

**Magdalena Frasyńskiuk-Pietrzyk**

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

## **MODELE *MARKET TIMING* W OCENIE EFEKTYWNOŚCI INWESTYCJI OFE**

### **1. Wstęp**

Fundusze emerytalne obecne na rynku polskim od 1999 r. stały się jego nieodłącznym elementem. Zakorzeniły się mocno w świadomości Polaków i wywierają niekwestionowany wpływ na rynek finansowy. Szczególną uwagę zwracają osiągnięte przez OFE wyniki inwestycyjne, od których zależy wysokość przyszłych świadczeń emerytalnych. Stąd też ciąglem dyskusjom poddawany jest sposób mierzenia efektywności inwestycji funduszy.

Do pomiaru efektywności zarządzania portfelem wykorzystuje się przede wszystkim miary wywodzące się z klasycznej teorii portfelowej. W ostatnich latach miary te znane są pod wspólną nazwą *risk-adjusted performance measures*, a w swej konstrukcji uwzględniają ryzyko i stopę zwrotu. Nie można wskazać jednej, najlepszej miary efektywności ze względu na istniejące różnice w konstrukcji każdej z nich.

Obok klasycznych metod teorii portfelowej do pomiaru i oceny efektywności coraz częściej wykorzystuje się inne narzędzia i metody, jak np. dominację stochastyczną *market timing models*, jak również korzysta się z międzynarodowych standardów prezentacji danych (por. [Internet 1]), które pozwalają na ocenę działalności inwestycyjnej.

Celem niniejszego opracowania jest analiza możliwości wykorzystania modeli *market timing* do oceny działalności inwestycyjnej otwartych funduszy emerytalnych.

### **2. Modele *market timing***

Miary należące do grupy *RAPM* oraz model jednowskaźnikowy (*single-index model*) zakładają brak zmiany wartości parametrów w czasie. Modele *market timing* zakładają, że inwestor preferuje portfel z wysoką wartością parametru beta, gdy spodziewa się, że stopa zwrotu z benchmarku będzie wyższa od stopy wolnej od

ryzyka, oraz portfele o niskiej wartości współczynnika beta, gdy zwrot z instrumentów wolnych od ryzyka będzie przewyższał benchmark. Pozwalają więc na ocenę, czy zarządzający portfelem potrafią dostosować strategię inwestycyjną do zmian rynkowych i tak zmieniać skład portfela, aby ryzyko było dostosowane do trendów rynkowych.

Modele jednoczynnikowe zakładają, że skład portfela nie zmienia się w czasie. W konsekwencji portfel nie zmienia swojego składu w zależności od zachodzących zmian na rynku finansowym. Modele *market timing* nie wymagają takiego założenia. Grupa ta obejmuje wiele modeli, które różnią się swoją konstrukcją i liczbą szacowanych parametrów. Do najważniejszych modeli należących do grupy *market timing* zaliczyć można:

- model Treynora-Mazuya,
- model Henrikssona-Mertona.

### 2.1. Model Treynora-Mazuya

Model Treynora-Mazuya opiera się na nieliniowej funkcji regresji. Punktem wyjścia jest równanie kwadratowej regresji liniowej z trzema parametrami (por. [Alexander, Sharpe, Bailey 2001, s. 440]):

$$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_i(r_{Mt} - r_{ft}) + \gamma_i(r_{Mt} - r_{ft})^2 + \varepsilon_{it},$$

gdzie:  $\alpha_i$ ,  $\beta_i$ ,  $\gamma_i$  – parametry równania regresji.

Parametry funkcji estymuje się standardową metodą najmniejszych kwadratów. Warto odnotować, że dla funduszy emerytalnych za  $r_M$  należy przyjąć  $r_{bt}$ , czyli stopę zwrotu benchmarku.

Jeżeli wyestymowana wartość parametru  $\gamma$  jest większa od 0, oznacza to, że zarządzający portfelem uzyskują wyniki lepsze od rynku (benchmarku), gdy stopy zwrotu portfela rynkowego (benchmarku) są wyższe od stopy wolnej od ryzyka, i tracą mniej (lub zyskują), gdy stopa zwrotu portfela rynkowego (benchmarku) jest mniejsza niż stopa wolna od ryzyka. Model Treynora-Mazuya wskazuje, na ile podejmowane przez zarządzających ryzyko (mierzone parametrem  $\beta$ ) jest dostosowane do sytuacji na rynku. Model pozwala na ocenę trafności przewidywań zarządzających co do przyszłej sytuacji na rynku.

### 2.2. Model Henrikssona-Mertona (model ze zmienną zero-jedynkową)

Alternatywnym podejściem do regresji kwadratowej jest zastosowanie dwóch linii regresji w zależności od obserwowanych stóp zwrotu na rynku. Okresy, gdy stopa zwrotu portfela (benchmarku) jest wyższa niż stopa wolna od ryzyka, nazywane są *up markets*, a gdy stopa zwrotu portfela rynkowego (benchmarku) jest niższa od stopy wolnej od ryzyka – *down markets*. Tak jak w poprzednim modelu dla okresów

*up markets* współczynnik beta powinien być wysoki, a dla okresów *down markets* możliwie najniższy. Relacja ta może być estymowana za pomocą standardowego równania regresji z trzema współczynnikami i zmienną, która dla  $r_{ft} > r_M$  przyjmuje wartość 0, a dla  $r_{ft} < r_M$  wartość  $r_{ft} - r_M$ .

$$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_i(r_M - r_{ft}) + \gamma_i \cdot \max(0, (r_{ft} - r_M)) + \varepsilon_{it}.$$

Taka postać równania regresji prowadzi w efekcie do 2 równań dla różnych wartości  $r_M - r_{ft}$ :

Wartość $r_M - r_{ft}$	Równanie
$r_M - r_{ft} > 0$	$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_i(r_M - r_{ft}) + \varepsilon_{it}$
$r_M - r_{ft} = 0$	$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$
$r_M - r_{ft} < 0$	$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + (\beta_i - \gamma_i)(r_M - r_{ft}) + \varepsilon_{it}$

Jak widać, aby uznać zarządzanie za efektywne w sensie modelu *market timing*, wartość parametru  $\beta$  powinna być większa niż  $\beta - \gamma$ , a więc parametr  $\gamma$  winien być większy od zera.

Innym podejściem jest zastosowanie równania regresji postaci<sup>1</sup>:

$$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_i \cdot \max(0, (r_M - r_{ft})) + \gamma_i \cdot \max(0, (r_{ft} - r_M)) + \varepsilon_{it},$$

gdzie:  $\beta_i$  – parametr beta dla rynku zwyżkującego ( $r_M - r_{ft} \geq 0$ ),

$\gamma_i$  – parametr gamma dla rynku zniżkującego ( $r_M - r_{ft} < 0$ ).

Poza opisanymi modelami do grupy modeli *timing markets* zaliczyć można również modele Connora-Korajczyka (1986, 1991), Grinblatt-Titmana (1989), Bhat-tacharya-Pfleiderera (1983). Ze względu na swoją specyfikę (uwzględnianie instrumentów pochodnych) nie zostaną one w niniejszym opracowaniu omówione.

### 3. Wyniki badań

Do oszacowań parametrów modelu Treynora-Mazuya wykorzystano 98 notowań miesięcznych nadwyżkowych stóp zwrotu. Do analizy wykorzystano miesięczne logarytmiczne stopy zwrotu jednostek rozrachunkowych. Za stopę wolną od ryzyka przyjęto stopę WIBOR. W latach 1999-2000 na stopy miesięczne przeliczony został

<sup>1</sup> W literaturze można niekiedy znaleźć wyróżnienie tej postaci równania regresji jako odrębnego modelu pod nazwą *up-down model*.

WIBOR 6M, a od roku 2001 do wyznaczenia stopy wolnej od ryzyka wykorzystano WIBOR 12M. Na potrzeby niniejszej pracy został stworzony benchmark<sup>2</sup>, który ma stanowić jak najlepsze odzwierciedlenie portfeli funduszu. Analiza składu portfeli funduszy emerytalnych i ograniczeń ustawowych dotyczących maksymalnego zaangażowania OFE w poszczególne kategorie lokat pozwoliła na skonstruowanie benchmarku, który najlepiej odzwierciedla skład przeciętnego portfela funduszu emerytalnego. Skonstruowany portfel wzorcowy (benchmark) składa się w 30% z indeksu WIG oraz w 70% z indeksu polskich obligacji Merrill Lynch.

Dane pochodzą z okresu od września 1999 r. (funkcjonowały wówczas wszystkie z 15 działających obecnie na rynku OFE) do września 2007 r. Uzyskane parametry modelu i statystyki prezentuje tab. 1.

Tabela 1. Oszacowania parametrów modelu Treynora-Mazuya za okres 09.1999-09.2007

	CU			AIG		
09.1999-09.2007	Gamma	Beta	Alpha	Gamma	Beta	Alpha
Parameter	2,323	0,832	-0,001	0,198	0,807	-0,000
Błąd standardowy	1,179	0,038	0,001	1,384	0,044	0,001
R <sup>2</sup> , Błąd standardowy estymacji	0,842	0,009		0,780	0,011	
Statystyka F, Liczba stopni swobody	252,565	95,000		168,110	95,000	
ssreg, ssresid	0,042	0,008		0,039	0,011	
t-values	1,971	22,042	-0,532	0,143	18,212	-0,042
	Allianz			Bankowy		
09.1999-09.2007	Gamma	Beta	Alpha	Gamma	Beta	Alpha
Parameter	1,046	0,702	0,000	3,520	0,972	-0,003
Błąd standardowy	1,500	0,048	0,001	2,350	0,075	0,002
R <sup>2</sup> , Błąd standardowy estymacji	0,697	0,012		0,649	0,018	
Statystyka F, Liczba stopni swobody	109,519	95,000		87,727	95,000	
ssreg, ssresid	0,029	0,013		0,058	0,031	
t-values	0,698	14,620	0,011	1,498	12,920	-1,212
	DOM			AEGON		
09.1999-09.2007	Gamma	Beta	Alpha	Gamma	Beta	Alpha
Parameter	2,326	0,858	-0,001	1,283	0,749	-0,001
Błąd standardowy	1,439	0,046	0,001	1,221	0,039	0,001
R <sup>2</sup> , Błąd standardowy estymacji	0,791	0,011		0,799	0,009	
Statystyka F, Liczba stopni swobody	180,046	95,000		188,926	95,000	
ssreg, ssresid	0,045	0,012		0,034	0,008	
t-values	1,617	18,620	-0,615	1,051	19,181	-0,562

<sup>2</sup> Benchmark to „inwestowalny portfel, który odpowiada pod względem charakterystyki fundamentalnej, ryzyka i oczekiwanego zwrotu aktywnemu portfelowi fund menedżera, w sytuacji gdy nie jest on aktywnie zarządzany”; D. Sukacz (2003), s. 27.

	ING-NN			PEKAO		
09.1999-09.2007	Gamma	Beta	Alpha	Gamma	Beta	Alpha
Parameter	1,323	0,913	0,000	-0,490	0,806	0,001
Błąd standardowy	1,447	0,046	0,001	1,417	0,045	0,001
R <sup>2</sup> , Błąd standardowy estymacji	0,807	0,011		0,770	0,011	
Statystyka F, Liczba stopni swobody	198,727	95,000		159,098	95,000	
ssreg, ssresid	0,050	0,012		0,038	0,011	
t-values	0,914	19,698	0,072	-0,346	17,767	0,438
	Pocztylion			POLSAT		
09.1999-09.2007	Gamma	Beta	Alpha	Gamma	Beta	Alpha
Parameter	1,009	0,828	-0,001	-0,485	0,774	0,002
Błąd standardowy	1,429	0,046	0,001	1,442	0,046	0,001
R <sup>2</sup> , Błąd standardowy estymacji	0,779	0,011		0,749	0,011	
Statystyka F, Liczba stopni swobody	167,425	95,000		141,625	95,000	
ssreg, ssresid	0,041	0,012		0,035	0,012	
t-values	0,706	18,100	-0,523	-0,336	16,764	1,394
	PZU			Skarbiec		
09.1999-09.2007	Gamma	Beta	Alpha	Gamma	Beta	Alpha
Parameter	1,653	0,796	-0,000	0,935	0,775	-0,001
Błąd standardowy	1,297	0,042	0,001	1,581	0,051	0,002
R <sup>2</sup> , Błąd standardowy estymacji	0,799	0,010		0,716	0,012	
Statystyka F, Liczba stopni swobody	189,346	95,000		119,902	95,000	
ssreg, ssresid	0,038	0,010		0,036	0,014	
t-values	1,275	19,165	-0,196	0,592	15,319	-0,391
	Generali			Nordea		
09.1999-09.2007	Gamma	Beta	Alpha	Gamma	Beta	Alpha
Parameter	1,121	0,871	-0,000	2,930	0,771	-0,001
Błąd standardowy	1,100	0,035	0,001	1,203	0,039	0,001
R <sup>2</sup> , Błąd standardowy estymacji	0,868	0,009		0,816	0,009	
Statystyka F, Liczba stopni swobody	312,942	95,000		210,853	95,000	
ssreg, ssresid	0,045	0,007		0,037	0,008	
t-values	1,019	24,738	-0,099	2,435	20,006	-1,013
	AXA					
09.1999-09.2007	Gamma	Beta	Alpha			
Parameter	0,082	0,764	0,000			
Błąd standardowy	1,460	0,047	0,001			
R <sup>2</sup> , Błąd standardowy estymacji	0,740	0,011				
Statystyka F, Liczba stopni swobody	135,327	95,000				
ssreg, ssresid	0,035	0,012				
t-values	0,056	16,348	0,216			

Źródło: obliczenia własne.

W analizowanym okresie wartość parametru  $\gamma$  dla dwóch funduszy jest ujemna (OFE Polsat i PEKAO). Oznacza to, że zarządzający portfelami 13 funduszy uzyskują wyniki lepsze od benchmarku. Portfele i ich ryzyko mierzone współczynnikiem  $\beta$  naśladowują trendy rynkowe, a zarządzający trafnie potrafią przewidywać sytuację na rynku. Oszacowania parametrów modelu są istotne statystycznie. Na poziomie istotności 0,05 należy odrzucić hipotezę  $H_0$  mówiącą, że parametry są równe zero (wysokie wartości statystyki  $F$ ). Jednak dla  $p$ -value równego 0,01 istotne statystycznie jest jedno oszacowanie parametru gamma. Podobna analiza przeprowadzona dla okresu obejmującego dane od początku działalności OFE do września 2006 r. wskazywała, że istotnych statystycznie jest 8 oszacowań parametru  $\gamma$  i dla wszystkich funduszy parametry były dodatnie.

W kolejnym etapie wyestymowane zostały parametry modelu Treynora-Mazuya dla okresów zgodnych z wyznaczeniem ustawowej stopy zwrotu. Analiza okresów dwu- i trzyletnich pozwala na wyróżnienie „trafnych” decyzji inwestycyjnych zarządzających niektórymi OFE. Do najlepiej zarządzanych funduszy można zaliczyć CU OFE, OFE Dom, OFE Nordea, OFE Generali (jedna wartość ujemna parametru  $\gamma$ ), OFE ING NN, OFE Pekao (2 wartości), OFE PZU „Złota Jesień” (3 wartości) oraz OFE Bankowy i OFE Pocztylion (4 wartości). Warto jednak zwrócić uwagę, że gorsze dopasowanie do rynku występuje w okresach 2-letnich, co może wskazywać na zbyt krótki czas, aby właściwie ocenić strategię inwestycyjną. Biorąc dodatkowo pod uwagę długoterminowy charakter inwestycji OFE oraz realizację strategii długookresowych, do estymacji parametrów modelu należałoby uwzględnić większą liczbę obserwacji. **Na podstawie analizy przeprowadzonej dla całego okresu można sformułować tezę, że zarządzający OFE inwestują efektywnie i osiągają wyniki powyżej benchmarku, nie można jednak tego faktu potwierdzić statystycznie.** Oznacza to, że zbudowane przez nich portfele pozwoliły w analizowanym okresie na osiągnięcie zysków wyższych niż zysk z portfela wzorcowego.

Alternatywnym podejściem do modelu Treynora-Mazuya w analizie zdolności wykorzystania trendów rynkowych jest model Henrikssona-Mertona. Polega on na wyznaczeniu dwóch prostych odpowiadających okresom rynku zwyżkującego i rynku niżkującego. Do oszacowań parametrów modelu Henrikssona-Mertona wykorzystano 85 notowań miesięcznych nadwyżkowych stóp zwrotu. Dane pochodzą z okresu od września 1999 r. do września 2006 r. Uzyskane parametry modelu i statystyki prezentuje tab. 2.

Wartości parametrów  $\gamma$  w badanym okresie dla siedmiu funduszy – OFE AIG, OFE Allianz, OFE Pekao, Pocztylion OFE, Polsat OFE, Skarbiec OFE i OFE AXA są ujemne. Pozostałe fundusze charakteryzują się dodatnimi wartościami parametru  $\gamma$ , co może świadczyć o umiejętności wykorzystania ruchów rynkowych przez zarządzających portfelami. Wysokie wartości statystyki  $F$  wskazują na statystyczną istotność co najmniej jednego parametru strukturalnego. Oszacowania  $\gamma$  są jednak obciążone dużym błędem i na poziomie istotności 0,05 oraz 0,1 nie można wskazać statystycznie istotnych oszacowań parametru  $\gamma$ . Statystyczna istotność parametru  $\gamma$

Tabela 2. Oszacowania parametrów modelu Henrikssona-Mertona za okres 09.1999-09.2007

	CU			AIG		
09.1999-09.2007	Gamma	Beta	Alpha	Gamma	Beta	Alpha
Parameter	0,104	0,889	-0,000	-0,096	0,763	0,001
Błąd standardowy	0,132	0,073	0,002	0,153	0,084	0,002
R <sup>2</sup> , Błąd standardowy estymacji	0,836	0,009		0,781	0,011	
Statystyka F, Liczba stopni swobody	242,657	95,000		168,963	95,000	
ssreg, ssresid	0,042	0,008		0,039	0,011	
t-values	0,788	12,195	-0,165	-0,630	9,080	0,546
	Allianz			Bankowy		
09.1999-09.2007	Gamma	Beta	Alpha	Gamma	Beta	Alpha
Parameter	-0,054	0,680	0,001	0,081	1,022	-0,002
Błąd standardowy	0,166	0,091	0,002	0,262	0,144	0,003
R <sup>2</sup> , Błąd standardowy estymacji	0,696	0,012		0,641	0,018	
Statystyka F, Liczba stopni swobody	108,891	95,000		84,738	95,000	
ssreg, ssresid	0,029	0,013		0,057	0,032	
t-values	-0,324	7,447	0,580	0,307	7,074	-0,469
	DOM			AEGON		
09.1999-09.2007	Gamma	Beta	Alpha	Gamma	Beta	Alpha
Parameter	0,151	0,937	-0,001	0,035	0,770	-0,000
Błąd standardowy	0,160	0,088	0,002	0,136	0,075	0,002
R <sup>2</sup> , Błąd standardowy estymacji	0,787	0,011		0,797	0,009	
Statystyka F, Liczba stopni swobody	176,017	95,000		186,376	95,000	
ssreg, ssresid	0,044	0,012		0,034	0,009	
t-values	0,941	10,610	-0,502	0,260	10,327	-0,157
	ING-NN			PEKAO		
09.1999-09.2007	Gamma	Beta	Alpha	Gamma	Beta	Alpha
Parameter	0,006	0,920	0,001	-0,135	0,741	0,002
Błąd standardowy	0,161	0,088	0,002	0,156	0,086	0,002
R <sup>2</sup> , Błąd standardowy estymacji	0,805	0,011		0,772	0,011	
Statystyka F, Liczba stopni swobody	196,583	95,000		160,464	95,000	
ssreg, ssresid	0,050	0,012		0,038	0,011	
t-values	0,037	10,410	0,426	-0,865	8,629	0,872

	Pocztylion			POLSAT		
09.1999-09.2007	Gamma	Beta	Alpha	Gamma	Beta	Alpha
Parameter	-0,018	0,824	0,000	-0,103	0,724	0,003
Błąd standardowy	0,158	0,087	0,002	0,159	0,088	0,002
R <sup>2</sup> , Błąd standardowy estymacji	0,778	0,011		0,750	0,011	
Statystyka F, Liczba stopni swobody	166,331	95,000		142,239	95,000	
ssreg, ssresid	0,041	0,012		0,035	0,012	
t-values	-0,111	9,453	0,021	-0,649	8,269	1,398
	PZU			Skarbiec		
09.1999-09.2007	Gamma	Beta	Alpha	Gamma	Beta	Alpha
Parameter	0,069	0,834	0,000	-0,013	0,772	0,000
Błąd standardowy	0,144	0,079	0,002	0,175	0,096	0,002
R <sup>2</sup> , Błąd standardowy estymacji	0,797	0,010		0,715	0,012	
Statystyka F, Liczba stopni swobody	185,932	95,000		119,298	95,000	
ssreg, ssresid	0,038	0,010		0,036	0,014	
t-values	0,482	10,501	0,026	-0,074	8,022	0,037
	Generali			Nordea		
09.1999-09.2007	Gamma	Beta	Alpha	Gamma	Beta	Alpha
Parameter	0,038	0,893	0,000	0,185	0,867	-0,001
Błąd standardowy	0,122	0,067	0,002	0,136	0,075	0,002
R <sup>2</sup> , Błąd standardowy estymacji	0,867	0,009		0,808	0,010	
Statystyka F, Liczba stopni swobody	309,413	95,000		200,439	95,000	
ssreg, ssresid	0,045	0,007		0,036	0,009	
t-values	0,313	13,287	0,122	1,364	11,618	-0,779
	AXA					
09.1999-09.2007	Gamma	Beta	Alpha			
Parameter	-0,130	0,704	0,002			
Błąd standardowy	0,161	0,088	0,002			
R <sup>2</sup> , Błąd standardowy estymacji	0,742	0,011				
Statystyka F, Liczba stopni swobody	136,584	95,000				
ssreg, ssresid	0,035	0,012				
t-values	-0,810	7,951	0,843			

Źródło: obliczenia własne.



świadczy o braku przypadkowości uzyskanych wyników i potwierdza rzeczywistą umiejętność wykorzystania ruchów rynkowych (por. [Elton, Gruber 1998, s. 818]). **Wydaje się, że niektóre fundusze dobrze wykorzystują ruchy rynkowe i dopasowują skład portfeli do zmieniających się warunków na rynku, brak jest jednak statystycznych podstaw do potwierdzenia tej tezy.** Problemem jest nadal zbyt krótki okres inwestycji OFE i zbyt krótkie szeregi czasowe wykorzystywane do analizy. Z ekonomicznego punktu widzenia działania takie prowadzą do zwiększenia stopy zwrotu uczestników funduszy oraz pozwalają wypracować przewagę nad pozostałymi uczestnikami rynku emerytalnego.

Analiza okresów dwu- i trzyletnich pozwala na wyciągnięcie podobnych wniosków. Istotny statystycznie parametr  $\gamma$  otrzymujemy jedynie dla dwóch funduszy – CU OFE i OFE Nordea, parametry przyjmują wówczas ujemne wartości. W badanych okresach można jednak wyróżnić fundusze, które umiejętnie wykorzystują ruchy rynkowe i osiągają dodatnie wartości parametru  $\gamma$ . Najwięcej dodatnich wartości parametru  $\gamma$  w modelu Henrikssona-Mertona zaobserwowano dla funduszy: Pekao i Nordea (po jednym ujemnym parametrze  $\gamma$ ), CU i Generali (dwie ujemne wartości parametru  $\gamma$ ), ING NN, Dom i Bankowy (odpowiednio: trzy, trzy i cztery ujemne oszacowania parametru  $\gamma$ ). Zdecydowanie najgorzej na tle pozostałych funduszy wypada OFE Allianz, który jedynie raz w analizowanym okresie miał dodatnią wartość parametru  $\gamma$  w modelu Henrikssona-Mertona. Większy błąd może być spowodowany mniejszą liczbą danych wykorzystanych do estymacji, gdyż okresy rynku „zwyżkującego” i „zniżkującego” są rozpatrywane odrębnie. Utrudnione jest zatem stosowanie tego modelu do analizy okresów dwu- i trzyletnich.

#### 4. Zakończenie

W polskim zreformowanym systemie emerytalnym działające na rynku otwarte fundusze emerytalne zajmują się inwestowaniem powierzonych im środków na rynku finansowym. Ich działalność związana jest zatem nieodłącznie z ryzykiem rynkowym, które powinno być na bieżąco analizowane i kontrolowane. Jest to jeden z istotniejszych rodzajów ryzyka w nowym systemie emerytalnym, ponieważ rentowność dokonywanych przez OFE inwestycji będzie miała wpływ na wysokość przyszłych świadczeń wypłacanych z systemu. Stopa zwrotu inwestycji OFE zależy od efektywności inwestycji dokonywanych przez ten podmiot na rynku finansowym. Właściwy pomiar i ocena efektywności stanowią zatem ważny element całościowej oceny funkcjonowania systemu i są ważną przesłanką przy wyborze i zmianie funduszu oraz w procesie oceny przez organy nadzoru.

Modele *market timing* mogą być uzupełniającą metodą wykorzystywaną w ocenie efektywności zarządzania portfelem OFE. Ze względu na długi horyzont inwestycji charakteryzujący fundusze emerytalne należałoby wydłużać analizowane szeregi czasowe, co mogłoby wpłynąć na poprawę istotności oszacowań parametrów modelu. Dodatkową wadą modeli *market timing* może być błędne dopasowanie modelu regresji do danych oraz błąd oszacowań parametrów modelu.

## Literatura

- Alexander G., Sharpe W., Bailey J., *Fundamentals of Investments*, Prentice-Hall, Upper Saddle River, New Jersey 2001.
- Allen M.S., *Zarządzanie firmą portfelową*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków 2001.
- Dziechciarz J. (red.), *Ekometria. Metody, przykłady, zadania*, AE, Wrocław 2003.
- Elton E.J., Gruber M.J., *Nowoczesna teoria portfelowa i analiza papierów wartościowych*, WIG-Press, Warszawa 1998.
- Hagin R.L., *Investment Management: Portfolio Diversification, Risk, and Timing – Fact and Fiction*, John Wiley & Son, Hoboken, New Jersey 2004.
- Henriksson R.D., Merton R.C., *On market timing and investment performance. II statistical procedures for evaluating forecasting skills*, „Journal of Business” 1981 vol. 54, s. 513-533.
- Jajuga K. (red.), *Metody ekonometryczne i statystyczne w analizie rynku kapitałowego*, AE, Wrocław 2000.
- Merton R.C., *On market timing and investment performance. An equilibrium theory of value for market forecasts*, „The Journal of Business” July 1981 vol. 54, no. 3, s. 363-406.
- Reilly F., Brown K., *Analiza inwestycji i zarządzanie portfelem*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2001.

## Źródła internetowe

- [1] [www.cfa.com.pl](http://www.cfa.com.pl).

## MARKET TIMING MODELS IN PERFORMANCE EVALUATION OF PENSION FUND INVESTMENTS

### Summary

Total return of pension funds published by the Financial Supervision Commission (KNF) is a controversial issue. Total return of a fund is an incomplete measure of the performance because it ignores risk. The paper presents the alternative measures – Market Timing Models.