

EFEKTYWNOŚĆ INWESTYCYJNA POLSKICH FUNDUSZY EMERYTALNYCH W OKRESIE ZMIAN ZASAD PRAWNYCH¹

Andrzej Karpio, Dorota Żebrowska-Suchodolska

Katedra Ekonometrii i Statystyki,
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
e-mail: andrzej_karpio@sggw.pl, dorota_zebrowska-suchodolska@sggw.pl

Streszczenie: Praca dotyczy oceny wyników inwestycyjnych osiągniętych przez 12 otwartych funduszy emerytalnych funkcjonujących na polskim rynku kapitałowym w latach 2012-2016. Okres badań został wybrany zgodnie ze zmianami prawnymi wprowadzonymi w 2014 roku i został podzielony na dwa podokresy: styczeń 2012 - styczeń 2014 oraz luty 2014 – luty 2016. Miary efektywności obliczono biorąc pod uwagę tygodniowe stopy zwrotu i na ich podstawie utworzono rankingi otwartych funduszy emerytalnych. W badaniach wykorzystano współczynniki: beta, informacyjny, Sharpe'a - Israelsena, Calmar, Omega oraz UPR.

Słowa kluczowe: fundusz emerytalny, współczynnik efektywności inwestycyjnej, współczynnik korelacji rangowej Spearmana, persystencja

WSTĘP

Problem efektywności inwestycyjnej otwartych funduszy emerytalnych od wielu lat znajduje się w polu zainteresowania wielu autorów. Poświęcono jej nie tylko artykuły, ale również wydawnictwa zwarte [np. Dybał 2008]. Do końca 2013 roku wielokrotnie zmieniano przepisy regulujące funkcjonowanie funduszy emerytalnych, jednak zapisy dotyczące ograniczeń nakładanych na portfele inwestycyjne pozostawały takie same. Sytuacja uległa zmianie w 2013 roku, kiedy to uniemożliwiono tym podmiotom lokowanie aktywów w instrumenty dłużne skarbu państwa, co w drastyczny sposób zmieniło ryzyko podejmowanych

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

inwestycji, a zatem i jakości zarządzania portfelami. Zmiana zasad prawnych stwarza możliwość zbadania efektywności rynku tych podmiotów tuż przed i tuż po dokonanych zmianach i to jest celem pracy. Po upływie dwóch lat próba jest na tyle liczna, że można wykorzystać narzędzia statystyczne. W badaniach uwzględniono cztery lata podzielone na dwa jednakowo długie podokresy i brano pod uwagę tygodniowe procentowe zmiany jednostek rozrachunkowych. Nie uwzględniano pobieranej prowizji i opłat za zarządzanie. Przedmiotem zainteresowania autorów jest przede wszystkim sam rynek funduszy, a nie efektywność poszczególnych podmiotów. Wyznaczenie rankingów, w oparciu o różne miary efektywności, jest punktem wyjścia do analizy persystencji przy jakościowej zmianie portfeli na początku 2014 roku. W kosekwencji autorzy stawiają sobie za cel udzielenie odpowiedzi na pytanie o to, na ile zarządzający portfelami inwestycyjnymi potrafili dostosować swoją politykę do zmienionych warunków, w jakich przyszło funkcjonować otwartym funduszom emerytalnym.

W badaniach zastosowano zarówno miary wykorzystujące benchmark (wskaźnik informacyjny i Sharpe'a – Israelsena) jak i odwołujące się do ryzyka jako miary strat (Omega, UPR i Calmar), a nie zmienności. W ten sposób otrzymane rankingi będą oparte na jakościowo różnych miarach, uwzględniających zarówno sytuację rynkową jak i potoczne rozumienie ryzyka. Należy bowiem pamiętać, że klientami funduszy są w zdecydowanej większości osoby, które nie mają żadnego profesjonalnego przygotowania do ich oceny, a ryzyko utożsamiają ze stratą.

ZAŁOŻENIA METODYCZNE

W analizie uwzględniono 12 otwartych funduszy emerytalnych funkcjonujących w całym okresie badań, a mianowicie: AEGON, Allianz, Metlife (dawniej Amplico), Aviva, AXA, Bankowy, Generali, Nationale (dawniej ING), Nordea, Pekao, Pocztylion, PZU. Pod uwagę wzięto tygodniowe procentowe zmiany jednostek rozrachunkowych, nie uwzględniano kosztów ponoszonych przez uczestników funduszy – prowizji i opłaty za zarządzanie. Dane pobrano ze strony stooq.pl. Okres badań, czyli lata 2012-2016 podzielono na dwa podokresy: styczeń 2012 – styczeń 2014 oraz luty 2014 – luty 2016. W każdym z nich utworzono rankingi funduszy w oparciu o następujące współczynniki efektywności inwestycyjnej: współczynnik informacyjny, Sharpe'a – Israelsena, Calmar, Omega, UPR oraz współczynniki beta w liniach charakterystycznych funduszy emerytalnych. W tym ostatnim przypadku czynnikiem rynkowym była kombinacja indeksu akcji WIG i indeksu obligacji TBSP w I okresie oraz WIG i WIBOR 1W w II okresie.

Przed zmianami ustawowymi z 2013 roku portfele funduszy emerytalnych nie mogły zawierać więcej niż 40% akcji dopuszczonych do obrotu publicznego, pozostałymi aktywami były instrumenty dłużne, przede wszystkim skarbu państwa.

Jak pokazuje analiza składów portfeli funduszy, w praktyce udział akcji był bliski 30%, niemniej jednak w pracy przyjęto parametry wynikające z ustawy. Dlatego w obliczeniach dotyczących I okresu przyjęto, że procentowa zmiana wykorzystywanego czynnika rynkowego I wyraża się wzorem:

$$r_{It} = 0,4r_{WIGt} + 0,6r_{TBSPt} \quad (1)$$

gdzie r_{It} , r_{WIGt} , r_{TBSPt} są tygodniowymi procentowymi zmianami, odpowiednio przyjętego benchmarku, indeksu WIG i indeksu TBSP. Brak jest powszechnie dostępnego indeksu rynku instrumentów dłużnych, uwzględniającego różnych emitentów i papiery o różnej konstrukcji, dlatego zdecydowano się na indeks obliczany przez GPW w Warszawie, chociaż autorzy zdają sobie sprawę z jego mankamentów. W II okresie udział akcji notowanych na rynku regulowanym wynosi ponad 75%, pozostałe aktywa lokowane są w wiele różnych instrumentów, w tym obligacje komunalne lub korporacyjne. Ze względu na brak powszechnie wykorzystywanego indeksu opisującego poza akcyjne lokaty, jako benchmark przyjęto WIBOR 1W (obliczenia dokonywane są na tygodniowych zmianach jednostek uczestnictwa) mając na uwadze mniej od akcji ryzykowne instrumenty „stabilizujące” portfel inwestycyjny. Przyglądając się składom portfeli funduszy emerytalnych można zauważyć, że udział akcji niejednokrotnie sięga 80%, dlatego procentową zmianę czynnika rynkowego w drugim okresie opisuje następująca kombinacja liniowa:

$$r_{It} = 0,8r_{WIGt} + 0,2r_{WIBORt} \quad (2)$$

Biorąc pod uwagę definicję stopy zwrotu, z powyższych formuł możemy otrzymać wartości czynnika rynkowego I_t w chwili t , który jest rozwiązaniem równania:

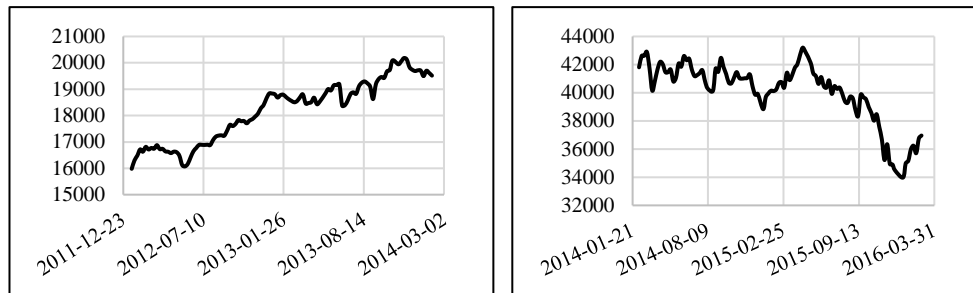
$$\frac{\Delta I_t}{I_{t-1}} = r_{It}, \quad (3)$$

gdzie standardowo: $\Delta I_t = I_t - I_{t-1}$, rozwiązanie ma postać:

$$I_t = I_0 \prod_{s=1}^t (1 + r_{Is}). \quad (4)$$

Przyjmujemy w I okresie wartość początkową czynnika rynkowego równą: $I_0 = 0,4 \cdot WIG_0 + 0,6 \cdot TBSP_0$, gdzie $WIG_0 = 37991,91$ i $TBSP_0 = 1304,47$ są wartościami indeksów 13 stycznia 2012 roku. Natomiast w II okresie wartościami początkowymi będą wartości końcowe z I okresu, ale tym razem zmieniają się wagi i mają one wartości podane we wzorze (2). Niżej zamieszczono wykresy benchmarków w obu podokresach.

Rysunek 1. Przebiegi czynników rynkowych w I okresie (styczeń 2012 - styczeń 2014) i II okresie (luty 2014 - luty 2016)



Źródło: opracowanie własne

Niemal dwukrotny wzrost wartości benchmarku wynika z faktu, iż po wycofaniu obligacji skarbu państwa automatycznie wzrósł udział akcji z przyjętych wcześniej 40% do 80% wartości portfela inwestycyjnego funduszy. Wprowadzony czynnik rynkowy został wykorzystany do wyznaczenia wartości współczynników efektywności: ryzyka rynkowego β , współczynnika informacyjnego oraz Sharpe'a – Israelsena. W pierwszym przypadku współczynnik beta wyznacza się z linii charakterystycznej funduszy emerytalnych. Weryfikacji modelu regresji dokonano standardowymi metodami wykorzystywanymi przy estymacji klasyczną metodą najmniejszych kwadratów. W tym przypadku, i innych, które tego wymagają, przyjęto poziom istotności równy 0,05. Współczynnik informacyjny (Information Ratio) zdefiniowany jest następującym wzorem [Borowski 2014]:

$$IR_A = \frac{\bar{r}_A - \bar{r}_I}{TR_A} \quad (5)$$

gdzie \bar{r}_A jest średnią arytmetyczną stopą zwrotu jednostek uczestnictwa funduszu A w badanym okresie, \bar{r}_I jest analogiczną średnią czynnika rynkowego. Natomiast tracking error TR_A dla funduszu A zdefiniowany jest wzorem:

$$TR_A = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (r_{At} - r_{It} - (\bar{r}_A - \bar{r}_I))^2} \quad (6)$$

Wskaźnik T jest równy liczbie danych wykorzystanych w obliczeniach. Wskaźnik informacyjny mierzy nadwyżkę średniej procentowej zmiany jednostek rozrachunkowych ponad średnią zmianę czynnika rynkowego przypadającą na jednostkę zmienności wyrażonej poprzez różnice zmian jednostek rozrachunkowych i zmian indeksu rynkowego. Modyfikacją wskaźnika informacyjnego jest współczynnik Sharpe'a – Israelsena [Domański 2011]:

$$SI_A = \frac{\bar{r}_A - \bar{r}_I}{TR_A^{\pm 1}} \quad (7)$$

Wykładnik jest równy +1, gdy licznik jest dodatni i -1, gdy jest ujemny.

Kolejne współczynniki efektywności wykorzystane w badaniach nie uwzględniają przyjętego czynnika rynkowego, ale odnoszą się jedynie do różnych definicji ryzyka. Współczynnik Omega przyjmujemy w następującej postaci [Shadwick, Keating 2002]:

$$O_A = \frac{\sum_{t=1}^T \max\{r_{At} - m, 0\}}{\sum_{t=1}^T \max\{m - r_{At}, 0\}} \quad (8)$$

gdzie m jest progiem rentowności, w dalszej części pracy przyjmujemy $m = 0$. Zatem współczynnik Omega mierzy stosunek sumy dodatnich stóp zwrotu, do sumy ujemnych stóp zwrotu. Należy dodać, że w zależności od przyjętych założeń metodycznych, m może być równe stopie pozbawionej ryzyka, średniej stopie czynnika rynkowego lub wykorzystywanego benchmarku. Kolejną miarą jest potencjał nadwyżkowej stopy zwrotu UPR zadany wzorem [Sortino i in. 1999]:

$$UPR_A = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t:r_{At}>m} (r_{At} - m)}{\sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t:r_{At}<m} (r_{At} - m)^2}} \quad (9)$$

Wyraża on ryzyko, jako stratę, co jest zgodne z potocznym jego rozumieniem przez uczestników funduszy. Ostatnią wykorzystywaną miarą jest współczynnik Calmar, zadany wzorem [Pedersen, Rudholm-Alfvén 2003]:

$$C_A = \frac{\bar{r}_A}{|MDD_A|} \quad (10)$$

gdzie MDD_A nazywa się maksymalną stratą na kapitale i jest ona zdefiniowana wzorem:

$$MDD_A = \min_{u \in \{0,1,\dots,T\}} \left\{ \frac{S_{Au} - \max_{s \in \{0,1,\dots,T\}} \{S_{As}\}}{\max_{s \in \{0,1,\dots,T\}} \{S_{As}\}} \right\} \quad (11)$$

gdzie wskaźniki $s, u \in \{0,1, \dots, T\}$ numerują wartości jednostek uczestnictwa S_{As} i S_{Au} funduszu emerytalnego A . Z definicji MDD_A jest wartością ujemną i dlatego w mianowniku współczynnika Calmar pojawia się wartość bezwzględna. Warto wspomnieć, że współczynnik ten został stworzony na potrzeby oceny efektywności funduszy hedgingowych, jednak coraz częściej jest wykorzystywany w ocenie mniej ryzykownych podmiotów, w tym otwartych funduszy inwestycyjnych i emerytalnych.

PERSYSTENCJA OTWARTYCH FUNDUSZY EMERYTALNYCH

Korzystając z wyżej zaprezentowanych wskaźników efektywności utworzono rankingi w obu badanych okresach, wyniki podano w tabeli 1. Już pobieżny rzut oka pozwala zauważyć stosunkowo dużą zmienność pozycji rankingowych, szczególnie funduszy, które zajmują wysokie i niskie pozycje w jednym z dwóch okresów. W szczególności, fundusz AXA w I okresie zajmował najniższą 12-tą pozycję przy wykorzystaniu wskaźników IR i SI i 10-tą przy wykorzystaniu wskaźnika Calmar. Natomiast w okresie II zajął pozycję odpowiednio 2-gą i 1-szą. Wskaźniki Omega, UPR i beta nie są związane z tak dużymi dysproporcjami, ale relacje są podobne. Natomiast fundusz Nordea zachowuje się odwrotnie – pozycje rankingowe w I okresie są wyższe niż w okresie II. W konsekwencji, można stwierdzić, na podstawie oceny jakościowej, że zmiana zasad prawnych w wielu przypadkach przełożyła się na duże zmiany jakości zarządzania portfelami inwestycyjnymi. Fundusze dobrze radzące sobie w „startym” systemie stały się znacznie gorsze w II okresie i na odwrót. Jedynymi wyjątkami są fundusze Alianz i Pocztylion, których pozycje rankingowe charakteryzowały się stosunkowo dużą stabilnością. Na podstawie przeprowadzonych badań trudno jest jednoznacznie odpowiedzieć na pytanie dotyczące przyczyny takiej sytuacji, odpowiedź wymaga dokładnego przyjrzenia się składom portfeli funduszy w obu okresach, co wykracza poza ramy niniejszej pracy.

Tabela 1. Rankingi otwartych funduszy emerytalnych w okresach I i II

Fundusz/ wskaźnik	IR		SI		Calmar		Omega		UPR		Beta	
	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II
AEGON	10	5	10	5	7	5	12	5	10	4	8	11
Alianz	4	4	4	4	2	4	4	4	4	5	5	5
Metlife	2	9	2	9	4	3	2	9	5	8	4	7
Aviva	7	1	7	1	8	7	8	1	12	2	3	12
AXA	12	2	12	2	10	1	6	2	7	1	12	9
Bankowy	5	11	5	11	5	2	3	12	3	11	9	8
Generali	11	3	11	3	12	10	11	3	8	6	11	6
Nationale	3	10	3	10	3	12	5	10	6	10	1	10
Nordea	1	6	1	6	1	6	1	8	1	12	10	3
Pekao	6	12	6	12	9	11	9	11	11	9	2	1
Pocztylion	9	8	9	8	11	9	7	7	9	7	7	2
PZU	8	7	8	7	6	8	10	6	2	3	6	4

Źródło: opracowanie własne

Ilościowe badania stabilności rynku funduszy emerytalnych (persystencji) przy zmianie zasad prawnych przeprowadzono obliczając współczynnik korelacji rangowej Spearmana zadany wzorem:

$$\rho_S = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i^2}{n(n^2 - 1)} \quad (12)$$

gdzie n jest liczbą funduszy ($n = 12$), a d_i jest różnicą między pozycjami rankingowymi (okres I i II), które zajął i -ty fundusz emerytalny. Uzyskane wyniki zebrano w tabeli 2.

Tabela 2. Współczynnik korelacji rangowej Spearmana dla okresów I i II

Wskaźnik	ρ_S	ρ_S^2 (%)
IR	-0,48	23,0
SI	-0,48	23,0
Calmar	0,22	4,8
Omega	-0,41	16,8
UPR	-0,38	14,4
Beta	-0,03	0,1

Źródło: opracowanie własne

Jak widać jedyną nieujemną wartość przyjmuje wskaźnik Calmar natomiast współczynnik beta prowadzi do szczególnie małej wartości współczynnika korelacji. W tym drugim przypadku należy przypomnieć, że w okresie I i II uległ zmianie przyjęty czynnik rynkowy, w pierwszym zadany był wzorem (1), a w drugim wzorem (2), co w ograniczonym zakresie może tłumaczyć bardzo niską korelację pomiędzy miarami ryzyka rynkowego w obu okresach. Wartości kwadratów współczynników korelacji rangowej Spearmana wskazują na bardzo niską korelację, zatem rodzi się podejrzenie, że są one równe zero ze statystycznego punktu widzenia. Rzeczywiście, weryfikacja hipotezy zerowej $H_0: \rho_S = 0$ wobec hipotezy alternatywnej $H_1: \rho_S \neq 0$ prowadzi do braku podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej na poziomie istotności $\alpha = 0,05$. W konsekwencji, można stwierdzić, że zmiany zasad prawnych funkcjonowania otwartych funduszy emerytalnych w 2013 roku doprowadziły do radykalnej zmiany efektywności inwestycyjnej tych podmiotów. Należy dodać, że sformułowany wniosek dotyczy stosunkowo krótkiego okresu czasu – czterech lat, z których dwa lata odnoszą się do „starych” zasad i dwa do „nowych”. Otwarte fundusze emerytalne inwestują długoterminowo, dlatego bardziej wiarygodne wyniki można będzie sformułować w przyszłości. Można przyjąć, że wykorzystany w badaniach okres opisuje czas dostosowywania się rynku funduszy do nowej rzeczywistości i nie musi mieć wiele wspólnego z długookresowymi wynikami rzutującymi na przyszłe emerytury.

Wcześniejsze badania autorów [Karpio i in. 2016] wskazywały na istnienie krótkookresowej stabilności w niektórych podokresach. Przeprowadzona ocena

efektywności inwestycyjnej funduszy emerytalnych dotyczyła lat 2000-2013. Cały okres badań został podzielony na krótsze podokresy, dla których wyznaczone zostały wskaźniki Calmar, Omega, Sortino i UPR. Były one podstawą utworzenia rankingów funduszy, oddzielnie dla każdego podokresu. Stabilność pozycji rankingowych otrzymanych dla okresów 2, 3, 4, 5 i 6-letnich została zbadana przy użyciu współczynników korelacji rangowej Spearmana. Wyniki okazały się być istotne statystycznie pomiędzy rankingami wyznaczonymi dla dwóch z czterech stosowanych miar (wskaźnik Omega, Sortino) w 2-letnich podokresach: 2010-2011 oraz 2012-2013. W przypadku podziału na dłuższe podokresy (3-, 4-, 5- i 6-letnie) autorzy nie zaobserwowali stabilności wyznaczonych rankingów, współczynniki korelacji rangowej Spearmana były równe zero ze statystycznego punktu widzenia na poziomie istotności 0,05.

Statystycznie istotny współczynnik Spearmana otrzymali również autorzy analizując rynek funduszy emerytalnych w latach 2007-2014 [Karpio i in. 2015]. Rankingi utworzone na podstawie współczynnika beta modelu jednowskaźnikowego dla podokresów dwuletnich w latach 2007-2010 okazały się być również stabilne.

UWAGI KOŃCOWE

Zaprezentowane wyniki są częścią większej całości – badania efektywności funduszy emerytalnych na tle rynku otwartych funduszy inwestycyjnych. Do końca 2013 roku porównanie obu rodzajów instytucji zbiorowego inwestowania miało sens wówczas, gdy dokonywano tego biorąc pod uwagę fundusze stabilnego wzrostu. Od 2014 roku należy je zastąpić funduszami akcyjnymi lub zrównoważonymi. Wydaje się, że analiza jakości zarządzania portfelami funduszy emerytalnych nabiera szczególnego znaczenia, przede wszystkim dlatego, że wybór takiej formy oszczędzania na przyszłą emeryturę nie jest już obowiązkowy. Przyszli emeryci mogą decydować się na wybór ZUS, oferującego sztuczną indeksację zgromadzonych kwot lub na wybór podmiotu działającego rynku kapitałowym. Efektywność funduszy emerytalnych zależy od stanu gospodarki, od poziomu rozwoju polskiego rynku finansowego i ostatecznie od aspektów politycznych. Te ostatnie wydają się być największym zagrożeniem dla rozwoju rynku otwartych funduszy emerytalnych. Dwa pierwsze elementy mają wpływ na poziom oszczędności w III filarze, bowiem poprzez IKE i IKZE mogą one trafić do funduszy inwestycyjnych. Dlatego konkurencja pomiędzy różnymi rodzajami funduszy: akcyjnymi, zrównoważonymi i emerytalnymi nasili się, co powinno zaowocować lepszymi wynikami inwestycyjnymi. W konsekwencji, rynek inwestycji kapitałowych dostępnych osobom indywidualnym staje się bardziej konkurencyjny. Ma to pozytywny wpływ nie tylko na przyszłe emerytury, ale również, i przede wszystkim, na rozwój gospodarczy. Dlatego dalsze badania autorów będą koncentrować się na wszechstronnej analizie nie tylko rynku funduszy emerytalnych, ale otoczenia, w którym funkcjonują.

BIBLIOGRAFIA

- Borowski K. (2014) Miary efektywności zarządzania na rynkach finansowych. Difin, Warszawa.
- Burke G. (1994) A Sharper Sharpe ratio. *Futures*, 23 (3).
- Domański Cz. (red.) (2011) Nieklasyczne metody oceny efektywności i ryzyka. PWE, Warszawa.
- Dybał M. (2008) Efektywność inwestycyjna funduszy emerytalnych. CeDeWu.pl, Warszawa.
- Karpio A., Żebrowska-Suchodolska D. (2015) Ryzyko rynkowe otwartych funduszy emerytalnych mierzone korelacją z indeksem TBSP. Referat wygłoszony na konferencji Modelowanie Preferencji a Ryzyko MPaR'15.
- Karpio A., Żebrowska-Suchodolska D. (2016) Polish open-end pension funds performance and its persistence. *Acta Oeconomia*, 15(1).
- Pedersen C. S., Rudholm-Alfvén T. (2003) Selecting a Risk-Adjusted Shareholder Performance Measure. *Journal of Asset Management*, 4 (3).
- Shadwick W., Keating C. (2002) A universal performance measure. *Journal of Performance Measurement*, 6(3), 59-84.
- Sortino F., Van der Meer R., Plantinga A. (1999) The Upside Potential Ratio. *Journal of Performance Measurement*, 4(1).

**INVESTMENT EFFECTIVENESS OF POLISH PENSION FUNDS
DURING THE CHANGING OF THE LEGAL RULES**

Abstract: This paper deals with the assessment of the investment results achieved by 14 pension funds functioning on the Polish capital market in 2012-2016. The period has been chosen with regard to the legal changes that came into force in 2014 and it was divided into two periods: January 2012 – January 2014 and February 2014 – February 2016. The effectiveness measures were calculated taking into account weekly rates of return and rankings of pension funds were created. The following coefficients were taken into consideration: beta coefficients, Information Ratio, Sharpe-Israelson, Calmar, Omega and UPR.

Keywords: pension fund, effectiveness coefficient, Spearman's rank correlation coefficient, persistence