Pierwsza hipoteza została odrzucona dla wszystkich 21 funduszy, 15 obecnie działających funduszy oraz 13 funduszy, które przetrwały na rynku, a które rozpoczęły działalność przed 1 czerwca 1999 r. Nie ma natomiast podstaw do odrzucenia tej hipotezy w przypadku dwóch „spóźnionych” funduszy oraz funduszy przejętych i zlikwidowanych. W przypadku drugiej hipotezy, zakładającej identyczną wartość ponadprzeciętnych stóp zwrotu indywidualnych funduszy, nie ma podstaw do jej odrzucenia.

Tabela 5. Efektywność indywidualnych funduszy: test F

Model	Fundusze Wszystkie fundusze	Wszystkie działające do dziś fundusze	Fundusze „wczesne”	Fundusze „spóźnione”	Fundusze zlikwidowane i przejęte
Test F1 (wszystkie alfa równe zero) : $\alpha(1) = \alpha(2) = \dots = \alpha(n) = 0$					
V20/GOPL	2,92**	4,19**	4,48**	2,31	1,82
Test F2 (wszystkie alfa są sobie równe): $\alpha(1) = \alpha(2) = \dots = \alpha(n)$					
V20/GOPL	0,96	0,26	0,28	0,07	2,10

*. ** Estymowane wartości statystycznie istotne na poziomie, odpowiednio, 10 i 5%.

Tabela prezentuje wartości testu F1 i F2 estymowane dla różnych modeli. Wartości *p*-value w nawiasach.

Wszystkie fundusze – 21 funduszy, które funkcjonowały na rynku. Wszystkie fundusze działające do dziś – 15 funduszy.

Fundusze „wczesne” – 13 funduszy, które działają do dziś, a które rozpoczęły operacje przed 1 czerwca 1999 r. Fundusze „spóźnione” – 2 fundusze, które działają do dziś, a które rozpoczęły operacje po 1 czerwca 1999 r. Fundusze zlikwidowane i przejęte – 6 funduszy.

Maksymalny okres obliczeniowy: 1 czerwca 1999 r.-28 lutego 2005 r. (fundusze, które przetrwały).

W przypadku pozostałych grup okres ten jest odpowiednio skrócony.

Źródło: obliczenia własne na podstawie metodologii [3].

³ Dziękuję Profesorowi Sheridanowi Titmanowi za cenną sugestię zastosowania tego testu w mojej pracy.

Dane z tab. 5 dostarczają zatem dowodów na istnienie ponadprzeciętnej efektywności menedżerów inwestycyjnych jako całej grupy, jednakże ich indywidualne umiejętności statystycznie nie różnią się od siebie. Branża emerytalna wygrywa z rynkiem, produkując ponadprzeciętne stopy zwrotu wielkości 2,7% rocznie (model V20/GOPL), oraz 3-4% rocznie w przypadku najlepszych funduszy.

Tabela 6 prezentuje informacje na temat estymowanych wartości parametru alfa dla modelu alokacji aktywów 0,3V20-0,7GOPL. Wartości alfa dla benchmarku alokacji aktywów pokazują efekty decyzji dotyczących długofalowego profilu ryzyka. Decyzje te określają poziom akceptowanego ryzyka i są z reguły podejmowane przez radę nadzorczą instytucji. Różnice między ponadprzeciętnymi stopami zwrotu otrzymanymi z modelu V20-GOPL oraz modelu wykorzystującego indeks alokacji aktywów mieszczą się w granicach 0-0,5% rocznie. Dla wszystkich funduszy, które przetrwały na rynku, różnica ta wynosi 0,46%. Ponadprzeciętne stopy zwrotu z alokacji aktywów reprezentuje zatem od 88 do 99% całkowitych ponadprzeciętnych stóp zwrotu dla danego funduszu i ponad 80% dla średniej w branży.

Tabela 6. Ponadprzeciętne stopy zwrotu z alokacji aktywów i z modeli dwuindeksowych – porównanie

Fundusz	Alfa z modelu V20/GOPL		Benchmark alokacji aktywów	
			0.3V20/0.7GOPL	
Polsat	3,89	***	3,44	**
NN	3,88	***	3,49	***
Dom	3,19	*	2,86	*
Sampo	2,99	***	2,95	**
Generali	2,93	***	2,7	***
CU	2,67	**	2,41	**
PZU	2,58	*	2,53	*
„Wczesne” fundusze (13)	2,73	***	2,36	**
„Wczesne” i „spóźnione” fundusze (15)	2,33	**	1,87	*
Fundusze obecne na rynku w danym momencie (zmienna)	2,64	***	2,3	**

Fundusze „wczesne” – 13 funduszy, które działają do dziś i które rozpoczęły operacje przed 1 czerwca 1999 r. Fundusze „spóźnione” – 2 fundusze, które działają do dziś, a które rozpoczęły operacje po 1 czerwca 1999 r. Fundusze obecne na rynku – zmienna liczba 15-21.

Źródło: obliczenia własne.

Konkludując, można stwierdzić, iż branża jako całość oraz ponad połowa z nadal funkcjonujących funduszy uzyskała pozytywne, statystycznie istotne rezultaty. Fundusze, które przeżyły na rynku, miały tendencję do uzyskiwania pozytywnych, podobnych do siebie ponadprzeciętnych stóp zwrotu – efektywność branży emerytalnej jako całości była statystycznie dodatnia (test F1). Fundusze, które rozpoczęły działalność wcześniej, miały wyższe ponadprzeciętne stopy zwrotu, jed-

nakże test F2 nie daje podstaw do stwierdzenia, że niektóre fundusze emerytalne konsekwentnie wykazywały lepsze wyniki od innych.

Wartości współczynnika Sharpe'a oraz alfy Jensena implikowały podobne rankingi efektywności, lecz same wyniki były wrażliwe na wybór benchmarków. Na podkreślenie zasługuje fakt, iż „stabilność” estymowanych parametrów alfa została potwierdzona przez badania autora [9; 11] w ciągu ostatnich kilku lat. W związku z tym można stwierdzić, iż branża funduszy emerytalnych uzyskiwała konsekwentnie ponadprzeciętne wyniki w okresach zarówno hossy, jak i bessy. Porównując wartości estymowanych alfa z poszczególnych badań, można jednak zauważyć pewną tendencję do zmniejszania się wartości tego parametru przy równoczesnym wzroście istotności (dokładności) estymacji. Niższe wartości miary Jensena spowodowane są prawdopodobnie wzrastającą efektywnością polskiego rynku kapitałowego. W przypadku poszczególnych funduszy można zaobserwować, iż niektóre z nich (np. Polsat, Nationale-Nederlanden, CU, Generali, Winterthur) wykazywały się konsekwentnie dodatnimi wartościami miary Jensena, jednakże zjawisko to nie jest (jeszcze) wychwytywane na poziomie statystycznym przez test F2.

W kontekście ekonomicznym istnienie ponadprzeciętnych wyników inwestycyjnych OFE oznacza, że proces inwestowania oszczędności emerytalnych jest prawidłowy, przynosi bowiem ponadprzeciętne zyski. Problemem są jednakże koszty takiej usługi inwestycyjnej ponoszone przez członka OFE. Statystycznie istotne pozytywne wartości parametru alfa wcale nie muszą bowiem gwarantować, iż – z ekonomicznego punktu widzenia – dana inwestycja jest dla inwestora korzystniejsza niż inwestycja pasywna. Ta ostatnia, mimo iż charakteryzuje się zazwyczaj niższymi oczekiwanymi stopami zwrotu, jest z reguły strategią tańszą. Inwestowanie pasywne zakłada jednak, że rynek kapitałowy jest co najmniej semiefektywny. W związku z tym przejście całego rynku OFE na technikę pasywną mogłoby taką efektywność zakłócić.

Literatura

- [1] Blake D., Timmermann A., *Performance Benchmarks for Institutional Investors; Measuring, Monitoring and Modifying Investment Behaviour*, [w:] J. Knight, S. Satchell (red.), *Performance Measurement in Finance: Firms, Funds and Managers*, Butterworth Heinemann, Oxford 2002.
- [2] Cochrane J., *Asset Pricing*, Princeton University Press, New Jersey, Princeton 2001.
- [3] Grinblatt M., Titman S., *Mutual Fund Performance: An Analysis of Quarterly Portfolio Holdings*, „Journal of Business” 1989 vol. 62 (3), s. 393-416.
- [4] Grinblatt M., Titman S., *A Study of Monthly Mutual Fund Returns and Performance Evaluation Techniques*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis” 1994 vol. 20(3), s. 419-444.

- [5] Jensen M., *The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964*, „Journal of Finance” 1968 vol. 23(2), s. 389-416.
- [6] Roll R., *Ambiguity When Performance is Measured by the Securities Market Line*, „Journal of Finance” 1978 vol. 33(4), s. 1051-1069.
- [7] Sharpe W., *The Sharpe Ratio*, „Journal of Portfolio Management”, Fall, vol. 21(1), s. 49-58, 1994.
- [8] Stańko D., *Efektywność finansowania kapitałowego w bazowym systemie emerytalnym*, praca doktorska, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2006.
- [9] Stańko D., *Performance Evaluation of Public Pension Funds: The Reformed Pension System in Poland*, Discussion Paper PI-0308, The Pensions Institute, Cass Business School, London 2003 (kwiecień).
- [10] Stańko D., *Podstawowe narzędzia w ocenie efektywności inwestycyjnej funduszy emerytalnych*, [w:] K. Jajuga, T. Szumlisz (red.), *Forum dyskusyjne ubezpieczeń i funduszy emerytalnych*, FD 3/2004, KNUiFE, Warszawa 2004, s. 41-52.
- [11] Stańko D., *Three Essays on Social Security, Public Pension Funds Performance Evaluation and Polish Mandatory Pension Funds System*, Graduate School of Economics, Osaka University, PhD dissertation, Osaka 2004 (kwiecień).
- [12] White H., *A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity*, „Econometrica” 1980 vol. 48(4), s. 817-838.

INVESTMENT PERFORMANCE OF POLISH OPEN PENSION FUNDS (OFES) DURING 1999-2005

Summary

This paper is an abridged version of [8, chapters 4-5] investigating the investment performance of Polish open pension funds (so-called OFEs) during the period: 1 June 1999 – 28 February 2005. The monthly data is used to calculate the continuously compounded rates of returns of OFEs, stock market, bond market, and T-bills. The OFEs rates of returns are net of management fees but do not account for up-front charges. Using the Sharpe ratios and the unconditional Jensen market model, the performance of OFEs was investigated against the V20 (author's stock index based on WIG20 allowing for the dividends' effect), GOPL and AA (author's asset allocation index) benchmarks. The article finds statistically significant positive abnormal returns for the pension industry and for some of the individual OFEs. The F1 test confirms the industry ability to beat the indexes; however the F2 test does not give grounds to the conclusion that some individual pension funds had consistently outperformed the others.