

Testowanie silnej efektywności informacyjnej ryнку polskich funduszy emerytalnych

Andrzej Karpio, Dorota Żebrowska-Suchodolska*

Streszczenie: *Cel* – Głównym celem badań była odpowiedź na pytanie dotyczące silnej efektywności informacyjnej rynku funduszy emerytalnych tuż przed zmianą prawa i tuż po niej.

Metodologia badania – Cały okres został podzielony na dwa podokresy: styczeń 2012 – styczeń 2014 i luty 2014 – luty 2016. Następnie zbudowano modele Treynora-Mazuy’ego oraz Henrikssona-Mertona, a współczynniki estymowano, wykorzystując tygodniowe stopy zwrotu.

Wynik – Uzyskane wyniki dla obu podokresów porównano ze sobą, co pozwala stwierdzić, że współczynniki wycucia rynku i selektywności aktywów tuż przed zmianą, jak i tuż po zmianie prawa dla większości funduszy były statystycznie nieistotne. Zatem w polityce inwestycyjnej dominuje pasywny sposób zarządzania portfelami funduszy emerytalnych.

Oryginalność/Wartość – Dwa lata, jakie upłynęły od zmiany prawa, po raz pierwszy umożliwiły ocenę zdolności zarządzających portfelami funduszy przystosowania polityki inwestycyjnej do nowych warunków prawnych.

Słowa kluczowe: wskaźnik Treynora-Mazuy’ego, wskaźnik Henrikssona-Mertona, selektywność, wycucie rynku

Wprowadzenie

Efektywność inwestycyjna uczestników rynku kapitałowego niezmiennie pozostaje w kręgu zainteresowania wielu badaczy, w przypadku Polski powstało już wiele opracowań zwartych, spośród których warto wspomnieć np. Dybał (2008), Perez (2012), Czekaj (2014). Pierwsza pozycja dotyczy rynku giełdowego, natomiast druga i trzecia odpowiednio rynku otwartych funduszy inwestycyjnych i otwartych funduszy emerytalnych. Tematem niniejszej pracy jest silna efektywność bardzo szczególnego segmentu rynku kapitałowego, a mianowicie otwartych funduszy emerytalnych. Owa szczególność wynika z dwóch cech: po pierwsze, stanowią one element II filara systemu ubezpieczeń społecznych, zatem w pewnym stopniu ich efektywne lub nieefektywne działanie będzie przekładało się na przyszłe emerytury ich uczestników; po drugie, podmioty te są znaczącym kapitałowo inwestorem na rynku finansowym. Niestety, oba te elementy doznały w ostatnich latach znacznych perturbacji –

* dr Andrzej Karpio, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, Wydział Zastosowań Informatyki i Matematyki, Katedra Ekonometrii i Statystyki, e-mail: andrzej_karpio@sggw.pl; dr Dorota Żebrowska-Suchodolska, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, Wydział Zastosowań Informatyki i Matematyki, Katedra Ekonometrii i Statystyki, e-mail: dorota_zebrowska_suchodolska@sggw.pl

ograniczono składki wpływające do funduszy emerytalnych oraz zakazano inwestycji w skarbowe instrumenty dłużne. W tym drugim przypadku pozbawiono fundusze emerytalne aktywów ulokowanych w te instrumenty. W związku z tym autorzy postanowili przyrzeć się efektywności inwestycyjnej otwartych funduszy emerytalnych w okresie dwóch lat przed zmianami i dwóch lat po zmianach uregulowań prawnych. Większość dotychczasowych prac autorów najczęściej odnosiła się do efektywności inwestycyjnej mierzonej powszechnie wykorzystywanymi wskaźnikami, np. Karpio, Żebrowska-Suchodolska (2016a, s. 15). Wykorzystuje się wówczas miary, które porównują wyniki inwestycyjne funduszy z przyjętymi benchmarkami i stopą wolną od ryzyka, uwzględniając dodatkowo ryzyko zarówno specyficzne, jak i całkowite. Wydaje się, że w okresie istotnych zmian ustawowych, rzutujących na składy portfeli funduszy emerytalnych, nabiera znaczenia doświadczenie zarządzających w budowaniu portfela poprzez umiejętny dobór aktywów oraz wycucie rynku umożliwiające trafny wybór momentu dokonywania transakcji. W konsekwencji we wspomnianym okresie postanowiono przyrzeć się silnej efektywności rynku otwartych funduszy emerytalnych, co jest celem niniejszej pracy. W badaniach wykorzystano standardowe modele służące temu celowi, a mianowicie: Treynora-Mazuy'ego (1966, s. 131) oraz parametryczny model Henrikssona-Mertona (1981, s. 513).

1. Rozważania metodyczne

Podstawą oceny efektywności inwestycyjnej instytucji zbiorowego inwestowania najczęściej są standardowe miary w rodzaju współczynników Treynora, Sharpe'a i Jensena wraz z ich modyfikacjami lub uogólnieniami (Calmar, Omega itp.). Wspólną ich cechą jest pomiar jakości zarządzania portfelami inwestycyjnymi w kontekście różnych form ryzyka (rynkowe i pozarynkowe), jak również różnych ich definicji oraz różnych benchmarków. Podstawowym ograniczeniem jest to, że na ogół miary te dokonują oceny biernego stylu zarządzania. Wyjątkiem są miary oparte na współczynniku alfa, w rodzaju wskaźnika Jensena i jego modyfikacji. Aktywność zarządzających można, w ograniczonym zakresie, badać, np. wyznaczając persystencję pozycji rankingowych utworzonych na podstawie powyższych miar w różnych okresach czasu, często odnoszących się do zmian koniunktury rynkowej (Karpio, Żebrowska-Suchodolska, 2016b, s. 64). Z punktu widzenia klientów (uczestników) funduszy zbiorowego inwestowania mogą oni oczekiwać dużo więcej niż jedynie biernego „naśladowania” rynku. Wnosząc opłaty za zarządzanie, naliczane od aktywów, którymi klienci obciążani są wielokrotnie przez cały czas pozostawania w funduszu, mogą wymagać aktywnego podejścia zarządzających do inwestowania i trafnego przewidywania zachowania się zarówno rynku, jak i poszczególnych dostępnych instrumentów finansowych. Narzędzi do badania tego aspektu funkcjonowania funduszy zbiorowego inwestowania dostarczają modele Treynora-Mazuy'ego (1966, s. 131) oraz Henrikssona-Mertona (1981, s. 513). W pierwszym przypadku model ma postać równania:

$$r_{A,t} - r_{f,t} = \alpha_A + \beta_A(r_{M,t} - r_{f,t}) + \delta_A(r_{M,t} - r_{f,t})^2 + \varepsilon_{A,t} \quad (1)$$

gdzie $r_{A,t}$, $r_{f,t}$, $r_{M,t}$ są jednookresowymi stopami zwrotu w okresie t , odpowiednio z portfela funduszu A , waloru pozbawionego ryzyka f oraz benchmarku M . Współczynnik α_A jest miarą umiejętności zarządzania portfelem w zakresie selektywności aktywów, δ_A w zakresie stosowania market-timingu, a β_A jest miarą wykorzystywania trendów rynkowych. Wyraz $\varepsilon_{A,t}$ jest składnikiem losowym modelu opisującym ryzyko pozarynkowe. Interpretację współczynnika δ_A , kluczowego dla dalszych rozważań, przedstawiono na rysunku 1. Linia prosta opisuje linię charakterystyczną funduszu, czyli przypadek, gdy $\delta_A = 0$. Uwzględnienie wyrazu kwadratowego prowadzi do krzywej pokazanej na rysunku wówczas, gdy $\delta_A > 0$. W tym przypadku wzrost lub spadek wartości zmiennej $r_{M,t} - r_{f,t}$ prowadzi do zwiększenia stopy zwrotu $r_{A,t} - r_{f,t}$ oznaczającej zysk uczestników funduszu. Podmiot charakteryzujący się większą wartością współczynnika δ_A niż inny lepiej doбира momenty dokonywania transakcji, bardziej zwiększając zysk z inwestycji przy zmianach sytuacji rynkowej i to zarówno przy jej poprawie ($r_{M,t} - r_{f,t}$ wzrasta), jak i pogorszeniu ($r_{A,t} - r_{f,t}$ maleje). Zatem można powiedzieć, że zarządzający poprzez umiejętne dobieranie momentów zmiany składu portfela zwiększa efektywność inwestycji, gdy portfel charakteryzuje się większym dodatnim współczynnikiem δ_A . Oczywiście, sytuacja jest niekorzystna, gdy współczynnik ten jest ujemny, ponieważ wówczas zarządzający nieumiejętnie doбира momenty dokonywania transakcji. W konsekwencji ocena efektywności inwestycyjnej w zakresie wycucia rynku sprowadza się do zbadania istotności parametru δ_A i jego znaku w przypadku, gdy ze statystycznego punktu widzenia jest on różny od zera.

Natomiast ilościową miarą umiejętności doboru aktywów do portfela w celu poprawy efektywności inwestycji jest współczynnik Treynora-Mazuy'ego:

$$TM_A = \bar{r}_A - r_f - \beta_A(\bar{r}_M - r_f) + \delta_A(\bar{r}_M - r_f)^2 \quad (2)$$

gdzie \bar{r}_A , \bar{r}_M są średnimi stopami zwrotu odpowiednio funduszu i benchmarku, najczęściej obliczanymi w rocznym horyzoncie czasowym, natomiast r_f jest stopą pozbawioną ryzyka. Im współczynnik Treynora-Mazuy'ego jest większy, tym zarządzający lepiej doбира walory do portfela, zwiększając jego efektywność niezależnie od koniunktury rynkowej, możliwości oferowane przez rynek opisuje bowiem współczynnik beta, który nie jest przedmiotem zainteresowania niniejszej pracy.

Drugi model, Henrikssona-Mertona, opisywany jest równaniem:

$$r_{A,t} - r_{f,t} = \alpha_A + \beta_A(r_{M,t} - r_{f,t}) + \gamma_A y_{M,t} + \varepsilon_{A,t} \quad (3)$$

gdzie $y_{M,t} = \max\{0, r_{M,t} - r_{f,t}\}$, natomiast pozostałe symbole mają taki sam sens jak wcześniej. Podobnie jak poprzednio kluczowe znaczenie dla oceny efektywności inwestycyjnej mają współczynniki: γ_A dla oceny umiejętnego doboru momentu dokonywania transakcji oraz α_A jako miara adekwatnego do sytuacji rynkowej doboru składników portfela inwestycyjnego. Z tym drugim aspektem związany jest wskaźnik Henrikssona-Mertona, zdefiniowany analogicznie do poprzedniego, wynikającego z modelu Treynora-Mazuy'ego, a mianowicie:

$$HM_A = \bar{r}_A - r_f - \beta_A(\bar{r}_M - r_f) - \gamma_A \bar{y}_M \quad (4)$$

gdzie \bar{y}_M jest średnią wartością zmiennej $y_{M,t}$, a pozostałe symbole mają takie same znaczenie jak we wzorze (2). Interpretacja wskaźnika HM również jest analogiczna do interpretacji wskaźnika TM .

W przypadku obu miar, Treynora-Mazuy'ego oraz Henrikssona-Martona, kluczową kwestią związaną z ich interpretacją jest weryfikacja hipotez: $H_0: TM_A = 0$ i $H_0: HM_A = 0$ wobec hipotez alternatywnych, mówiących o różnych od zera wartościach współczynników. Brak podstaw do odrzucenia hipotez zerowych oznacza, że zarządzający nie mają umiejętności doboru aktywów do portfela zwiększających efektywność inwestycji.

Dalsza części pracy opiera się na obu modelach i wynikających z nich miar efektywności. Badania dotyczyły 12 otwartych funduszy emerytalnych funkcjonujących w latach 2012–2016. Przy doborze funduszy uwzględniono konsolidację rynku, w rezultacie z początkowych 14 funduszy w całym okresie badań funkcjonowało 12. Cały okres podzielono na dwa podokresy związane ze zmianą uregulowań prawnych, w konsekwencji I okres to styczeń 2012 – styczeń 2014, a drugi to luty 2014 – luty 2016. Podstawą budowy modeli były tygodniowe stopy zwrotu, a parametry estymowano klasyczną metodą najmniejszych kwadratów. Jako stopę pozbawioną ryzyka przyjęto WIBOR 1W, obliczając jego średnią wartość w tygodniowych okresach zgodnych z przyjętymi dla zmian jednostek uczestnictwa funduszy (stopa WIBOR zmienia się codziennie).

W pierwszym okresie stopą zwrotu z benchmarku była kombinacja liniowa stóp zwrotu z indeksu WIG i indeksu rynku obligacji TBSP, z wagami odpowiednio: 0,4 i 0,6, które odzwierciedlały ustawowe ograniczenia nałożone na składy portfeli funduszy emerytalnych. Należy dodać, że podczas obowiązywania „starej” ustawy fundusze emerytalne mogły inwestować do 40% aktywów w akcje notowane na rynku regulowanym. Jednak w praktyce zaangażowanie większości funduszy oscylowało wokół 30%, niemniej w pracy przyjęto ograniczenie ustawowe. W drugim okresie stopą zwrotu benchmarku była kombinacja liniowa stóp zwrotu indeksu WIG i WIBOR 1W z wagami odpowiednio 0,8 i 0,2. W tym przypadku brak jest indeksu opisującego nieakcyjną część portfeli inwestycyjnych funduszy. Dlatego uznano, że jest to część portfela, na którą składają się pozaskarbowe instrumenty dłużne (z wartościowo niewielkim udziałem, jak wynika z analizy portfeli funduszy), jak i płynne aktywa z rynku pieniężnego – stąd WIBOR 1W. Warto dodać, że przyglądając się składom portfeli funduszy emerytalnych, można stwierdzić, że udział akcji często zbliża się do 80%, co uzasadnia przyjętą wagę.

Przy obliczaniu współczynników strukturalnych obu modeli oraz wskaźników TM i HM korzysta się z procentowych zmian benchmarków, zatem pojawia się pytanie o wartość samego benchmarku. Można ją otrzymać, dokonując dyskretnego całkowania przyjętych zależności. Dla przykładu rozważmy I okres badań, z powyższych rozważań wynika, że procentowa zmiana ma postać:

$$r_{M,t} = 0,4r_{WIG,t} + 0,6r_{TBSP,t} \quad (5)$$

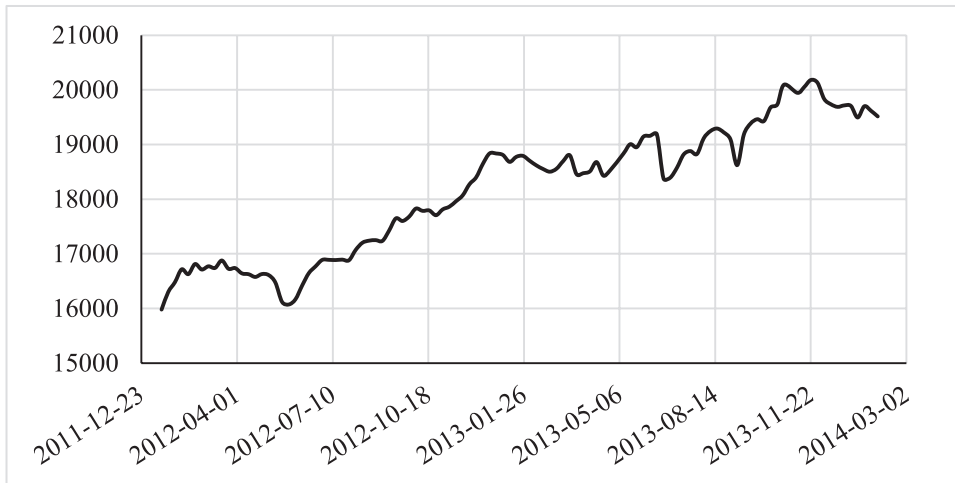
gdzie t jest zmienną czasową opisująca kolejne tygodnie. Wartość benchmarku $M_t^{(I)}$ (indeks I odnosi się do pierwszego przyjętego okresu badań) otrzymujemy, rozwiązując równanie:

$$\frac{M_t^{(I)} - M_{t-1}^{(I)}}{M_{t-1}^{(I)}} = r_{M,t} \tag{6}$$

Rozwiązanie ma postać:

$$M_t^{(I)} = M_0^{(I)} \prod_{i=1}^t (1 + r_{M,i}) \tag{7}$$

Przyjmując warunek początkowy, zadany wartością benchmarku w chwili (dacie) początkowej dnia 13 stycznia 2012 roku, równy $M_0^{(I)} = 15980$ punktów, otrzymujemy przebieg w całym okresie I pokazany na rysunku 1.



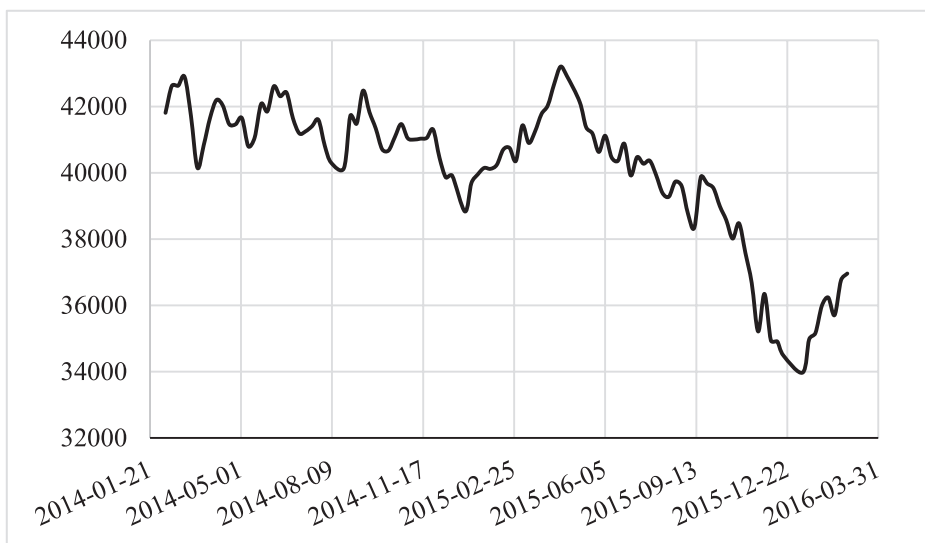
Rysunek 1. Przebieg benchmarku w okresie: styczeń 2012 – styczeń 2014

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GPW w Warszawie.

Zupełnie analogicznie postępujemy w drugim okresie, otrzymując przebieg benchmarku $M_t^{(II)}$ pokazany na wykresie 2. Wartość początkowa w dniu 21 lutego 2014 roku jest tym razem równa $M_0^{(II)} = 40963$.

Należy zauważyć, że wartości benchmarków w obu okresach znacznie się od siebie różnią. Spowodowane jest to różnymi ich składami (w pierwszym WIG i TBSP, a w drugim WIG i WIBOR 1W), a zatem i wartościami. Nie ma to jednak wpływu na uzyskane wyniki, gdyż zależą one nie od bezwzględnej wartości benchmarków, ale od zmian procentowych. Warto zwrócić uwagę, że w I okresie mieliśmy do czynienia z trendem wzrostowym, a w II okresie z początkowo łagodnie spadkowym i dużo szybszym spadkiem od połowy 2015 roku. Co więcej, zmienność benchmarku w I okresie jest dużo mniejsza niż w II, co jest

oczywistym efektem wynikającym ze „stabilizującej” zmienności benchmarku roli obligacji skarbowych. Większe wahania w II okresie przełożą się na wyniki w uzyskane w dalszej części pracy.



Rysunek 2. Przebieg benchmarku w okresie: luty 2014 – luty 2016

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GPW w Warszawie i portalu Stooq.pl.

2. Analiza umiejętności wycucia rynku i selektywności aktywów

W obu modelach wartości statystyki F Fishera-Snedecora uzasadniały odrzucenie hipotezy zerowej mówiącej o braku statystycznej istotności wszystkich parametrów modelu. Jednak oddzielne badania istotności poszczególnych parametrów pokazały, że jedynie współczynnik beta był istotnie różny od zera i dodatni. Pozostałe parametry były równe zero ze statystycznego punktu widzenia, z wyjątkiem jednostkowych przypadków w I okresie badań i modelu Treynora-Mazuy'ego. Wynik szacowania współczynników δ_A i γ_A , opisujących umiejętności krótkoterminowego dostosowywania portfeli funduszy do sytuacji rynkowej przedstawiono w tabeli 1.

Tabela 1Oszacowanie współczynników β

Fundusz	Model Treynora-Mazuy'ego		Model Henrikssona-Mertona	
	I okres	II okres	I okres	II okres
Aegon	1,82569	-6,53481	0,00905	-0,29875
Alianz	1,52822	-5,68829	-0,00103	-0,23523
Aviva	0,52032	-6,28990	-0,06256	-0,27974
Axa	2,10047	-5,75689	0,03535	-0,26172
Bankowy	1,86312	-6,27542	0,00884	-0,28467
Generali	2,69165*	-6,53102	0,05222	-0,30331
Metlife	2,15627	-6,48361	0,00622	-0,28348
Nationale	1,89407	-6,77865	0,00989	-0,31442
Nordea	3,40688*	-2,76881	0,11703	-0,11636
Pekao	2,62814	-6,64694	0,03151	-0,28588
Pocztalion	2,42275	-6,85749	0,02674	-0,29890
PZU	3,12424*	-6,15702	0,09912	-0,28015

Źródło: opracowanie własne.

Gwiazdką zaznaczono jedyne współczynniki statystycznie różne od zera przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$. Warto zwrócić uwagę, że w obu modelach współczynniki wycucia rynku w dwóch okresach różnią się znacznie od siebie. Różnice sięgają kilkakrotności w przypadku modelu Treynora-Mazuy'ego i niekiedy dwóch rzędów wielkości w przypadku modelu Henrikssona-Mertona. Co więcej, pomijając fakt nieistotności prawie wszystkich współczynników, w II okresie przyjmowały one wartości ujemne, a w pierwszym dodatnie (wyjątkiem jest Alianz i Aviva). Jednak należy zaznaczyć, że w I okresie współczynniki determinacji R^2 dla obu modeli osiągały wartość około 80–90%, a w II okresie miały wartość kilkunastu procent. Oznacza to, że w drugim okresie na zmiany jednostek uczestnictwa funduszy emerytalnych miały wpływ czynniki inne niż przyjęty benchmark. Trudno jest powiedzieć jaki, wydawało się, że po zmianie uregulowań prawnych, gdy w portfelach funduszy znalazło się około 80% akcji notowanych na GPW indeks giełdowy powinien dobrze odzwierciedlać zmiany jednostek uczestnictwa funduszy, tym bardziej że współczynniki beta były dodatnie i istotne statystycznie. Wracając do miar wycucia rynku, można stwierdzić, że poza jednostkowymi przypadkami w obu okresach zarządzający nie byli w stanie dostosowywać swojej polityki inwestycyjnej do zmiennej koniunktury giełdowej poprzez właściwy dobór momentu dokonywania transakcji.

Drugi aspekt silnej efektywności rynku otwartych funduszy emerytalnych badano, obliczając wskaźniki Treynora-Mazuy'ego (wzór 2) oraz Henrikssona-Mertona (wzór 4). Uzyskane wyniki zawarto w tabeli 2.

Tabela 2

Wartości wskaźników TM i HM

Fundusz	Wskaźnik Treynora-Mazuy'ego <i>TM</i>		Wskaźnik Henrikssona-Mertona <i>HM</i>	
	I okres	II okres	I okres	II okres
Aegon	0,000128576	-0,000493949	0,000108255	0,001444567
Alianz	0,000358547	-0,000444098	0,000371945	0,001083904
Aviva	0,000215739	-0,000619620	0,000439944	0,001196069
Axa	0,000135276	-0,000298737	0,000023873	0,001399571
Bankowy	0,000366050	-0,000383754	0,000346719	0,001463509
Generali	0,000121383	-0,000879079	-0,000045824	0,001088695
Metlife	0,000411259	-0,000442304	0,000403060	0,001398006
Nationale	0,000326214	-0,000861449	0,000303364	0,001178417
Nordea	0,000533710	-0,000551134	0,000142269	0,000204553
Pekao	0,000207160	-0,000854610	0,000112665	0,001001554
Pocztylion	0,000208196	-0,000551370	0,000129229	0,001389059
PZU	0,000212650	-0,000561398	-0,000117360	0,001256486

Źródło: opracowanie własne.

Jak widać, wskaźniki przyjmują bardzo małe wartości i to niezależnie od okresu badań, jak również przyjętego modelu. Test istotności ($\alpha = 0,05$) pokazuje, że ze statystycznego punktu widzenia wszystkie wartości są zerowe. Oznacza to, że zarządzający portfelami nie są w stanie wykazać się umiejętnością selektywnego doboru walorów w celu poprawy efektywności inwestycyjnej. Wniosek taki jest uprawniony niezależnie od tego, który z obu modeli wykorzystujemy.

Uwagi końcowe

Zaprezentowana analiza wycucia rynku i umiejętności doboru aktywów do portfeli inwestycyjnych nie wystawia dobrego świadectwa zarządzającym funduszami emerytalnymi. W podsumowaniu można stwierdzić, że zarówno przed zmianami, jak i po zmianach ustawowych współczynniki δ_A i γ_A występujące w wykorzystywanych modelach, ze statystycznego punktu widzenia, były równe zero, poza jednostkowymi przypadkami w I okresie badań (Generali, Nordea, PZU). Oznacza to, że zależność pomiędzy nadwyżkową stopą zwrotu funduszy w zasadzie jest linią prostą. Fakt ten potwierdza analiza współczynników beta w obu modelach, należy dodać, że wszystkie były istotne statystycznie, wyniki zawarto w tabeli 3.

Tabela 3

Wartości współczynników beta

Fundusz	Model Treynora-Mazuy'ego		Model Henrikssona-Mertona	
	I okres	II okres	I okres	II okres
Aegon	0,854127	0,334016	0,838116	0,483196
Alianz	0,861244	0,357061	0,851865	0,474849
Aviva	0,868925	0,345103	0,894796	0,484894
Axa	0,798241	0,322009	0,768173	0,452716
Bankowy	0,842697	0,343765	0,826543	0,485940
Generali	0,836854	0,343888	0,795087	0,495281
Metlife	0,870210	0,345692	0,853391	0,487418
Nationale	0,918371	0,340117	0,901526	0,497060
Nordea	0,848826	0,368069	0,772168	0,426306
Pekao	0,904242	0,383801	0,872560	0,526788
Pocztalion	0,865074	0,383725	0,836946	0,533170
PZU	0,869486	0,362018	0,803020	0,501926

Źródło: opracowanie własne.

Taka sytuacja uzasadnia twierdzenie, że zarządzający większą uwagę poświęcali naśladowaniu rynku, a nie efektywnemu wyborowi momentów dokonywania transakcji i trafnemu doboru aktywów do portfeli. Wskaźniki Treynora-Mazuy'ego i Henrikssona-Mertona były statystycznie nieistotne w obu okresach badań. Uzyskane wyniki uzasadniają twierdzenie, że rynek funduszy emerytalnych w latach 2012–2016 był informacyjnie efektywny w silnym sensie, a więc zarządzający nie potrafili „pokonać” go w interesie uczestników funduszy. Profesjonalnie zarządzający nie byli w stanie wykorzystać lub nie byli zainteresowani wykorzystaniem swoich umiejętności i wiedzy do „pokonania” rynku, zwiększając atrakcyjność oszczędzania w II filarze systemu ubezpieczeń społecznych. Sformułowane wnioski wynikają z obu wykorzystywanych modeli, co znacznie je uwiarygadnia.

Warto dodać, że wcześniejsze badania autorów, koncentrujące się na efektywności inwestycyjnej, doprowadziły do analogicznych wniosków (Karpio, Żebrowska-Suchodolska, 2016b, s. 64). Badania przeprowadzone dla tego samego okresu z podziałem na podokresy przed zmianami ustawowymi i po nich wykorzystywały nieklasycznie metody oceny efektywności inwestycji to znaczy wskaźniki: informacyjny, Sharpe'a-Israelsena, Omega, potencjału nadwyżkowej stopy zwrotu UPR i wskaźnik Calmar. Wartości wskaźników otrzymane dla funduszy po styczniu 2014 roku okazały się o wiele niższe niż w okresie przed zmianami ustawowymi. Wyniki te przełożyły się również na różnice w rankingach. Większość funduszy nie potrafiła utrzymać swojej pozycji rankingowej, fundusze z czołowych miejsc w rankingu zajmowały często odległe miejsca w drugim podokresie. Wyjątkiem były tylko fundusze Alianz i Pocztalion, które wykazywały się stabilnością pozycji w obu okresach.

Literatura

- Czekaj, J. (red.) (2014). *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce*. Warszawa: PWE.
- Dybał, M. (2008). *Efektywność inwestycyjna funduszy emerytalnych*. Warszawa: CeDeWu.
- Henriksson, R., Merton, R. (1981). On Market Timing and Investment Performance. II Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills. *Journal of Business*, 54 (4), 513 – 533.
- Karpio, A., Żebrowska-Suchodolska, D. (2016a). Polish open-end pension funds performance and its persistence. *Acta Oeconomica*, 15 (1), 15–25.
- Karpio A., Żebrowska-Suchodolska, D. (2016b). Efektywność inwestycyjna polskich funduszy emerytalnych w okresie zmian zasad prawnych. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, 17, (3), 64–72.
- Perez, K. (2012). *Efektywność funduszy inwestycyjnych. Podejście techniczne i fundamentalne*. Warszawa: Difin.
- Treynor, J.L., Mazuy, K. (1966). Can Mutual Funds outguess the Market? *Harvard Business Review*, 44, 131–136.

TESTING OF THE STRONG INFORMATION EFFECTIVENESS OF POLISH PENSION FUNDS' MARKET

Abstract: *Purpose* – The main goal of the investigation was the answer to the question about the strong information effectiveness of pension funds just before and just after the changes of the legal rules.

Design/Methodology/approach – The whole period was divided into two sub-periods: January 2012 – January 2014 and February 2014 – February 2016. The Treynor-Mazuy and Henriksson-Merton's models were created and the coefficients were estimated applying weekly rates of return.

Findings – The obtained results for both sub-periods were compared, what allows to conclude that coefficients of market – timing and asset's selectivity just before and just after the changing of the legal rules were statistically insignificant for the more funds. So, the passive way of the managing of pension funds' portfolios dominates.

Originality/Value – Two years that passed from the change of the legal rules for the first time gave the possibility to judge the ability of funds portfolios' managers to adopt their investment policy to the new law.

Keywords: Treynor-Mazuy coefficient, Henriksson-Merton coefficient, selectivity, market-timing

Cytowanie

Karpio, A., Żebrowska-Suchodolska, D. (2017). Testowanie silnej efektywności informacyjnej rynku polskich funduszy emerytalnych. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 2 (86), 303–312. DOI: 10.18276/frfu.2017.86-25.