Pobrane z czasopisma Annales H - Oeconomia **http://oeconomia.annales.umcs.pl**
Data: 24/09/2026 16:03:22

DOI:10.17951/h.2017.51.5.149

ANNALES
UNIVERSITATIS MARIAE CURIE-SKŁODOWSKA
LUBLIN – POLONIA
VOL. LI, 5 SECTIO H 2017

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie. Wydział Zastosowań Informatyki i Matematyki

ANDRZEJ KARPIO, DOROTA ŻEBROWSKA-SUCHODOLSKA

andrzej_karpio@sggw.pl, zdorota@o2.pl

Efektywność inwestycyjna polskich funduszy emerytalnych przy zmianie benchmarku rynkowego

The Investment Effectiveness of Polish Pension Funds During the Changes of Market Benchmark

Słowa kluczowe: otwarte fundusze emerytalne; efektywność inwestycyjna; ranking funduszy emerytalnych; persystencja

Keywords: open-end pension fund; investment effectiveness; pension funds' ranking; persistence

Kod JEL: C10; D14; D53; E44; G23

Wstęp

Problematyka związana z oceną efektywności inwestycyjnej różnych podmiotów funkcjonujących na rynkach finansowych niezmiennie cieszy się dużym zainteresowaniem. W szczególności dotyczy to instytucji zbiorowego inwestowania, czyli otwartych funduszy inwestycyjnych oraz otwartych funduszy emerytalnych. Ta druga grupa podmiotów w ostatnich latach wzbudzała wiele emocji, przede wszystkim z powodu zmian ustawowych regulujących ich działalność. W literaturze można spotkać wiele prac poświęconych badaniu zarówno efektywności funkcjonowania poszczególnych funduszy, jak i efektywności całego rynku [Karpio, Żebrowska-Suchodolska, 2014a, s. 26; Karpio, Żebrowska-Suchodolska, 2015, s. 15; Karpio, Żebrowska-Suchodolska, 2016a, s. 64; Kompa, Witkowska, 2015, s. 85]. Wspomniana tematyka doczekała się również wydawnictw zwartych [Dybał, 2008; Perez, 2012].

Pobrane z czasopisma Annales H - Oeconomia **http://oeconomia.annales.umcs.pl**
Data: 24/09/2026 16:03:22

W niniejszym artykule badania oparto na dwóch wskaźnikach: Information Ratio [Pedersen, Rudholm-Alfvin, 2003, s. 152] oraz Sharpe'a-Israelsena [Israelsen, 2005, s. 423]. Ich specyfika polega na wykorzystaniu benchmarku, który na potrzeby opracowania został zdefiniowany w taki sposób, aby odzwierciedlał ustawowe ograniczenia nakładane na portfele funduszy emerytalnych obowiązujące do początku 2014 r. oraz w latach następnych. Jak wiadomo, fundusze musiały wytransferować skarbowe papiery dłużne do ZUS i od początku 2014 r. nie mogą inwestować w aktywa skarbowe. Definicje obu wskaźników wykorzystywanych w pracy są bardzo podobne, różnica polega na nieco innym uwzględnieniu ryzyka mierzonego odchyleniem procentowych zmian jednostek rozrachunkowych od procentowych zmian benchmarku. Dlatego jednym z postawionych pytań było to, czy obie miary dają istotne różnice w ocenie efektywności otwartych funduszy emerytalnych. Drugim problemem jest stabilność (persystencja) rankingów tworzonych w różnych okresach. W badaniach brano pod uwagę okresy 3-letnie – dwa przed zmianami zasad prawnych i jeden po zmianach. Dokonany wybór podporządkowano okresowi, jaki upłynął od początku 2014 r. do stycznia 2017 r. W konsekwencji badania dotyczyły 9 lat (2008–2017), uwzględniając zarówno zmienną koniunkturę rynkową, jak i zmianę zasad inwestycyjnych dotyczących funduszy emerytalnych.

1. Założenia metodyczne

Podstawą oceny efektywności inwestycyjnej otwartych funduszy emerytalnych wykorzystaną w niniejszej pracy są wskaźniki odwołujące się do benchmarku. Wśród nich można wyróżnić Information Ratio *IR* oraz wskaźnik Sharpe'a-Israelsena *SI*. Są one podstawą definicji innych miar tego typu i zostały wybrane ze względu na to, że cieszą się dużą popularnością w literaturze [Blatt, 2004; Schneider, 2009] oraz w bezpośredni sposób odwołują się do benchmarku. Oba współczynniki korzystają z miary ryzyka nazywanej *tracking error*, zdefiniowanej wzorem:

$$TR = \sqrt{\frac{1}{T-1}\sum_{t=1}^{T}\left(R_t - R_{b,t} - (\bar{R} - \bar{R}_b)\right)^2} \tag{1}$$

gdzie:

R_t i $R_{b,t}$ – procentowe zmiany odpowiednio jednostek rozrachunkowych i benchmarku w okresie *t*

$\bar{R}$ i $\bar{R}_b$ – wartości średnie procentowych zmian w całym okresie *T*

Widać, że *tracking error* nawiązuje do miary ryzyka, jakim jest odchylenie standardowe. Różnica polega na tym, że w tym przypadku zmiany mierzone są nadwyżkami stóp zwrotu ponad stopę benchmarku $R_t - R_{b,t}$, a nie ponad średnią stopę zmian. W pracy przyjęto następujące definicje wspomnianych wskaźników:

Pobrane z czasopisma Annales H - Oeconomia **http://oeconomia.annales.umcs.pl**
Data: 24/09/2026 16:03:22

Information Ratio [Pedersen, Rudholm-Alfvin, 2003, s. 152]:

$$IR = \frac{\bar{R} - \bar{R}_b}{TR} \tag{2}$$

Wskaźnik Sharpe'a-Israelsena [Israelsen, 2005, s. 423]:

$$SR = \frac{\bar{R} - \bar{R}_b}{TR^{\pm 1}} \tag{3}$$

Znaczenie symboli jest takie samo, jak we wzorze (1). W przypadku wskaźnika Sharpe'a-Israelsena wykładnik +1 pojawia się wówczas, gdy w badanym okresie *T* średnia stopa zwrotu z jednostek rozrachunkowych jest większa od średniej procentowej zmiany benchmarku. W przeciwnym przypadku wykładnik jest równy -1. W rezultacie definicje obu miar są podobne, ale drugi współczynnik w jawny sposób „promuje" wyniki lepsze niż benchmark, natomiast pierwszy w jednakowy i nieodróżnialny sposób uwzględnia wyniki lepsze i gorsze od benchmarku.

W okresie badań przed zmianą zasad prawnych funkcjonowania funduszy emerytalnych (31 styczeń 2008 – 31 styczeń 2014) procentowa zmiana wskaźnika rynkowego przyjęta została jako kombinacja liniowa zmian indeksu rynku akcji WIG ($R_{WIG,t}$) oraz indeksu rynku obligacji TBSP ($R_{TBSP,t}$):

$$R_{b,t}^{(1)} = 0{,}4 \cdot R_{WIG,t} + 0{,}6 \cdot R_{TBSP,t} \tag{4}$$

We wzorze wykładnik (1) przy stopie zmian benchmarku wskazuje na okres badań przed zmianami przepisów. Przyjęte współczynniki odzwierciedlają ustawowe ograniczenia nałożone na portfele otwartych funduszy emerytalnych obowiązujące do początku 2014 r. Mogły one do 40% aktywów lokować w akcje notowane na rynku regulowanym, a pozostałe aktywa – w bezpieczne papiery dłużne. Wprawdzie udział akcji w portfelach funduszy na ogół był zbliżony do 30%, jednak w pracy zdecydowano się na współczynnik odzwierciedlający ograniczenia prawne, a nie praktykę, która zmieniała się w badanym okresie i była zależna od konkretnego funduszu. Indeks TBSP liczony jest na podstawie cen obligacji skarbowych zerokuponowych i papierów o stałym dochodzie notowanych na GPW w Warszawie. Nie uwzględnia wszystkich inwestycji funduszy w papiery dłużne, ale na pewno bierze pod uwagę znaczną ich część. Oba wskaźniki rynkowe są indeksami dochodowymi: WIG uwzględnia dochody z dywidend i praw poboru, a TBSP – dochody z narosłych odsetek i z ich reinwestycji.

W drugim okresie (1 luty 2014 – 31 styczeń 2017) fundusze emerytalne nie mogły inwestować w dłużne papiery skarbowe, co wymusiło zmianę benchmarku. Z analizy składów portfeli wynika, że udział akcji notowanych na GPW stanowił 80%

Pobrane z czasopisma Annales H - Oeconomia **http://oeconomia.annales.umcs.pl**
Data: 24/09/2026 16:03:22

posiadanych aktywów. Dlatego zakładając, że reszta stanowi instrumenty płynne, przypominające gotówkę, przyjęto następującą definicję zmian benchmarku:

$$R_{b,t}^{(2)} = 0{,}8 \cdot R_{WIG,t} + 0{,}2 \cdot R_{WIBOR,t} \tag{5}$$

Wykładnik (2) wskazuje na okres po zmianach ustawowych. W definicji przyjęto, że płynne aktywa „reprezentowane" są stopą WIBOR 1M, gdyż wskaźniki efektywności będą obliczane dla miesięcznych zmian jednostek rozrachunkowych.

Korzystając z definicji procentowych zmian benchmarków, można łatwo wyznaczyć jego wartości $I_{b,t}$ (oddzielnie dla obu okresów), rozwiązując równanie:

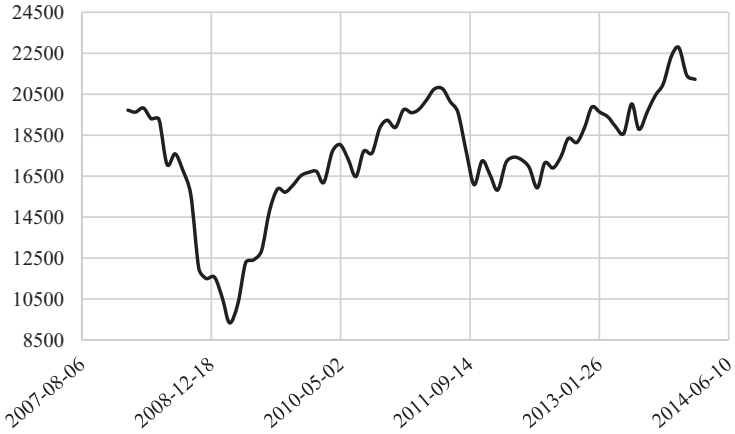
$$\frac{\Delta I_{b,t}}{I_{b,t-1}} = R_{b,t-1} \tag{6}$$

gdzie: $\Delta I_{b,t} = I_{b,t} - I_{b,t-1}$

W konsekwencji otrzymujemy wartość benchmarku w chwili *t*:

$$I_{b,t} = I_0 \prod_{i=1}^{t} \left(1 + R_{b,t-1}\right)$$

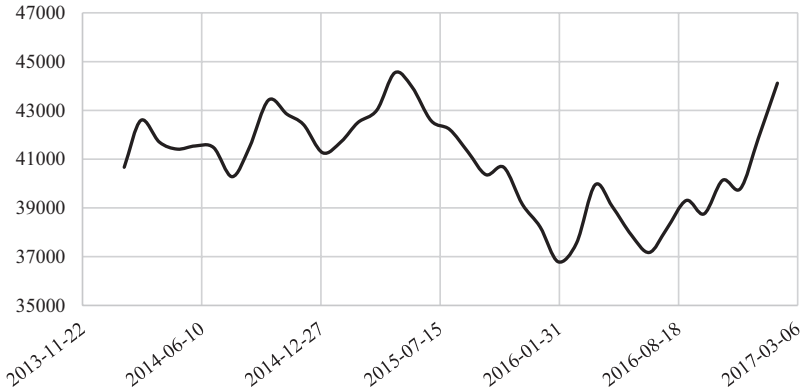
Wartości początkowe są odpowiednio równe: $I_{b,0}^{I} = 0{,}4 \cdot WIG_0 + 0{,}6 \cdot TBSP_0 = 19719$ w dniu 31 stycznia 2008 r. oraz $I_{b,0}^{II} = 0{,}8 \cdot WIG_0 = 40665$ w dniu 31 stycznia 2014 r. Przebieg obu benchmarków przedstawiono na rys. 1 i 2.



Rys. 1. Przebieg benchmarku w latach 2008–2014

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

Pobrane z czasopisma Annales H - Oeconomia **http://oeconomia.annales.umcs.pl**
Data: 24/09/2026 16:03:22



Rys. 2. Przebieg benchmarku w latach 2014–2017

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z GPW w Warszawie i portalu www.money.pl.

Przeprowadzone badania dotyczyły 12 otwartych funduszy emerytalnych. W latach 1999–2017 kilkakrotnie doszło do przejęć, dlatego nazwy dotyczą funduszy przejmujących i aktualnie funkcjonujących na rynku. Są to: Aegon, Alianz, Aviva, Axa, Bankowy, Generali, Metlife, Nationale, Nordea, Pekao, Pocztylion, PZU. Okres brany pod uwagę w badaniach został podzielony na 3-letnie podokresy: 31 styczeń 2008 – 31 styczeń 2011, 1 luty 2014 – 31 styczeń 2017. Jak wspomniano wcześniej, badania dotyczą okresów 3-letnich podporządkowanych długości okresu po zmianach zasad prawnych. W pierwszych dwóch benchmark jest jednakowy, dlatego wyżej są jedynie dwa wykresy czynnika rynkowego. W każdym z nich wyznaczono współczynniki Information Ratio i Sharpe'a-Israelsena na podstawie miesięcznych procentowych zmian jednostek rozrachunkowych i zmian benchmarku. W badaniach nie uwzględniano pobieranej przez fundusze prowizji oraz opłat za zarządzanie.

2. Współczynniki efektywności otwartych funduszy emerytalnych

Wyniki obliczeń wskaźników Information Ratio i Sharpe'a-Israelsena dla 3-letnich podokresów zebrano w tab. 1.

Tab. 1. Współczynniki Information Ratio i Sharpe'a-Israelsena dla podokresów

	2008–2011		2011–2014		2014–2017	
	IR	SI	IR	SI	IR	SI
Aegon	0,0799	0,0799	0,0467	0,0467	0,0784	0,0784
Alianz	0,0237	0,0237	0,0723	0,0723	0,0950	0,0950
Aviva	0,0100	0,0100	0,0563	0,0563	0,0960	0,0960
Axa	0,0191	0,0191	0,0496	0,0496	0,1913	0,1913
Bankowy	0,0221	0,0221	0,0683	0,0683	0,2077	0,2077
Generali	0,0193	0,0193	0,0457	0,0457	-0,0739	0,0000

Pobrane z czasopisma Annales H - Oeconomia **http://oeconomia.annales.umcs.pl**
Data: 24/09/2026 16:03:22

	2008–2011		2011–2014		2014–2017	
	IR	SI	IR	SI	IR	SI
Metlife	0,0175	0,0175	0,0715	0,0715	0,2361	0,2361
Nationale	0,0212	0,0212	0,0713	0,0713	0,0282	0,0282
Nordea	0,0189	0,0189	0,0896	0,0896	0,1713	0,1713
Pekao	0,0135	0,0135	0,0533	0,0533	0,0575	0,0575
Pocztylion	0,0184	0,0184	0,0418	0,0418	0,1159	0,1159
PZU	0,0184	0,0184	0,0499	0,0499	0,1333	0,1333

Źródło: obliczenia własne.

Jak widać, na przyjętym poziomie dokładności wartości obu współczynników są niemal identyczne, różnią się jedynie dla funduszu Generali w trzecim podokresie. Informacje zawarte w tab. 1 stają się bardziej czytelne, gdy utworzymy rankingi oparte na obliczonych wskaźnikach w kolejnych podokresach. Oczywiście rankingi oparte na Information Ratio i Sharpe'a-Israelsena będą identyczne nawet dla trzeciego podokresu, ponieważ ich wartości dla Generali są jedynymi ujemnymi, zatem sklasyfikują go na ostatnim miejscu w obu rankingach.

Współczynnik Sharpe'a-Israelsena rozróżnia podokresy, w których średnia wartość procentowych zmian jednostek rozrachunkowych jest większa lub mniejsza od średniej zmiany benchmarku. Zatem, otrzymując te same wartości, jakie daje współczynnik Information Ratio, można stwierdzić, że zarządzający w niemal identyczny sposób uwzględniają ryzyko, dobierając aktywa do portfeli. Wyjątek funduszu Generali w latach 2014–2017 w żaden sposób nie zmienia sformułowanego wniosku.

Wartości obu współczynników (niemal identyczne) pozwalają stworzyć ranking funduszy emerytalnych. Informuje on o tym, który podmiot osiąga lepszą nadwyżkową, ponad benchmark, stopę zwrotu przypadającą na jednostkę ryzyka mierzonego przez *tracking error*. Pozycje rankingowe w kolejnych podokresach zebrano w tab. 2, a wyniki uporządkowano od najwyższej do najniższej pozycji w pierwszym podokresie.

Tab. 2. Pozycje rankingowe funduszy emerytalnych w kolejnych podokresach

	2008–2011	2011–2014	2014–2017
Aviva	12	6	7
Pekao	11	7	10
Metlife	10	3	1
Pocztylion	9	12	6
PZU	8	8	5
Nordea	7	1	4
Axa	6	9	3
Generali	5	11	12
Nationale	4	4	11
Bankowy	3	5	2
Alianz	2	2	8
Aegon	1	10	9

Źródło: obliczenia własne.

Pobrane z czasopisma Annales H - Oeconomia **http://oeconomia.annales.umcs.pl**
Data: 24/09/2026 16:03:22

Jak widać, w wielu przypadkach pojawiają się znaczne różnice, np. fundusz Aegon był najlepszy w latach 2008–2011, a w kolejnych spadł na 10. i 9. pozycję. Bardzo podobnie zachowywał się fundusz Generali. Natomiast Metlife miał niską pozycję w pierwszym podokresie i bardzo wysoką w dwóch kolejnych. Przyglądając się wykresom benchmarków, widać wyraźnie zmienność koniunktury rynkowej. W dwóch pierwszych podokresach obserwowaliśmy raczej wzrost benchmarku, co wskazuje na dobrą koniunkturę rynkową. Po zmianach przepisów prawnych początkowo mieliśmy do czynienia z trendem horyzontalnym oraz dosyć gwałtownym spadkiem w 2015 r. Zmienność pozycji rankingowych można kojarzyć z umiejętnością lub brakiem umiejętności radzenia sobie przez zarządzających funduszami z koniunkturą rynkową. Szczegółowe badania tego problemu wykraczają poza zakres niniejszej pracy.

3. Stabilność pozycji rankingowych funduszy emerytalnych

Z punktu widzenia klientów funduszy podstawowym problemem jest wybór podmiotu, który będzie liderem rynku i unikanie funduszy „pozostających w tyle". Dlatego przy tworzeniu rankingów pojawia się pytanie o stabilność zajmowanych pozycji. Pobieżne przyjrzenie się zaprezentowanym tabelom z wynikami pozwala zauważyć, że na rynku funduszy emerytalnych brak jest wyraźnych liderów i funduszy zdecydowanie złych. Ilościowego uzasadnienia tego spostrzeżenia można dokonać, korzystając ze współczynnika korelacji rangowej Spearmana, obliczanego na podstawie rankingów tworzonych w kolejnych podokresach. W niniejszej pracy korzystamy z definicji podanej w pracy Luszniewicza i Słaby [2003]:

$$r_S = 1 - \frac{6\sum_{i=1}^{n} d_i}{n(n^2-1)} \tag{7}$$

gdzie:
n – ilość ocenianych podmiotów (tutaj $n = 12$), zatem $i = 1,2,..,12$, d_i są różnicami pomiędzy pozycjami rankingowymi w porównywanych podokresach

Istotność współczynnika zbadano, formułując następujące hipotezy:
$H_0: r_S = 0$ – współczynnik korelacji rangowej jest statystycznie nieistotny.
$H_1: r_S \neq 0$ – współczynnik korelacji rangowej jest statystycznie istotny.

Statystyka testowa $t = \frac{r_S}{\sqrt{1-r_S^2}}\sqrt{n-2}$ ma rozkład t-Studenta z $n-2$ stopniami swobody. Przyjęto, że współczynnik istotności jest równy 5%.

W przypadku wykorzystywanych miar Information Ratio i Sharpe'a-Israelsena współczynniki korelacji rangowej Spearmana mają wartości przedstawione w tab. 3.

Pobrane z czasopisma Annales H - Oeconomia **http://oeconomia.annales.umcs.pl**
Data: 24/09/2026 16:03:22

Tab. 3. Współczynniki korelacji rangowej pomiędzy pozycjami rankingowymi w podokresach

	2008–2011	2011–2014	2014–2017
2008–2011		0,034965	-0,195804
2011–2014			0,300699
2014–2017			

Źródło: obliczenia własne.

Okazuje się, że na przyjętym poziomie istotności 5% wszystkie współczynniki są nieistotne statystycznie. W konsekwencji pozycje rankingowe w badanych podokresach są przypadkowe, zatem brak jest liderów rynku, ale również żaden fundusz nie zasługuje na nazwę „marudera". Z punktu widzenia klientów oszczędzających na przyszłą emeryturę jest to sytuacja mało komfortowa, aby nie powiedzieć – niebezpieczna. Pozycja wybranego podmiotu na tle rynku, w miarę upływu czasu, też zmienia się zupełnie przypadkowo, co z kolei przekłada się na przypadkowość wyników inwestycyjnych. Oczywiście taki wniosek ma swoje ograniczenia wynikające np. z faktu, że okres badań był stosunkowo krótki, jak na podmioty gromadzące kapitał emerytalny. Jednak wcześniejsze badania zdają się potwierdzać sformułowane wnioski o przypadkowości pozycji rankingowych.

Podsumowanie

W podsumowaniu można sformułować kilka wniosków wynikających z zaprezentowanych badań. Przede wszystkim brak jest na rynku zdecydowanych liderów i funduszy wyraźnie złych, których pozycje rankingowe uzasadniałyby taką klasyfikację w całym okresie badań. Dziewięć lat, których dotyczą badania, trudno uznać za okres długi na rynku finansowym, ale polska rzeczywistość nie daje innej możliwości, ponieważ II filar emerytalny funkcjonuje od 1999 r., co nadal jest okresem relatywnie krótkim. W tym czasie dosyć intensywnie dokonywała się konsolidacja. Z początkowych 21 funduszy obecnie funkcjonuje 12, a tego typu zmiany mają niewątpliwy wpływ na osiągane wyniki inwestycyjne. Brak korelacji w pozycjach rankingowych może świadczyć o tym, że zarządzający portfelami funduszy nie mają motywacji do osiągania wyników inwestycyjnych wyraźnie lepszych od konkurencji, aby zasłużyć na miano lidera rynku. Zmiana zasad prawnych, zakaz inwestowania w skarbowe papiery dłużne i wyprowadzenie z funduszy zainwestowanych w nie środków finansowych do ZUS nie zmieniły sformułowanego wyżej wniosku. Jednak wpływ nowych przepisów na wyniki inwestycyjne nie może być miarodajnie oceniony ze względu na krótki okres, zaledwie 3-letni.

Wydaje się, że poważnym mankamentem oceny funduszy emerytalnych dokonywanej przez KNF było ustanowienie benchmarku opartego na wynikach samych funduszy, a nie na parametrach rynkowych. W tym drugim przypadku można przyjąć, że zarządzający mogli wykazywać daleko posuniętą ostrożność w uzyskiwaniu

Pobrane z czasopisma Annales H - Oeconomia **http://oeconomia.annales.umcs.pl**
Data: 24/09/2026 16:03:22

wyników wyraźnie lepszych niż konkurencja, bowiem sami sobie podbijaliby „poprzeczkę". Oba zastosowane wskaźniki efektywności prowadzą do identycznych wniosków dotyczących liderów rynku funduszy emerytalnych, gdyż – pomimo nieco innych definicji – prowadzą do niemal identycznych wartości. W konsekwencji można jednoznacznie stwierdzić, że ocena efektywności inwestycyjnej powinna być dokonywana na podstawie jednej z zastosowanych miar, zaś stosowanie obu równocześnie nie ma sensu.

Należy dodać, że badania, w których wykorzystywano inne miary efektywności, np. współczynniki Calmar, Omega, UPR itp., prowadziły do podobnych wniosków [Karpio, Żebrowska-Suchodolska, 2014b, s. 99; Karpio, Żebrowska-Suchodolska, 2016b, s. 15]. Wyniki inwestycyjne w kolejnych podokresach wskazywały na przypadkowość pozycji rankingowych. Wyniki badań wykorzystujących całą gamę współczynników efektywności stawiają zarządzających otwartymi funduszami emerytalnymi w niekorzystnym świetle. Nie musi to ich dyskwalifikować, bowiem kwestią otwartą jest pytanie o to, czy przyczyna tego stanu rzeczy nie ma podłoża strukturalnego. Być może jest to spowodowane zasadami funkcjonowania funduszy, sposobem pomiaru wyników [Witkowska, 2016, s. 149], struktury opłat za zarządzanie i pobieranych prowizji. Jednak kwestie te wykraczają poza merytoryczne ramy niniejszej pracy, aczkolwiek powinny być dogłębnie zbadane.

Bibliografia

Blatt S.L., *An In-Depth Look at the Information Ratio*, 2004, www.wpi.edu/Pubs/ETD/Available/etd-0824104-155216/unrestricted/Blatt.pdf [dostęp: 10.08.2017].

Dybał M., *Efektywność inwestycyjna funduszy emerytalnych*, CeDeWu.pl, Warszawa 2008.

Israelsen C.L., *A Refinement to the Sharpe Ratio and Information Ratio*, "Journal of Asset Management" 2005, Vol. 5(6),

Karpio A., Żebrowska-Suchodolska D., *Efektywność inwestycyjna funduszy emerytalnych na tle FIO stabilnego wzrostu*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych" 2014a, nr 4.

Karpio A., Żebrowska-Suchodolska D., *Efektywność inwestycyjna polskich funduszy emerytalnych w okresie zmian zasad prawnych*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych" 2016a, nr 3.

Karpio A., Żebrowska-Suchodolska D., *Polish Open-end Pension Funds Performance and Its Persistence*, "Acta Oeconomia" 2016b, Vol. 15(1).

Karpio A., Żebrowska-Suchodolska D., *Strata jako podstawa oceny efektywności inwestycyjnej FIO akcji i zrównoważonych*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych" 2014b, nr 3.

Kompa K., Witkowska D., *Czy otwarte fundusze emerytalne były nieefektywne?*, „Zarządzanie i Finanse. Journal of Management and Finance" 2015, nr 4.

Luszniewicz A., Słaby T., *Statystyka z pakietem komputerowym STATISTICA PL*, C.H. Beck, Warszawa 2003.

Pedersen C.S., Rudholm-Alfvin T., *Selecting a Risk-Adjusted Shareholder Performance Measure*, "Journal of Asset Management" 2003, Vol. 4(3), **DOI: https://doi.org/10.1057/palgrave.jam.2240101**.

Perez K., *Efektywność funduszy inwestycyjnych*, Difin, Warszawa 2012.

Schneider C., *How Useful is the Information Ratio to Evaluate the Performance of Portfolio Managers*, GRIN Verlag, 2009.

Witkowska D., *Propozycja oceny efektywności inwestycyjnej rynków funduszy emerytalnych*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych" 2016, nr 2.

Pobrane z czasopisma Annales H - Oeconomia **http://oeconomia.annales.umcs.pl**
Data: 24/09/2026 16:03:22

The Investment Effectiveness of Polish Pension Funds During the Changes of Market Benchmark

The paper examines the investment effectiveness of open-end pension funds existing on the Polish capital market. Information Ratio and Sharpe-Israelsen's indicators are considered to be the basis of assessment. In the paper, the market indicator was defined showing legislation limits put on open-end pension funds' portfolios. The period 2008–2017 was divided into sub-periods, in each of these the rankings, based on both indicators, were obtained. Next, the stability of the market position of open-end pension funds was calculated in the successive years.

Efektywność inwestycyjna polskich funduszy emerytalnych przy zmianie benchmarku rynkowego

Praca poświęcona jest badaniu efektywności inwestycyjnej otwartych funduszy emerytalnych funkcjonujących na polskim rynku kapitałowym. Podstawą oceny są wskaźniki Information Ratio oraz Sharpe'a-Israelsena. W opracowaniu zdefiniowano wskaźnik rynkowy odzwierciedlający ustawowe ograniczenia nałożone na portfele funduszy emerytalnych. Okres 2008–2017 został podzielony na podokresy; w każdym z nich wyznaczono rankingi oparte na obu wskaźnikach. Następnie zbadano stabilność pozycji rankingowych zajmowanych przez fundusze emerytalne w kolejnych latach.