

KOSZTY OBSŁUGI A WYNIKI FUNDUSZY INWESTYCYJNYCH W POLSCE – RELACJA DŁUGOTERMINOWA

Dariusz Filip (ORCID: 0000-0002-6905-1004)

Dariusz Karaś (ORCID: 0000-0003-0883-1944)

Wydział Nauk Historycznych i Społecznych
Uniwersytet Kardynała Stefana Wyszyńskiego w Warszawie
e-mail: d.filip@uksw.edu.pl; dariusz.karas@uksw.edu.pl

Streszczenie: Celem artykułu jest ustalenie, czy między wskaźnikiem kosztów uczestnictwa a wynikami funduszy inwestycyjnych zachodzi długoterminowa relacja. W tym celu wykorzystano klasyczne narzędzia analizy szeregów czasowych, tj. test stacjonarności KPSS oraz analizę kointegracji procedurą Engle'a-Grangera i test Johansena. Badanie prowadzone było na podstawie relatywnie dużej próby badawczej dotyczącej czterech głównych segmentów funduszy działających w Polsce w okresie 2002-2015. W wyniku przeprowadzonej analizy kointegracji, pokazano jedynie częściowe występowanie długoterminowej relacji między wskaźnikiem kosztów uczestnictwa, będącym odzwierciedleniem pobieranych przez fundusz opłat, a osiąganymi wynikami inwestycyjnymi w wybranych grupach funduszy.

Słowa kluczowe: fundusze inwestycyjne, wyniki inwestycyjne, kointegracja, stacjonarność, wskaźnik kosztów uczestnictwa

JEL classification: G11, G23, G29

WSTĘP

Rynek funduszy inwestycyjnych w Polsce, praktycznie od początku swojego istnienia, określany jest jako dynamicznie rozwijający się. Przechodząc okres dojrzwania przy jednoczesnym zwiększonym napływie aktywów, przekazywanych przez klientów do tego typu instytucji zbiorowego inwestowania, omawiany sektor charakteryzował się coraz bardziej umiarkowanymi wynikami inwestycyjnymi. Niemniej jednak pobierane przez polskie fundusze opłaty, w zestawieniu

z pozostałymi krajami Unii Europejskiej, wciąż należą do najwyższych [zob. Keswani i in. 2017].

Powiązanie osiągniętych przez fundusze inwestycyjne wyników z pobieranymi opłatami za zarządzanie analizowane było w literaturze przedmiotu wielokrotnie. Specyfika ww. badań skutkowała konfrontacją dwóch skrajnych, w tym przypadku, hipotez, tj. rynku efektywnego oraz teorii kapitału ludzkiego. Generalnie zmierzano do ustalenia, czy np. wysokie koszty obsługi, w tym manipulacyjne oraz za zarządzanie, są usprawiedliwione staranniejszą, a być może efektywniejszą analizą portfelową. To z kolei powinno przekładać się na lepsze wyniki inwestycyjne. Krótkoterminowe uchwycenie powiązania koszty-wyniki może być obarczone błędem wynikającym z anomalii rynkowych. Jedynie analiza długoterminowej relacji pozwoli odnieść się do faktycznej kointegracji omawianych zmiennych.

Celem przedkładanego artykułu jest ustalenie, czy między wskaźnikiem kosztów uczestnictwa a wynikami funduszy inwestycyjnych zachodzi długoterminowa relacja. Ustalenia w tym obszarze wydają się istotne dla klientów instytucji zbiorowego inwestowania, jak również teorii finansów. Informacja o występowaniu niestacjonarności procesu oraz kointegracji między uwzględnionymi zmiennymi może skutkować istnieniem, w dużym stopniu, zależności wskaźnika kosztów od uzyskiwanych wyników inwestycyjnych. A to z kolei pozwoli odpowiedzieć na pytanie o zasadność pobierania wyższych opłat w różnych segmentach funduszy.

PRZEGLĄD LITERATURY

Prace naukowe poświęcone powiązaniu efektów alokacji aktywów z opłatami pobieranymi przez fundusze inwestycyjne sięgają przełomu lat sześćdziesiątych i siedemdziesiątych ubiegłego wieku. Badania m.in. Sharpe [1966], czy choćby Carlsona [1970] jako pierwsze pokazywały, że opłaty za zarządzanie znacząco ograniczają wyniki instytucji zbiorowego inwestowania, sprawiając, że stopy zwrotu netto tych podmiotów nie są w stanie przewyższać dochodu z benchmarku.

Jednak dopiero w kolejnych pracach, pochodzących z lat dziewięćdziesiątych, dyskusja dotycząca wpływu czynników związanych z opłatami na uzyskiwane wyniki inwestycyjne nabrała znaczenia. Przykładowo, Elton i in. [1993], Malkiel [1995] oraz Carhart [1997] przekonywali, że wskaźnik kosztów uczestnictwa negatywnie oddziałuje na wyniki inwestycyjne, natomiast Hooks [1996] oraz Droms i Walker [1996] dostarczali już nieco odmiennych wniosków, mówiących o tym, iż fundusze pobierające opłaty umorzeniowe przewyższają wynikami fundusze typu *no-load*.

Pojawiały się również badania, w których analizowano wyniki inwestycyjne omawianych instytucji finansowych w średnim lub długim okresie. Wśród takich prac warto wymienić choćby opracowanie Sauera [1997]. Przy okazji badania siły i stabilności związku między wynikami w dwóch kolejnych perspektywach

czasowych, pokazał on, że w podokresach jedno-, trzy- i pięcioletnich, może występować powtarzalność wyników. Wykorzystanymi w tej pracy miarami wyników były stopy zwrotu, wskaźniki Sharpe'a i Treynora oraz wyrazy wolne z jedno- oraz wieloczynnikowego modelu CAPM.

Analizą wyników w dłuższych okresach zajmowała się również Bers [1998]. Przy użyciu alfa Jensena, wskaźników Sharpe'a oraz Treynora ustaliła ona, że w horyzoncie trzyletnim część zarządzających funduszami była w stanie osiągać ponadprzeciętne wyniki, a zatem mogli się oni wykazywać większymi umiejętnościami. Podobne dowody, przemawiające za istnieniem pewnych zróżnicowanych umiejętności menedżerskich, które mogłyby uzasadniać wysokość pobieranych opłat, uzyskali Jan i Hung [2004]. Badali oni racjonalność strategii kupowania jednostek uczestnictwa funduszy inwestycyjnych, które w przeszłości osiągały sukces. Przy pomocy alfa Carharta znaleźli oni dowody mówiące o tym, że zwycięskie fundusze mogą powtórzyć swoje wyniki zarówno w krótkim, jak i długim okresie. Podobnie rzecz się ma w przypadku funduszy ze słabszymi wynikami.

Polska literatura przedmiotu jest stosunkowo bogata w analizy efektywności funduszy inwestycyjnych. Zagadnienie to było opisywane praktycznie od pierwszych prac pochodzących z lat dziewięćdziesiątych ubiegłego wieku [zob. Dziawgo, Dziawgo 1994], aż po bardziej współczesne opracowania [np. Witkowska 2009, Perez 2012]. Nowsze nurty badań, poświęcone funkcjonowaniu funduszy inwestycyjnych, koncentrowały się wokół powtarzalności wyników [np. Jackowicz, Filip 2009, Urbański 2017], wpływie zmian na stanowiskach menedżerskich [Asyngier, Miziołek 2017] oraz czynników organizacyjnych [Filip, 2017] na wyniki. Zauważano również, że koszty funduszy inwestycyjnych, w postaci opłaty za zarządzanie, mogą być czynnikiem determinującym decyzje indywidualnych inwestorów [Przybylska-Kapuścińska, Gabryelczyk 2004].

ZAŁOŻENIA METODYCZNE BADANIA KOINTEGRACJI

Zmienne wykorzystywane w badaniach ekonomicznych, szczególnie odnoszące się do zagadnień makroekonomicznych i finansowych, zazwyczaj nie charakteryzują się stacjonarnością. Pojawia się wówczas problem tzw. regresji pozornej, której efektem mogą być prognozy rozbieżne od rzeczywistości. Konieczne jest wówczas zbudowanie takiego modelu ekonometrycznego, który pozwoli na obarczone mniejszym błędem prognozowanie. Przeprowadzenie analizy stacjonarności szeregów czasowych, wykorzystywanych w modelowaniu ekonometrycznym, ma wówczas na celu uniknięcie uzyskania istotnych statystycznie oszacowań w przypadku braku zależności pomiędzy zmiennymi. Jeśli zmienne są skointegrowane, to istnieje pomiędzy nimi związek powodujący, że kombinacja liniowa tych zmiennych jest stacjonarna, pomimo niestacjonarności samych zmiennych. Stwierdza się, że szeregi czasowe są skointegrowane w stopniu d , jeżeli oba szeregi są zintegrowane w tym samym stopniu oraz istnieje ich

kombinacja liniowa zintegrowana w stopniu niższym [Charemza, Deadman 1997]. Narzędzia analizy stacjonarności oraz kointegracji wykorzystywane są od jakiegoś czasu w finansach [np. Kłodzińska 2010, Tatarczak 2007]. Samą kointegrację definiuje się jako długookresową zależność procesów ekonomicznych, która interpretowana jest jako ścieżka równowagi [Dyduch 2016].

Biorąc pod uwagę, iż w poszczególnych segmentach polskich funduszy inwestycyjnych, charakteryzujących się określoną polityką inwestycyjną, istnieje możliwość wyliczenia średnich wartości dla całej grupy w kolejnych latach badania, stworzone na tej podstawie szeregi czasowe można było poddać ogólnej analizie zależności. W przypadku rynku funduszy szczególnie interesująca wydaje się relacja pomiędzy poziomem kosztów a wynikami inwestycyjnymi (mierzonymi na różne sposoby). Wspomniany poziom kosztów, będący odzwierciedleniem pobieranych przez fundusz opłat, był interpretowany jako wskaźnik kosztów ponoszonych przez uczestników funduszy i liczony jako stosunek sumy rocznych kosztów operacyjnych funduszu i w odniesieniu do posiadanych średnich aktywów w danym roku. Pomiar wyników dokonany został w oparciu o klasyczne roczne oceny alokacji aktywów, takie jak: stopa zwrotu, wskaźnik Sharpe'a, wskaźnik Treynora oraz alfa Jensena. Do obliczenia dwóch ostatnich miar wyników użyty został czynnik rynkowy, którym był indeks WIG, IROS lub IBS-52 – w zależności od przyjętej polityki inwestycyjnej. Badaniem objęto 264 podmioty, o określonych klasach ryzyka, działające w Polsce w okresie 2002-2015. Relatywnie dużą próbę badawczą podzielono na cztery główne segmenty rynkowe: fundusze akcji (82), fundusze mieszane (69), fundusze obligacji (69) oraz fundusze rynku pieniężnego (44). Dane, na podstawie których przeprowadzono badanie, pochodziły z serwisów informacyjnych firmy *Analizy Online*.

Hipoteza główna zakłada, że między wynikami inwestycyjnymi a kosztami uczestnictwa nie zachodzi długoterminowa relacja. Do badania wspomnianego związku wybrano analizę kointegracji. Kointegracja dotyczy zmiennych zintegrowanych, o stopniu integracji większym niż 0. Oznacza to, że kointegracja występuje, jeżeli każdy analizowany proces jest zintegrowany w stopniu pierwszym, zaś proces resztowy z równania kointegrującego nie jest zintegrowany. Generalnie zakłada się, iż zmienne skointegrowane w długim okresie zbiegają do równowagi długookresowej [Buszkowska 2014].

Analiza kointegracji przeprowadzona została za pomocą algorytmu Engle'a-Grangera z wykorzystaniem testu Dickey'a-Fullera, w następujących krokach [zob. Charemza, Deadman 1997, Syczewska 1999, Syczewska 2002, Tatarczak 2007]:

1. testowanie pierwiastka jednostkowego każdej ze zmiennych;
2. estymacja równania kointegrującego;
3. test na pierwiastek jednostkowy dla procesu resztowego w równaniu kointegrującym.

Do testowania pierwiastka jednostkowego wykorzystano rozszerzony test Dickeya-Fullera (ADF), zaś badanie uzupełniono dodatkowo testem stacjonarności

Kwiatkowskiego-Phillipsa-Schmidta-Shina (KPSS), w którym hipoteza zerowa zakłada stacjonarność szeregu czasowego. Testy zastosowane zostały dla wartości zmiennej i dla przyrostów zmiennej (przy czym dla przyrostów nie uwzględniano trendu w równaniu regresji). Jeśli szereg okazywał się być niestacjonarny, to obliczono dla niego pierwsze różnice i ponownie przeprowadzono test pierwiastka jednostkowego oraz test stacjonarności. Stwierdzano, że kointegracja występuje, jeżeli każdy wykorzystywany proces był zintegrowany w stopniu pierwszym $I(1)$, zaś proces resztowy z równania kointegrującego był zintegrowany w stopniu zerowym $I(0)$. Wykorzystane w analizie równanie kointegrujące było następującej postaci:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \varepsilon_t. \quad (1)$$

Alternatywnie do procedury Engle'a-Grangera, do badania występowania relacji kointegrującej zastosowano metodę Johansena, opartą na innym podejściu metodologicznym. Wykorzystuje ona dwa testy do badania rzędu kointegracji: śladu macierzy i maksymalnej wartości własnej macierzy [Johansen 1988]. Testowanie rzędu kointegracji za pomocą testu śladu, stanowiące tzw. podejście rekursywne, pozwala określić stabilność otrzymanych rezultatów kointegracji procesów [Hansen, Johansen 1999]. W pierwszej parze hipotez, hipoteza zerowa w teście śladu macierzy zakłada brak wektora kointegrującego, zaś hipoteza alternatywna podaje, że istnieje przynajmniej jeden wektor kointegrujący. Z kolei w drugiej parze hipotez, hipoteza zerowa mówi o istnieniu jednego wektora kointegrującego, zaś hipoteza alternatywna stwierdza, że są przynajmniej dwa liniowo niezależne wektory kointegrujące. Natomiast w teście maksymalnej wartości własnej, w pierwszej parze hipotez odrzucenie hipotezy zerowej oznacza, że istnieje jeden wektor kointegrujący, zaś w drugiej parze hipotez - hipoteza alternatywna mówi, że istnieją przynajmniej dwa liniowo niezależne wektory kointegrujące. Test przeprowadzany jest dla kolejnych par hipotez, zaś procedura jest kończona w momencie, gdy odpowiednia hipoteza zerowa zostaje odrzucona po raz pierwszy [zob. Charemza, Deadman 1997]. Dla wyjaśnienia, opóźnienie w modelu określone zostało na podstawie kryterium informacyjnego Akaike (AIC).

Statystyka testu śladu miała postać:

$$LR(r_0) = -T * \sum_{j=0}^m \ln(1 - \lambda_j), \quad (2)$$

zaś statystyka testu maksymalnej wartości własnej:

$$LR_{max}(r_0) = -T * \ln(1 - \lambda_{r_0+1}), \quad (3)$$

gdzie: m jest liczbą zmiennych, T – liczbą obserwacji, λ_j stanowią wartości własne, zaś r_0 oznacza testowany rząd kointegracji.

WYNIKI BADAŃ

Rezultaty badania dla czterech segmentów funduszy zostaną zaprezentowane w sposób zbiorczy, jednak interpretacja, dotycząca analizy stacjonarności procesu oraz kointegracji par zmiennych pomiędzy wskaźnikiem kosztów uczestnictwa

i miarami wyników, zostanie dokonana odrębnie dla każdego z analizowanych segmentów.

W pierwszym kroku badaniu zostanie poddana stacjonarność szeregów czasowych opisujących analizowane zmienne. Będzie ona stanowić pewną odpowiedź na istnienie ewentualnego związku kosztów uczestnictwa z osiąganymi wynikami inwestycyjnymi. Zbadanie stopnia integracji zmiennych poprzedza właściwą analizę kointegracji. Wyniki zaprezentowane w tabeli 1 dotyczą łącznie funduszy pogrupowanych w segmenty w całym horyzoncie badania. Odnotowano 601 obserwacji dotyczących funduszy akcji, 604 obserwacji w ramach funduszy mieszanych, 388 wśród funduszy obligacji, 337 – funduszy rynku pieniężnego.

Tabela 1. Analiza stacjonarności procesu dla danych dotyczących polskich funduszy inwestycyjnych

Panel A. Fundusze akcji			
Zmienna	Poziomy zmiennej	Pierwsze różnice zmiennej	Poziom zintegrowania
Wskaźnik kosztów	0,0379	0,0724	I(1)
Stopa zwrotu	0,1758	0,2068	I(0)
Wskaźnik Sharpe'a	0,1976	0,2029	I(0)
Wskaźnik Treynora	0,1730	0,2455	I(0)
Alfa Jensena	0,0842	0,0902	I(0)
Panel B. Fundusze mieszane			
Zmienna	Poziomy zmiennej	Pierwsze różnice zmiennej	Poziom zintegrowania
Wskaźnik kosztów	0,0230	0,1464	I(1)
Stopa zwrotu	0,1962	0,3073	I(0)
Wskaźnik Sharpe'a	0,0750	0,2918	I(0)
Wskaźnik Treynora	0,2071	0,2660	I(0)
Alfa Jensena	0,0660	0,2209	I(0)
Panel C. Fundusze obligacji			
Zmienna	Poziomy zmiennej	Pierwsze różnice zmiennej	Poziom zintegrowania
Wskaźnik kosztów	0,0380	0,1050	I(1)
Stopa zwrotu	0,1583	0,1749	I(0)
Wskaźnik Sharpe'a	0,0465	0,1712	I(1)
Wskaźnik Treynora	0,0344	0,1218	I(1)
Alfa Jensena	0,0460	0,1446	I(1)
Panel D. Fundusze rynku pieniężnego			
Zmienna	Poziomy zmiennej	Pierwsze różnice zmiennej	Poziom zintegrowania
Wskaźnik kosztów	0,0400	0,5097	I(1)
Stopa zwrotu	0,0390	0,1636	I(1)
Wskaźnik Sharpe'a	0,0530	0,1489	I(0)
Wskaźnik Treynora	0,1017	0,1188	I(0)
Alfa Jensena	0,1351	0,2220	I(0)

Źródło: opracowanie własne

W celu przeprowadzenia analizy relacji długookresowej zmiennych, które mogą być ze sobą powiązane, konieczne jest ustalenie, czy dwa analizowane szeregi czasowe są niestacjonarne, zaś ich kombinacja liniowa jest stacjonarna. Tabela 1 zawiera informacje o wartościach testu stacjonarności z których wynika, że wartości wskaźnika kosztów uczestnictwa okazują się być procesem niestacjonarnym niezależnie od segmentu funduszy, zaś miary wyników są w większości procesami stacjonarnymi. Na uwagę zasługują wartości statystyki

KPSS w przypadku wskaźników Sharpe'a, Treynora oraz Jensena dla funduszy obligacji, jak również stóp zwrotu dla funduszy rynku pieniężnego, które pozwalają na odrzucenie hipotezy zerowej i przyjęcie hipotezy alternatywnej mówiącej o niestacjonarności procesu dla poziomów zmiennych.

Następnie utworzono równania kointegrujące dla par zmiennych, gdzie jednym z procesów w każdym przypadku był wskaźnik kosztów, zaś drugim – odpowiedni wskaźnik wyników. Jednak w przypadku miar wyników można wnioskować o braku integracji I(1) poszczególnych szeregów czasowych, co oznacza, że mamy do czynienia ze szczególnym przypadkiem, dla którego prezentacja wyników analizy kointegracji (zob. tabela 2) nie powinna dostarczyć przydatnych rezultatów. Przeprowadzenie testu pierwiastka jednostkowego ADF również potwierdza niestacjonarność wskaźnika kosztów uczestnictwa oraz stacjonarność miar wyników.

Tabela 2. Wyniki testów ADF (wartość p) w analizie kointegracji procedurą Engle'a-Grangera dla polskich funduszy inwestycyjnych

Panel A. Fundusze akcji				
Relacja	Test ADF dla procesu 1	Test ADF dla procesu 2	Test ADF dla procesu resztowego	Czy występuje kointegracja?
Wskaźnik kosztów - Stopa zwrotu	0,6235	0,0058	0,7606	NIE
Wskaźnik kosztów - Wskaźnik Sharpe'a	0,6235	0,0295	0,7781	NIE
Wskaźnik kosztów - Wskaźnik Treynora	0,6235	0,0027	0,7680	NIE
Wskaźnik kosztów - Alfa Jensena	0,6235	0,0009	0,7911	NIE
Panel B. Fundusze mieszane				
Relacja	Test ADF dla procesu 1	Test ADF dla procesu 2	Test ADF dla procesu resztowego	Czy występuje kointegracja?
Wskaźnik kosztów - Stopa zwrotu	0,5040	0,0528	0,6913	NIE
Wskaźnik kosztów - Wskaźnik Sharpe'a	0,5040	0,5759	0,5575	NIE
Wskaźnik kosztów - Wskaźnik Treynora	0,5040	0,0326	0,7102	NIE
Wskaźnik kosztów - Alfa Jensena	0,5040	0,2560	0,5890	NIE
Panel C. Fundusze obligacji				
Relacja	Test ADF dla procesu 1	Test ADF dla procesu 2	Test ADF dla procesu resztowego	Czy występuje kointegracja?
Wskaźnik kosztów - Stopa zwrotu	0,2027	0,0768	0,2953	NIE
Wskaźnik kosztów - Wskaźnik Sharpe'a	0,2027	0,5464	0,2687	NIE
Wskaźnik kosztów - Wskaźnik Treynora	0,2027	0,1055	0,4762	NIE
Wskaźnik kosztów - Alfa Jensena	0,2027	0,2514	0,6021	NIE

Panel D. Fundusze rynku pieniężnego				
Relacja	Test ADF dla procesu 1	Test ADF dla procesu 2	Test ADF dla procesu resztowego	Czy występuje kointegracja?
Wskaźnik kosztów - Stopa zwrotu	0,2891	0,7953	0,7951	NIE
Wskaźnik kosztów - Wskaźnik Sharpe'a	0,2891	0,2281	0,8901	NIE
Wskaźnik kosztów - Wskaźnik Treynora	0,2891	0,2201	0,5114	NIE
Wskaźnik kosztów - Alfa Jensena	0,2891	0,7345	0,8801	NIE

Źródło: opracowanie własne

Tabela 2 zawiera wyniki analizy kointegracji procedurą Engle'a-Grangera. Założono, że kointegracja występuje, jeżeli każdy wykorzystywany proces jest zintegrowany, tzn. hipoteza zerowa o pierwiastku jednostkowym nie jest odrzucana, oraz proces resztowy z równania kointegrującego nie jest zintegrowany - $I(0)$, tzn. hipoteza zerowa o pierwiastku jednostkowym jest odrzucana. Przeprowadzony w ramach procedury test ADF potwierdza otrzymane wyniki analizy stacjonarności procesów przy użyciu testu KPSS, co oznacza brak występowania relacji kointegrujących. Wynika to z faktu, iż w poszczególnych parach tylko jeden z procesów jest zintegrowany w stopniu pierwszym. Jak wspomniano wcześniej, badanie kointegracji będzie dokonane dwoma sposobami. Rezultaty badania z wykorzystaniem metody Johansena przedstawiono w tabeli 3.

Tabela 3. Wyniki testu Johansena na kointegrację dla polskich funduszy inwestycyjnych

Panel A. Fundusze akcji			
Relacja	Hipotezy	Test śladu	Test największej wartości własnej
Wskaźnik kosztów - Stopa zwrotu	$H_0: r=0; HA: r \geq 1$	17,8810 [0,0535]	13,7090 [0,0594]
	$H_0: r=1; HA: r \geq 2$	4,1719 [0,0411]	4,1719 [0,0411]
Wskaźnik kosztów - Wskaźnik Sharpe'a	$H_0: r=0; HA: r \geq 1$	15,6190 [0,1025]	11,9080 [0,1144]
	$H_0: r=1; HA: r \geq 2$	3,7105 [0,0541]	3,7105 [0,0541]
Wskaźnik kosztów - Wskaźnik Treynora	$H_0: r=0; HA: r \geq 1$	18,1880 [0,0488]	13,9720 [0,0537]
	$H_0: r=1; HA: r \geq 2$	4,2166 [0,0400]	4,2166 [0,0400]
Wskaźnik kosztów - Alfa Jensena	$H_0: r=0; HA: r \geq 1$	18,2910 [0,0474]	14,9500 [0,0368]
	$H_0: r=1; HA: r \geq 2$	3,3410 [0,0676]	3,3410 [0,0676]
Panel B. Fundusze mieszane			
Relacja	Hipotezy	Test śladu	Test największej wartości własnej
Wskaźnik kosztów - Stopa zwrotu	$H_0: r=0; HA: r \geq 1$	14,4900 [0,1393]	12,5420 [0,0913]
	$H_0: r=1; HA: r \geq 2$	1,9476 [0,1628]	1,9476 [0,1628]
Wskaźnik kosztów - Wskaźnik Sharpe'a	$H_0: r=0; HA: r \geq 1$	7,4065 [0,5377]	6,5407 [0,5526]
	$H_0: r=1; HA: r \geq 2$	0,8658 [0,3521]	0,8658 [0,3521]
Wskaźnik kosztów - Wskaźnik Treynora	$H_0: r=0; HA: r \geq 1$	15,8820 [0,0953]	13,9590 [0,0540]
	$H_0: r=1; HA: r \geq 2$	1,9226 [0,1656]	1,9226 [0,1656]
Wskaźnik kosztów - Alfa Jensena	$H_0: r=0; HA: r \geq 1$	17,5480 [0,0225]	14,9550 [0,0367]
	$H_0: r=1; HA: r \geq 2$	2,5927 [0,1074]	2,5927 [0,1074]

Panel C. Fundusze obligacji			
Relacja	Hipotezy	Test śladu	Test największej wartości własnej
Wskaźnik kosztów - Stopa zwrotu	H0: $r=0$; HA: $r \geq 1$	27,8070 [0,0021]	21,0620 [0,0028]
	H0: $r=1$; HA: $r \geq 2$	6,7457 [0,0246]	6,7457 [0,0246]
Wskaźnik kosztów - Wskaźnik Sharpe'a	H0: $r=0$; HA: $r \geq 1$	28,6850 [0,0015]	20,8330 [0,0031]
	H0: $r=1$; HA: $r \geq 2$	7,8520 [0,0153]	7,8520 [0,0153]
Wskaźnik kosztów - Wskaźnik Treynora	H0: $r=0$; HA: $r \geq 1$	29,7190 [0,0011]	22,8860 [0,0012]
	H0: $r=1$; HA: $r \geq 2$	6,8324 [0,0237]	6,8324 [0,0237]
Wskaźnik kosztów - Alfa Jensena	H0: $r=0$; HA: $r \geq 1$	14,2080 [0,0764]	7,5067 [0,4399]
	H0: $r=1$; HA: $r \geq 2$	6,7016 [0,0096]	6,7016 [0,0096]
Panel D. Fundusze rynku pieniężnego			
Relacja	Hipotezy	Test śladu	Test największej wartości własnej
Wskaźnik kosztów - Stopa zwrotu	H0: $r=0$; HA: $r \geq 1$	30,4210 [0,0001]	28,7850 [0,0008]
	H0: $r=1$; HA: $r \geq 2$	1,6360 [0,2009]	1,6360 [0,2009]
Wskaźnik kosztów - Wskaźnik Sharpe'a	H0: $r=0$; HA: $r \geq 1$	31,5960 [0,0001]	25,0460 [0,0005]
	H0: $r=1$; HA: $r \geq 2$	6,5501 [0,0105]	6,5501 [0,0105]
Wskaźnik kosztów - Wskaźnik Treynora	H0: $r=0$; HA: $r \geq 1$	36,1210 [0,0001]	25,5090 [0,0004]
	H0: $r=1$; HA: $r \geq 2$	10,6120 [0,0049]	10,6120 [0,0049]
Wskaźnik kosztów - Alfa Jensena	H0: $r=0$; HA: $r \geq 1$	32,4810 [0,0004]	25,1520 [0,0004]
	H0: $r=1$; HA: $r \geq 2$	7,3294 [0,0191]	7,3294 [0,0191]

Uwaga: Dla przedstawionych w tabeli wyników weryfikacji hipotezy o istnieniu różnych od siebie wektorów kointegrujących przyjęto poziom istotności $\alpha=0,05$. Wartości prawdopodobieństwa popełnienia błędu I rodzaju zostały podane w nawiasach kwadratowych.

Źródło: opracowanie własne

Tabela 3 zawiera wartości testu śladu macierzy i testu maksymalnej wartości własnej macierzy. Hipoteza zerowa, zakładająca brak wektora kointegrującego, odrzucana była przy poziomie istotności wynoszącym 5%. Analiza kointegracji metodą Johansena wskazywała na występowanie relacji kointegrującej pomiędzy wskaźnikiem kosztów a miarami Treynora i Jensena dla funduszy akcji, zaś dla funduszy mieszanych – pomiędzy wskaźnikiem kosztów i miarą Jensena. Dla pozostałych sposobów pomiaru wyników nie wykazano występowania długookresowych zależności, co nie oznacza, że dla ww. funduszy w ujęciu krótkookresowym one nie występują. Analogicznie dla funduszy obligacji, zestawiane w pary zmienne niestacjonarne, dotyczące wskaźnika kosztów oraz odpowiednio stóp zwrotu, wskaźników Sharpe'a, jak i wskaźników Treynora, kształtują się w kolejnych okresach w sposób podobny. Również dla funduszy rynku pieniężnego, weryfikacja liczby wektorów kointegrujących we wszystkich relacjach wskaźnika kosztów uczestnictwa z miarami wyników dostarczyła całkowicie odmiennych rezultatów w stosunku do procedury Engle'a-Grangera.

Rozbieżność rezultatów nie powinna być zaskakująca, uwzględniając fakt, iż obie procedury opierają się na innym podejściu metodologicznym. Podobne rozbieżności pojawiają się w badaniach kointegracji np. kursów walutowych [zob. Tatarczak 2007]. Niemniej jednak, w wyniku otrzymanych rezultatów dla polskich

funduszy inwestycyjnych możemy mówić o pewnej długoterminowej relacji, zachodzącej między wskaźnikiem kosztów uczestnictwa a wspomnianymi sposobami pomiaru wyników. To zagadnienie z kolei zasługuje na dalsze analizy, koncentrujące się na egzogeniczności zmiennych oraz odchylen od relacji długookresowej.

PODSUMOWANIE

Opracowania dociekające, czy wysokie opłaty pobierane przez fundusze inwestycyjne są usprawiedliwione staranniejszą, lepszą analizą inwestycyjną, wiążą się z badaniem efektywności tych podmiotów. Część badań przeczy jednak istnieniu umiejętności menedżerskich albo dowodzi, że fundusze chcą za świadczone usługi finansowe zbyt wysokie wynagrodzenie. W związku z powyższym, omawiane zagadnienie wydaje się istotne zarówno dla teorii finansów, jak i samych klientów funduszy.

Celem artykułu było ustalenie, czy między wskaźnikiem kosztów uczestnictwa a efektami lokowania aktywów przez fundusze inwestycyjne zachodzi długoterminowa relacja. Hipoteza główna, mówiąca o braku występowania długoterminowej relacji między wynikami funduszy a kosztami, nie została jednoznacznie zweryfikowana. W przypadku niestacjonarności zmiennych, istnienie wektora kointegrującego świadczy o występowaniu pomiędzy procesami relacji stabilnej równowagi ekonomicznej. Dla wszystkich segmentów funduszy jedynie wskaźnik kosztów charakteryzował się niestacjonarnością. Natomiast szeregi czasowe, utworzone na podstawie uśrednionych wyników inwestycyjnych, wykazywały się niestacjonarnością w przypadku funduszy obligacji i częściowo rynku pieniężnego, zaś w przypadku funduszy akcji i mieszanych charakteryzowały się stacjonarnością. Procedura badania kointegracji metodą Engle'a-Grangera wskazywała na brak występowania długookresowej relacji pomiędzy wskaźnikami, co wynikało ze stacjonarności jednego z procesów, bądź też braku stacjonarności procesu resztowego wektora kointegrującego. Częściowo odmienne rezultaty widoczne były przy metodzie Johansena, której zastosowanie pozwoliło na stwierdzenie istnienia wektorów kointegrujących w każdym segmencie, jednak w różnym zakresie. W przypadku funduszy akcji i funduszy mieszanych metoda Johansena wskazywała na występowanie wektora kointegrującego dla relacji wskaźnika kosztów z miarami Treynora i Jensena. Natomiast w przypadku funduszy obligacji oraz rynku pieniężnego, wyniki uzyskane metodą Johansena były zupełnie odmienne od uzyskanych procedurą Engle'a-Grangera i wykazywały istnienie wektora kointegrującego dla relacji wskaźnika kosztów uczestnictwa ze wszystkimi miarami wyników. W związku z powyższym, omawiane zagadnienie zasługuje na dalsze analizy, koncentrujące się na badaniu egzogeniczności zmiennych oraz odchylen od relacji długookresowej.

BIBLIOGRAFIA

- Asyngier R., Miziołek T. (2017) Impact of Fund Managers Changes on Polish Equity Funds Performance. *Folia Oeconomica Stetinensia*, 17(1), 97-108.
- Bers M. K. (1998) Causal Relations Among Stock Returns, Inflation: Persistence of International Mutual Fund Performance. *Global Finance Journal*, 9(2), 225-240.
- Buszkowska E. (2014) Badanie zależności między indeksami giełdowymi a kursami walutowymi. *Zeszyty Naukowe UEK*, 4(928), 5-20.
- Carhart M. (1997) On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
- Carlson R. S. (1970) Aggregate Performance of Mutual Funds: 1948–1967. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 5, 1-32.
- Charemza W., Deadman D. (1997) *Nowa ekonometria*. Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Droms W. G., Walker D. A. (1996) Mutual Fund Investment Performance. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 36(3), 347-363.
- Dyduch J. (2016) Analiza zależności długookresowych między indeksem WIG i indeksem obligacji skarbowych TBSP.INDEX. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, 282, 26-34.
- Dziawgo D., Dziawgo L. (1994) *Fundusze powiernicze*. Towarzystwo Naukowe Organizacji i Kierownictwa, Toruń.
- Elton E., Gruber M., Das S. R., Hlavka M. (1993) Efficiency with Costly Information: A re-Interpretation of Evidence for Managed Portfolios. *Review of Financial Studies*, 6(1), 1-22.
- Filip D. (2017) Wartość aktywów zarządzanych przez polskie fundusze inwestycyjne a efekty ich gospodarowania. [w:] Wieteska S., Burzyńska D. (red.) *Granice finansów XXI wieku. Finanse publiczne. Rynki finansowe. Finanse przedsiębiorstw*. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, 89-107.
- Hansen H., Johansen S. (1999) Some Tests for Parameter Constancy in Cointegrated VAR-Models. *Econometrics Journal*, 2(2), 306-333.
- Hooks J. A. (1996) The Effects of Loads and Expenses on Open end Mutual Fund Returns. *Journal of Business Research*, 36, 199-202.
- Jackowicz K., Filip D. (2009) Powtarzalność wyników funduszy inwestycyjnych w Polsce. *Materiały i Studia*, 236. NBP. Warszawa.
- Jan Y-Ch., Hung, M-W. (2004) Short-Run and Long-Run Persistence in Mutual Funds. *Journal of Investing*, 13(1), 67-71.
- Johansen S. (1988) Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Keswani A., Miguel A. F., Ramos S. B. (2017) Mutual Fund Size versus Fees: When Big Boys Become Bad Boys. *E-Proceedings of World Finance Conference, Sardinia*, 113.
- Kłodzińska A. (2010) Analiza kointegracji stóp procentowych w Polsce. *Zeszyty Naukowe Wydziału Nauk Ekonomicznych Politechniki Koszalińskiej*, 14, 107-114.
- Malkiel B. G. (1995) Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991. *Journal of Finance*, 50(2), 549-572.

- Perez K. (2012) *Efektywność funduszy inwestycyjnych. Podejście techniczne i fundamentalne*, Difin, Warszawa.
- Przybylska-Kapuścińska W., Gabryelczyk K. (2004) Czynniki determinujące decyzje inwestorów indywidualnych o wyborze funduszy inwestycyjnych jako formy alokacji kapitału w Polsce. [w:] Dziawgo D. (red.) *Indywidualni inwestorzy na rynku finansowym*. Wydawnictwo Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń, 341-368.
- Sauer D. A. (1997) Information Content of Prior Period Mutual Fund Performance Rankings. *Journal of Economics and Business*, 49(6), 549-567.
- Sharpe W. F. (1966) Mutual Fund Performance. *Journal of Business*, 39(1), 119-138.
- Syczewska E. M. (2002) Analiza niestacjonarności kursu walutowego USD/PLN na podstawie danych dziennych i miesięcznych. *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych*, 10, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa, 159-175.
- Tataczak E. (2007) Badanie stacjonarności oraz analiza kointegracji kursów walutowych. *Roczniki Nauk Rolniczych, seria G*, 94(1), 149-156.
- Urbański S. (2017) Short-, Medium- and Long-Run Performance Persistence of Investment Funds in Poland. *Bank i Kredyt*, 48(4), 343-374.
- Witkowska D. (2009) Efektywność wybranych funduszy akcyjnych w latach 2005-2007. *Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, 74, 39-61.

EXPENSES AND PERFORMANCE OF MUTUAL FUNDS IN POLAND: LONG-TERM RELATION

Abstract: This paper aims to find a possible long-term correlation between mutual funds' performance and expenses. The examination was conducted by means of classical approaches of the time series analysis, such as the KPSS test for stationarity, the Engle-Granger approach to cointegration and the Johansen test. The study was conducted on the basis of a relatively large study sample concerning four segments of funds operated in Poland in the 2002-2015 period. The obtained results of cointegration tests provide partial evidence that a long-term relation between the expense ratio, which reflects the fees charged by funds, and the achieved mutual fund performance exists in some groups of funds only.

Keywords: mutual funds, performance, cointegration, stationarity, expense ratio