

Wartość aktywów zarządzanych przez polskie fundusze inwestycyjne a efekty ich gospodarowania¹

Dariusz Filip*

1. Wprowadzenie

Rynek funduszy inwestycyjnych odgrywa istotną rolę w polskim systemie finansowym. Zwiększające się zaangażowanie funduszy inwestycyjnych na polskim rynku finansowym, jak również współdziałanie z tradycyjnymi jego sektorami, pozwalają na stwierdzenie, że omawiany obszar rynku wciąż się rozwija. Dynamiczny wzrost tego sektora może być ilustrowany poprzez wartość posiadanych aktywów lub też liczbę funduszy rozpoczynających działalność każdego roku.

Zgodnie z danymi Izby Zarządzających Funduszami i Aktywami (IZFA), w 2000 roku liczba wszystkich zarejestrowanych funduszy w Polsce wynosiła 81. Wartość aktywów netto zarządzanych w tym czasie przez cały omawiany sektor wynosiła 7,1 mld zł. Pomimo odczuwalnego kryzysu finansowego w 2008 roku, liczba funduszy i subfunduszy w Polsce wzrosła do 503. Należy jednak odnotować znaczący spadek do poziomu 73,7 mld zł wartości aktywów posiadanych przez omawianych pośredników finansowych w stosunku do poprzednich okresów. Na koniec 2015 roku łączna liczba funduszy inwestycyjnych znajdująca się w ofercie krajowych Towarzystw Funduszy Inwestycyjnych (TFI) wynosiła 1246, natomiast wartość aktywów netto – 252,4 mld zł.

Wraz z rozwojem rynku funduszy inwestycyjnych zaczęto zastanawiać się nad wielkością posiadanych aktywów, mogącą wpływać na efektywność zarządzania

* Dariusz Filip, Uniwersytet Kardynała Stefana Wyszyńskiego w Warszawie, Wydział Nauk Historycznych i Społecznych, Instytut Socjologii, Katedra Finansów.

1 Tekst powstał w ramach projektu badawczego, który został sfinansowany ze środków Narodowego Centrum Nauki przyznanych na podstawie decyzji numer DEC-2014/15/D/HS4/01227.

funduszami. Wielkość funduszu w ramach atrybutów, jakimi charakteryzują się fundusze, często bywa definiowana np. jako średni poziom posiadanych aktywów. Cechy organizacyjne funduszy (ang. *fund attributes*), do których należy wielkość podmiotu, określane są z kolei jako cechy odpowiadające za sposób zarządzania, ale również jako atrybuty, jakimi posługują się fundusze w osiąganiu przewag konkurencyjnych na rynku. Część dotychczasowych badań pochodzących z rynku amerykańskiego sugeruje możliwość osiągania ponadprzeciętnych efektów gospodarowania dzięki wykorzystywaniu właściwości organizacyjnych cechujących danych pośredników finansowych, m.in. wielkości funduszu.

Celem niniejszej pracy jest ustalenie, czy wyniki funduszy inwestycyjnych działających w Polsce są związane z wielkością aktywów będących w ich posiadaniu. Badanie pozwoli zweryfikować hipotezę dotyczącą istnienia optymalnej wielkości funduszy. Analiza związku wyników z wielkością funduszy jest istotna zarówno dla inwestorów, jak i dla samych funduszy. Cechy funduszy, takie jak wielkość, mogą wpływać na decyzje inwestycyjne indywidualnych inwestorów, podpowiadając o możliwości osiągnięcia ewentualnych ponadprzeciętnych rezultatów. Z kolei instytucje zbiorowego inwestowania mogą wykorzystywać fakt posiadania odpowiednich atrybutów, w tym optymalnej wielkości, w osiąganiu przewagi konkurencyjnej podczas realizowanych kampanii reklamowych.

Prezentowany artykuł zbudowany jest w następujący sposób. W części 2 dokonany zostanie krótki przegląd literatury przedmiotu dotyczącej związku efektów gospodarowania z wielkością funduszy inwestycyjnych. W podpunkcie 3, będącym częścią metodologiczną, zostanie przedstawiona charakterystyka danych, uzasadnienie wykorzystanych miar wyników oraz podejść badawczych. Część 4 artykułu dostarcza wyników empirycznych wraz z ich interpretacją. Zaś ostatni podpunkt niniejszej pracy zawiera podsumowanie najważniejszych ustaleń.

2. Krótki przegląd literatury przedmiotu

Niniejsza część pracy ma na celu przedstawienie literatury przedmiotu dotyczącej badania związku wielkości funduszy z osiąganymi przez nie wynikami. Wielkość funduszu (ang. *fund size*) należy do podstawowych atrybutów organizacyjnych instytucji zbiorowego inwestowania. Mierzona jest przeciętną wartością aktywów netto będących w posiadaniu funduszu lub też logarytmem naturalnym z wartości posiadanych aktywów i odzwierciedla zajmowaną przez fundusz pozycję rynkową. Ponadto, o czym autor tego artykułu pisał już wcześniej (por. Filip 2015), rozmiar funduszu pokazuje rynkową akceptację oraz popularność w postaci dotychczasowego napływu aktywów, a z drugiej strony możliwości wykorzystywania tzw. efektów skali.

Wspomniane korzyści wynikające ze skali działania, np. w postaci możliwości rozkładania kosztów prawnych, administracyjnych czy choćby sprawozdawczych

na większą bazę kapitałową, ale również wykorzystywania większych zasobów analitycznych, mogą być osiągane przez większe fundusze. Do podobnych wniosków dochodzono w wielu pracach. Przykładowo, Payne, Prather i Bertin (1999), badając czynniki mogące wpływać na wyniki osiągane przez główne grupy amerykańskich funduszy akcyjnych oraz funduszy mieszanych w okresie 1993–1995, ustalili, że stopy zwrotu ważone ryzykiem z uwzględnieniem pobieranej opłaty dystrybucyjnej oraz prowizji za zarządzanie są wyższe w funduszach, w których m.in. zarządza się większą wartością aktywów. Relacja wyniki–cechy funduszy analizowana była przy estymacji parametrów modelu regresji klasyczną metodą najmniejszych kwadratów. Efekty gospodarowania mierzono z kolei, wykorzystując stosunek 3-letniej stopy zwrotu do miesięcznego odchylenia standardowego w okresie 3 lat.

W późniejszych badaniach, np. Pollet i Wilson (2008), próbowano określać, jak fundusze inwestycyjne powinny inwestować nowe środki, aby – pomimo napływu aktywów – wciąż pozostawać efektywnymi. W ramach rozpatrywanych scenariuszy wyróżniano działania polegające na kontynuowaniu dotychczasowych strategii inwestycyjnych, co mogło w dłuższej perspektywie wiązać się z ograniczeniem płynności walorów w portfelu, ewentualnie wypracowywaniu nowych koncepcji inwestycyjnych, często skutkujących koniecznością zatrudniania nowych zarządzających. Uwzględniając dane o cechach amerykańskich funduszy akcji z okresu 1975–2000, wspomniani badacze zauważyli, że jeśli aktywnie zarządzane fundusze cierpią z powodu malejących korzyści skali, wówczas ich zarządzający powinni modyfikować dotychczasowe strategie inwestycyjne, bardziej dywersyfikując posiadane portfele. Jak pokazano, wzrost aktywów w niewielkim stopniu powoduje zmianę zachowania zarządzających typowymi funduszami, ale już duże fundusze oraz fundusze inwestujące w małe spółki dywersyfikują swoje portfele w odpowiedzi na zwiększenie wartości posiadanych aktywów.

Inną z klasycznych prac analizującą relację wyniki–wielkość jest badanie Indro, Jiang, Hu i Lee (1999). Na bazie 683 nieindeksowanych amerykańskich funduszy akcji oraz funduszy mieszanych z lat 1993–1995, których wyniki mierzono stopą zwrotu netto, tj. bez kosztów, pokazano, że wielkość funduszu wpływa na wyniki osiągane przez fundusze inwestycyjne. Analizowane podmioty, w celu osiągnięcia satysfakcjonujących wyników, powinny osiągać minimalną wielkość aktywów, aby uzasadnić swoje koszty związane z nabywaniem i wymianą informacji. Była to jedna z pierwszych prac mówiąca o optymalnej wielkości aktywów funduszu.

Kolejne badania potwierdzały negatywny wpływ wielkości funduszy inwestycyjnych na wyniki. Jedną z najczęściej przywoływanych prac w tym obszarze, analiza Chena, Honga, Huanga i Kubika (2004), dotyczyła określenia efektu skali w omawianych instytucjach finansowych. Wykorzystując próbkę amerykańskich funduszy akcji z okresu 1962–1999 oraz ustalając ich wyniki przy wykorzystaniu α z jedno-, trzy- i czteroczynnikowego modelu CAPM, skorzystano ze specyficznego podejścia w celu opisu modelu regresji. Pokazali oni, że wyniki funduszy – niezależnie czy przed, czy po uwzględnieniu kosztów i opłat – zmniejszają się wraz ze zwiększaniem się posiadanych przez fundusze aktywów.

Należy pamiętać, że wraz ze wzrostem wielkości funduszy, zwiększać się może wolumen obrotu walorów będących w posiadaniu funduszu, co powoduje wyższe koszty i malejące korzyści na mniej płynnych rynkach. Ograniczenia organizacyjne, spowodowane wzrostem aktywów będących w zarządzaniu funduszu, oraz wymagania związane z większą bazą inwestorów mogą powodować również utratę dotychczasowych cech świadczących o efektywności. Wspomniane zjawisko zaczęto określać jako tzw. efekt erozji wyników (ang. *performance erosion effect*), który powoduje, że fundusze w wyniku zwiększania wartości aktywów w pewnym momencie zaczynają osiągać gorsze wyniki netto (ang. *net returns*).

Prace poświęcone funduszom inwestycyjnym spoza Stanów Zjednoczonych dostarczały nieco odmiennych wniosków, w większości przemawiających jednak za korzyściami skali. Przykładowo, Lee, Yen i Chen (2008) analizowali związki cech menedżersko-organizacyjnych oraz wyników osiąganych przez tajwańskie otwarte fundusze inwestycyjne. Analizując 5 kategorii funduszy akcyjnych w okresie od stycznia 2001 do sierpnia 2008 roku, z wykorzystaniem zwykłej stopy zwrotu, różnicy między stopą zwrotu danego funduszu oraz stopą zwrotu z benchmarku, alfą Jensena oraz wskaźnikiem Sharpe'a, wspomniani badacze ustalili istotny i pozytywny związek między wielkością funduszy a osiąganymi przez nie wynikami.

Również Vijayakumar, Sivanmalaiappan i Chandrasekhara Rao (2012) zajmowali się m.in. opisywaną relacją. Kalkulując wyniki dla 14 indyjskich funduszy funduszy (ang. *fund of funds*), lokujących aktywa w akcje lub obligacje zwykłą stopą zwrotu w okresie 2004–2008, wykorzystano metody panelowe, m.in. modele z efektami ustalonymi (FEM) oraz efektami losowymi (REM). Otrzymane rezultaty wskazały, iż osiąmane przez fundusze wyniki są pozytywnie związane z wielkością funduszu.

Z kolei badanie Dahlquista, Engstroma i Soderlinda (2000) miało na celu ustalenie relacji między cechami funduszy działających na szwedzkim rynku a efektami ich gospodarowania w okresie 1992–1997. Użytymi miarami wyników dla 210 funduszy akcji, obligacji oraz rynku pieniężnego były alfy z warunkowanego i nie-warunkowanego modelu regresji (CAPM). W celu estymacji parametrów posłużono się metodą ważonych najmniejszych kwadratów. Osiągnięte rezultaty pokazały, że duże fundusze akcji osiągały gorsze wyniki od swoich mniejszych konkurentów. Jednak wpływ wielkości zależał od rodzaju funduszy, gdyż w przypadku większych funduszy obligacji, wniosek ten był odwrotny.

Prace poświęcone omawianemu zagadnieniu na polskim rynku funduszy inwestycyjnych praktycznie ograniczają się do badania Białkowskiego i Ottena (2011). Wspomniani badacze analizowali 140 funduszy akcji, mieszanych oraz obligacji, w podziale na obszar geograficzny inwestycji, tj. krajowe oraz zagraniczne, w okresie 2000–2008. Jako miary wyników skorzystano z wyrazów wolnych 4-czynnikowego modelu CAPM, zaproponowanego przez Carharta. Ustalili oni, że polskie fundusze generalnie nie są w stanie osiągać ponadprzeciętnych wyników, na co wskazują ujemne wartości alf, szczególnie po uwzględnieniu opłat za zarządza-

nie. Przy ustalaniu wpływu cech funduszy na osiągnięte przez nie wyniki, związek wielkości funduszy z efektami ich gospodarowania okazał się statystycznie istotny i oznaczał występowanie korzyści skali.

Stopień rozwoju polskiego rynku funduszy inwestycyjnych sprzed blisko dekady, czyli z okresu poprzedzającego wystąpienie kryzysu finansowego, istotnie różni się od obecnego jego zaawansowania, liczby funkcjonujących podmiotów oraz wartości zarządzanych aktywów. Ponadto brak kolejnych badań w omawianym obszarze powoduje, że analiza związku wyników z cechami funduszy, takimi jak ich wielkość, pozostaje wciąż aktualna i pożądana. W związku z tym niniejsze opracowanie stanowić będzie wkład do dorobku literatury w krajowym ujęciu, ale jednocześnie pozwoli odpowiedzieć na pytanie o ewentualne dalsze możliwości wzrostu aktywów funduszy inwestycyjnych w Polsce czy może już występować efekt erozji wyników, tak jak ma to miejsce na rozwiniętych rynkach.

3. Metodologia

W trakcie projektowania badania zjawiska erozji wyników, ewentualnie wykorzystywania korzyści skali, dokonano wyboru miar odzwierciedlających wyniki funduszy inwestycyjnych oraz narzędzi analizy wpływu wielkości funduszy na efekty ich gospodarowania. W związku z zaobserwowaną w literaturze przedmiotu wrażliwością uzyskanych rezultatów na zastosowane rozwiązania metodologiczne zdecydowano się na użycie czterech najpopularniejszych miar efektów gospodarowania, natomiast – ze względu na istniejące w opracowaniach naukowych różnice w otrzymywanych wnioskach – podjęto decyzję o wyborze metod pozwalających analizować wspomnianą zależność w pracach poświęconych rynkom rozwijającym się.

3.1. Charakterystyka danych

Badanie w sensie podmiotowym obejmuje, jak już zostało zasygnalizowane we wprowadzeniu, jeden z rodzajów instytucji zbiorowego inwestowania. Niniejsza analiza dotyczyła głównych segmentów otwartych funduszy inwestycyjnych, sklasyfikowanych zgodnie z podejściem Izby Zarządzających Funduszami i Aktywami (IZFiA) jako krajowe fundusze: akcyjne, mieszane (zrównoważone oraz stabilnego wzrostu), obligacji oraz rynku pieniężnego. Ponadto, ze względu na relatywnie małą liczbę funduszy w poszczególnych grupach ww. segmentów, charakteryzujących się zbliżoną polityką inwestycyjną, podjęto decyzję o nie wydzielaniu poszczególnych grup z danego segmentu. Zaletą takiego podejścia będzie umożliwienie wykorzystania procedur ekonometrycznych opisanych

w podpunkcie 3.3, wadą zaś – potencjalne zniekształcenie ewentualnego obrazu analizowanego zjawiska, spowodowane trwałymi różnicami w profilach ryzyka poszczególnych grup funduszy. Liczba podmiotów w poszczególnych latach, na podstawie wyników których będą dokonywane obliczenia oraz formułowane wnioski, może być niższa od liczby zarejestrowanych funduszy podawanej przez IZFiA lub Komisję Nadzoru Finansowego (KNF). Dokładne dane o liczebności próby zestawia tabela 1.

Tabela 1. Liczba otwartych funduszy inwestycyjnych uwzględnionych w badaniu dotyczącym wpływu wartości aktywów na efekty gospodarowania

Lata Rodzaj funduszy	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Akcyjne	10	11	12	15	16	18	22	30	42	48	49	59	63	76	79	83
Mieszane	13	14	17	21	25	29	35	37	40	42	45	47	51	57	62	69
Obligacji	8	8	9	11	12	13	16	17	20	21	22	26	37	49	57	69
Rynku pieniężnego	5	5	7	12	13	14	18	20	21	24	25	28	29	33	39	44

Źródło: opracowanie własne.

Dane zarówno o wynikach, wielkości funduszy, jak i benchmarkach zostały zaczerpnięte z budowanej na potrzeby realizowanego projektu bazy danych pochodzących z raportów firmy zajmującej się dostarczaniem informacji na temat rynku funduszy inwestycyjnych w Polsce – *Analizy Online S.A.* Dane te pozwolą na uzyskanie bezpośrednich dowodów istnienia bądź też braku związku między wynikami a wielkością funduszy inwestycyjnych, a tym samym odpowiedzi na pytanie, czy napływ aktywów do funduszy inwestycyjnych w Polsce może powodować np. efekt erozji wyników lub też występowanie korzyści skali.

Horyzont czasowy badania ustalono na okres od 2000 do 2015 roku. Dolna granica horyzontu badania bezpośrednio związana jest z pojawieniem się dostatecznie dużej liczby funduszy, aby można było przeprowadzić rzetelną weryfikację hipotezy głównej. Górna granica z kolei określona została ze względu na moment zakończenia budowy bazy danych. Badanie przeprowadzone zostało dla okresów rocznych, z uwzględnieniem wartości osiągniętych na koniec roku.

3.2. Miary wyników

Wykorzystane w badaniu miary wyników funduszy inwestycyjnych bazują na wartościach jednostek uczestnictwa. Pierwszą z nich jest stopa dochodu (ang. *cumulative return*). Pokazuje ona wielkość dochodu przypadającego na jednostkę zainwestowanego kapitału. Oblicza się ją według następującego wzoru (Mayo 1997):

$$r_{i,t} = \frac{UP_{i,t} - UP_{i,t-1}}{UP_{i,t-1}} \quad (1)$$

gdzie $r_{i,t}$ jest stopą dochodu i -tego funduszu w okresie t , $UP_{i,t-1}$ oraz $UP_{i,t}$ są zaś wartościami netto jednostek uczestnictwa i -tego funduszu na koniec (t) i początek ($t-1$) analizowanego okresu.

Wadą tej miary wyników funduszy jest to, że pomija ona różnice w poziomie podejmowanego ryzyka. W przybliżony sposób różnice te, w postaci zaobserwowanego odchylenia standardowego, uwzględnia niezmodyfikowany wskaźnik Sharpe'a (ang. *reward-to-variability ratio*). Oblicza się go na podstawie następującej formuły (Sharpe 1966):

$$SR_{i,t} = \frac{r_{i,t} - r_{f,t}}{\sigma(r_{i,t})} \quad (2)$$

gdzie: $SR_{i,t}$ oznacza wskaźnik Sharpe'a dla i -tego funduszu w okresie t , $r_{i,t}$ – średnią stopę dochodu funduszu i w okresie t , $r_{f,t}$ – właściwą pod względem terminu stopę dochodu instrumentu dłużnego nieobciążonego ryzykiem niewypłacalności emitenta (tzw. stopę wolną od ryzyka), zaś $\sigma(r_{i,t})$ – odchylenie standardowe stopy dochodu funduszu i w okresie t . Średnia stopa dochodu oraz odchylenie standardowe obliczane są na podstawie obserwacji miesięcznych.

O ile wcześniej opisany wskaźnik uwzględnia ryzyko niesystematyczne inwestycji, o tyle kolejna miara, jaką jest wskaźnik Treynora (ang. *reward-to-volatility ratio*) – ryzyko systematyczne. W swojej konstrukcji opisywana miara jest podobna do poprzedniego sposobu oceny wyników (Treynor 1965):

$$TR_{i,t} = \frac{r_{i,t} - r_{f,t}}{\beta(r_{i,t})} \quad (3)$$

gdzie: $TR_{i,t}$ oznacza wskaźnik Treynora dla i -tego funduszu w okresie t , zaś $\beta(r_{i,t})$ – oznacza ryzyko systematyczne funduszu i w okresie t . Wartości Beta obliczane są dla krajowych funduszy na podstawie miesięcznych obserwacji.

Miarę porównującą zrealizowaną stopę zwrotu funduszu z oczekiwaną stopą zwrotu uwzględniającą ryzyko rynku, na którym on operuje, stanowią wyrazy wolne odpowiednio skonstruowanych modeli regresji. W związku z tym dla każdego funduszu uwzględnionego w bazie danych został oszacowany model o następującej specyfikacji (Jensen 1968):

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + (r_{M,t} - r_{f,t})\beta_1 + \varepsilon_i \quad (4)$$

gdzie: α_i jest poszukiwaną miarą wyników inwestycyjnych, tzw. alfą Jensena, z kolei $r_{m,t}$ jest zwrotem z benchmarku (stopą dochodu osiąganą na danym rynku w okresie t) dla danego typu funduszy. W przypadku funduszy mieszanych do modelu (4) zostało dodane wyrażenie $(r_{M2,t} - r_{f,t})\beta_2$, przedstawiające kolejny czynnik związany z drugim rynkowym parametrem. W związku z prowadzonym badaniem zależności wyników od wielkości aktywów dla czterech segmentów funduszy, zestawienie wykorzystanych benchmarków zostało przedstawione w tabeli 2.

Tabela 2. Zestawienie portfeli rynkowych przy estymacji wyrazów wolnych poszczególnych modeli regresji dla analizowanych segmentów funduszy uwzględnionych w badaniu

Typ funduszu	Portfel rynkowy M1	Portfel rynkowy M2	Stopa wolna od ryzyka
Akcyjne	WIG		Rentowność 7-dniowych bonów pieniężnych
Mieszane	WIG	IROS	
Obligacji	IROS		
Rynku pieniężnego	IBS-52		

Źródło: opracowanie własne.

W przypadku segmentu funduszy akcyjnych portfelem rynkowym będzie podstawowy indeks giełdy papierów wartościowych (GPW) – WIG (Warszawski Indeks Giełdowy). Dla funduszy mieszanych, oprócz indeksu giełdowego, Indeks Rynku Obligacji Skarbowych (IROS). Fundusze obligacji opisywane są przez wspomniany indeks obligacji, zaś fundusze rynku pieniężnego – indeks 52-tygodniowych bonów skarbowych (IBS-52).

3.3. Podejście badawcze

Funkcja regresji jest narzędziem badania mechanizmu powiązań między zmiennymi. Stanowi szczególny przypadek badania zależności zjawisk, kiedy określonym wartościom jednej zmiennej przyporządkowane są wartości drugiej zmiennej (Paradysz 2005). Parametr a_1 , stojący przy zmiennej niezależnej, nazywany jest współczynnikiem regresji. Informuje on, o ile przeciętnie zmieni się wartość zmiennej zależnej, jeśli zmienna objaśniająca wzrośnie o jednostkę. Z kolei wyraz wolny a_0 określa teoretyczną wartość zmiennej zależnej, gdy wartość zmiennej niezależnej wynosi zero (Bielecka 2005).

W tradycyjnym ujęciu zależności zmiennych używa się liniowej regresji (ang. *linear regression*). Związek wyników oraz wielkości aktywów może być ustalony na podstawie poniższej formuły (Bodson, Cavenaile, Sougne 2011):

$$PM_i = a_0 + a_1(\log TNA_i) + \varepsilon_i \quad (5)$$

gdzie: PM_i oznacza wykorzystaną miarę wyników funduszu i (patrz pkt 3.2), zaś $\log TNA_i$ stanowi logarytm wartości aktywów netto danego funduszu.

Testowana hipoteza zerowa w przypadku przeprowadzanej analizy regresji mówi o tym, że wielkość funduszy w danym okresie nie determinuje osiągniętych wyników, a więc, że wyestymowany parametr a_1 równa się zero. Statystyczna istotność współczynnika kierunkowego będzie weryfikowana testem t , czyli w standardowy sposób dla modeli regresji liniowej. W przypadku gdy obliczona wartość statystyki testowej jest większa co do modułu od wartości krytycznej odczytanej z tablic rozkładu t -Studenta dla danego poziomu istotności i $n - 2$ stopni swobody, da to podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej. Znak parametru a_1 w przypadku jego statystycznej istotności będzie informował o charakterze zależności wyników od wielkości funduszy. Dodatni parametr a_1 jest potwierdzeniem występowania korzyści skali, ujemny zaś – zjawiska erozji wyników. Ponadto w niniejszym badaniu posłużono się globalnym testem F (Fishera–Snedocora) weryfikującym istotność całego równania regresji.

Jednak w analizie prowadzonej na bardziej rozwiniętych rynkach można spotkać prace wykorzystujące regresję kwadratową (ang. *quadratic regression*) pozwalającą na uchwycenie optymalnej wielkości funduszu. Analiza za pomocą regresji wielomianowej, np. dla modelu kwadratowego jest stosowana w przypadku, gdy zmienna objaśniana jest zależna od jednej zmiennej objaśniającej, ale model regresji liniowej może być niedokładny w wymaganym stopniu (Syska 2014). Podobnie jak w pracy Bodson, Cavenaile i Sougne (2011) czy choćby Tang, Wang i Xu (2012)², w niniejszej publikacji dodatkowo zastosowano podejście, zgodnie z którym możliwa jest analiza wypukłości funkcji wyniki–wielkość funduszy. Będzie to możliwe przy wykorzystaniu następującego wzoru:

$$PM_i = a_0 + a_1 (\log TNA_i) + a_2 (\log TNA_i)^2 + \varepsilon_i \quad (6)$$

Do oceny dopasowania modelu regresji do danych wykorzystano podstawową miarę, jaką jest współczynnik determinacji. W tym miejscu należy jednak zauważyć, że wykorzystane dane są danymi przekrojowymi, a zatem wartości R^2 mogą być niższe niż miary jakości dopasowania opisujące modele szacowane na podstawie szeregów czasowych. Ponadto, test F łącznej istotności wszystkich zmiennych, szczególnie w modelu liniowym, w istocie będzie weryfikował hipotezę o istotności współczynnika determinacji. Należy równocześnie zauważyć, że przy dużej liczbie obserwacji oraz zmiennej objaśnianej, charakteryzującej się wartościami mieszczącymi się w pewnym przedziale, niska wartość R^2 może być dopuszczalna i na tej podstawie nie powinno się wnioskować o złej jakości dopasowania modelu (zob. Gruszczyński, Podgórska, Kuszewski 2015).

2 O ile Tang, Wang i Xu (2012) analizowali omawiany wpływ kwantyli wielkości funduszy na wyniki, o tyle Bodson, Cavenaile i Sougne (2011) korzystali z percentyli wyników oraz percentyli wielkości.

4. Rezultaty badawcze

Jak zostało wcześniej zaznaczone, analizie zostały poddane dane dotyczące funduszy akcyjnych, mieszanych, papierów dłużnych oraz rynku pieniężnego. Otrzymane rezultaty będą zaprezentowane osobno dla każdego z poszczególnych segmentów funduszy. Ponadto w analizie wpływu wielkości na wyniki uwzględnia się dwa podejścia badawcze: regresję liniową oraz regresję kwadratową.

4.1. Fundusze akcyjne

Na podstawie zbudowanej bazy danych możliwe było wyodrębnienie informacji opisujących fundusze akcyjne. Na koniec 2015 roku w ramach analizowanej kategorii odnotowanych zostało 83 podmioty. W całym zaś horyzoncie badania zarejestrowano do 632 obserwacji, w zależności od użytej miary wyników. W niniejszej pracy zestawia się efekty gospodarowania aktywami w ujęciu tradycyjnych stóp zwrotu, wskaźników Sharpe'a, wskaźników Treynora oraz alfa Jensena.

Pierwszą z zastosowanych metod weryfikujących hipotezę o wpływie wielkości funduszy na osiąganе wyniki jest analiza regresji liniowej. Tabela 3 przedstawia m.in. znak i wartość parametru a_1 oszacowanego dla przedstawionego w części 3.3 modelu (5) dla czterech miar wyników.

Tabela 3. Modele regresji liniowej dla funduszy akcyjnych

	<i>Stopa zwrotu</i>	<i>Wskaźnik Sharpe'a</i>	<i>Wskaźnik Treynora</i>	<i>Alfa Jensena</i>
log(TNA)	0,02644***	0,04544***	0,03467***	0,00044*
	(0,00626)	(0,01045)	(0,00746)	(0,00023)
a_0	-0,43026***	-0,85668***	-0,61906***	-0,00840**
	(0,11613)	(0,19399)	(0,13906)	(0,00420)
F	17,85506	18,89946	21,61231	3,70225
R ²	0,02756	0,02913	0,03482	0,00584

Uwaga: *, **, *** oznaczają istotność statystyczną parametrów wprowadzonych do modelu (5) na poziomach odpowiednio: 10%, 5% i 1%.

Dane dotyczące błędów standardowych podane są w nawiasach.

Źródło: opracowanie własne.

Jak wynika z przeprowadzonej analizy, estymowane parametry modelu regresji liniowej okazały się statystycznie istotne dla wszystkich zastosowanych miar wyników dla funduszy akcji (patrz tabela 3). Dodatkowo, ale relatywnie niskie wartości współczynników regresji (wartości nieprzekraczające 0,05), przy czterech sposobach określania wyników, świadczą o niewielkim pozytywnym wpływie wielkości funduszy na osiąganе efekty gospodarowania aktywami. Sam model testowany

testem *F*-Snedecora dla funduszy akcyjnych był statystycznie istotny w każdym z czterech przypadków, jednak zauważono możliwy brak dopasowania modelu do danych empirycznych poprzez odnotowanie niskich wartości współczynnika determinacji. Należy zauważyć, że zmienna objaśniana liczona jest jako pewnego rodzaju wskaźnik, co wtedy oznacza, że ma ona jednak standaryzowane wartości, a więc jednocześnie ogranicza wartość R^2 .

W kontekście skorzystania z modelu kwadratowej regresji możliwe będzie określenie ewentualnego istnienia optymalnej wielkości funduszy. Opisaną procedurę zastosowano dla funduszy akcji, natomiast otrzymane wyniki zaprezentowano w tabeli 4.

Tabela 4. Modele regresji kwadratowej dla funduszy akcyjnych

	Stopa zwrotu	Wskaźnik Sharpe'a	Wskaźnik Treynora	Alfa Jensena
$\log(TNA)^2$	-0,00096	-0,00302	-0,00536	-0,00007
	(0,00283)	(0,00472)	(0,00355)	(0,00010)
$\log(TNA)$	0,06151	0,15597	0,23224*	0,00288
	(0,10361)	(0,17303)	(0,13115)	(0,00375)
α_0	-0,74845	-1,85955	-2,42641**	-0,03058
	(0,94550)	(1,57901)	(1,20585)	(0,03420)
F	8,97249	9,64566	11,96752	2,06305
R^2	0,02774	0,02976	0,03848	0,00652

Uwaga: *, **, *** oznaczają istotność statystyczną parametrów wprowadzonych do modelu (6) na poziomach odpowiednio: 10%, 5% i 1%.

Dane dotyczące błędów standardowych podane są w nawiasach.

Źródło: opracowanie własne.

Jak wynika z tabeli 4, estymowane parametry modelu regresji kwadratowej okazały się statystycznie nieistotne, z wyjątkiem badania z wykorzystaniem miary Treynora (dla współczynnika przy pierwszej potęgze równania). Oznacza to, że otrzymane rezultaty powinny być traktowane z dużą ostrożnością. Podobnie jak w poprzednio zastosowanej procedurze, test *F* dla funduszy akcyjnych wskazał na istotność statystyczną modelu, jednak odnotowano potencjalny brak jego dopasowania (niskie wartości R^2) do zastosowanych danych. Należy jednak pamiętać, że wartości zmiennej objaśnianej mieściły się w pewnym przedziale, a w takich przypadkach otrzymywane wartości współczynnika determinacji mogą być niskie.

4.2. Fundusze mieszane

Zgromadzona baza danych pozwoliła na uzyskanie informacji również o funduszach mieszanych, w ramach których mieściły się fundusze stabilnego wzrostu oraz zrównoważone. Na koniec okresu badania odnotowano 69 podmiotów

w ramach analizowanej kategorii. Łączna liczba obserwacji wynosiła max 601 w całym horyzoncie badania, w zależności od użytej miary wyników. Efekty gospodarowania aktywami mierzone były również poprzez stopy zwrotu, wskaźniki Sharpe'a, wskaźniki Treynora oraz alfy Jensena.

Zgodnie z przyjętym schematem pierwszą z zastosowanych metod weryfikujących hipotezę o wpływie wielkości funduszy na osiągnane wyniki jest analiza regresji liniowej. Tabela 5 przedstawia informacje o parametrach równania (5) dla czterech miar wyników.

Tabela 5. Modele regresji liniowej dla funduszy mieszanych

	<i>Stopa zwrotu</i>	<i>Wskaźnik Sharpe'a</i>	<i>Wskaźnik Treynora</i>	<i>Alfa Jensena</i>
log(<i>TNA</i>)	0,00866**	0,08397***	0,01671***	0,00027
	(0,00363)	(0,01424)	(0,00462)	(0,00015)
α_0	-0,11084	-1,60627***	-0,32387***	-0,00572
	(0,06906)	(0,27083)	(0,08804)	(0,00291)
F	5,69181	34,76912	13,06600	3,02743
R ²	0,00941	0,05486	0,02199	0,00503

Uwaga: *, **, *** oznaczają istotność statystyczną parametrów wprowadzonych do modelu (5) na poziomach odpowiednio: 10%, 5% i 1%.

Dane dotyczące błędów standardowych podane są w nawiasach.

Źródło: opracowanie własne.

W odróżnieniu od rezultatów przedstawionych w części 4.1 analiza wpływu wielkości funduszy na osiągnane efekty gospodarowania dla funduszy mieszanych wykazała istotność parametrów modelu jedynie dla części zastosowanych miar wyników. O najsilniejszej liniowej zależności w przeprowadzonym badaniu możemy mówić dla wyników mierzonych wskaźnikiem Sharpe'a (patrz tabela 5). Dodatnia, wynosząca ponad 0,08, wartość współczynnika regresji świadczy o istnieniu zależności omawianych zmiennych. Ewentualny brak dopasowania modeli do danych empirycznych, wykazany poprzez niskie wartości współczynnika R^2 , nakazuje definiować testowany model jako mało dopasowany. Z drugiej jednak strony, przy dużej liczbie obserwacji, a tak można scharakteryzować posiadany zestaw danych, wartości współczynnika determinacji mogą być niskie, co też przytaczali np. Cox i Wermuth (1992).

Określenie charakteru parabolicznej funkcji opisującej analizowaną zależność będzie możliwe przy zastosowaniu podejścia z drugą potęgą posiadanych przez fundusze wartości aktywów. Wyniki zastosowania modelu regresji kwadratowej dla funduszy mieszanych przedstawiono w tabeli 6.

Z zaprezentowanych w tej tabeli danych wynika, że statystyczną istotność parametrów regresji otrzymano w modelach, w których zmienne objaśniane mierzone były wskaźnikiem Sharpe'a oraz alfą Jensena. Wspomniana paraboliczność analizowanej zależności dla funduszy mieszanych świadczy o pogarszaniu się wyników

po osiągnięciu pewnego optymalnego poziomu wielkości posiadanych aktywów (współczynnik a_2 odpowiadający za $\log(TNA)^2$ jest ujemny) przez omawianą kategorię funduszy. Niskie wartości współczynnika determinacji mogą świadczyć natomiast o niskim stopniu wyjaśnienia rzeczywistości i stanowią zagrożenie dla modelu pomimo jego statystycznej istotności. Argumenty przeciw odrzuceniu modelu przy niskich R^2 zostały jednak przedstawione w części 3.3 niniejszej pracy.

Tabela 6. Modele regresji kwadratowej dla funduszy mieszanych

	<i>Stopa zwrotu</i>	<i>Wskaźnik Sharpe'a</i>	<i>Wskaźnik Treynora</i>	<i>Alfa Jensena</i>
$\log(TNA)^2$	-0,00205	-0,02145***	-0,00250	-0,00021***
	(0,00133)	(0,00516)	(0,00169)	(0,00006)
$\log(TNA)$	0,08433*	0,87541***	0,10904*	0,00794***
	(0,04928)	(0,19089)	(0,06253)	(0,00206)
a_0	-0,80243*	-8,83973***	-1,16820**	-0,07584***
	(0,45442)	(1,76035)	(0,57701)	(0,01900)
F	4,03785	26,49868	7,64248	8,52056
R^2	0,01332	0,08141	0,02568	0,02771

Uwaga: *, **, *** oznaczają istotność statystyczną parametrów wprowadzonych do modelu (6) na poziomach odpowiednio: 10%, 5% i 1%.
Dane dotyczące błędów standardowych podane są w nawiasach.

Źródło: opracowanie własne.

4.3. Fundusze obligacji

Trzecia grupa badanych funduszy dotyczy podmiotów inwestujących aktywa w papiery dłużne. Liczba funduszy w ramach analizowanej kategorii na koniec horyzontu badania wynosiła 69. Z kolei łączna liczba obserwacji dla funduszy obligacji określona została na poziomie 394. Podobnie jak poprzednio, pomiar wyników dokonany został za pomocą czterech wskaźników: tradycyjnych stóp zwrotu, wskaźników Sharpe'a, wskaźników Treynora oraz alf Jensena.

Przyjęty schemat prezentacji rezultatów badawczych nakazuje w pierwszej kolejności odniesienie się do liniowej zależności analizowanych zmiennych. Rezultaty osiągnięte dla funduszy obligacji zostały zaprezentowane w tabeli 7.

Estymacja parametrów modelu przy wykorzystaniu wskaźników Sharpe'a oraz alf Jensena jako zmiennych objaśnianych przyniosła najlepsze rezultaty dla funduszy obligacji (patrz tabela 7). Zbudowane modele dla wszystkich miar wyników okazały się statystycznie istotne przy wykorzystaniu testu *F*-Snedecora. Otrzymane rezultaty, szczególnie dla pierwszego z wymienionych sposobów pomiaru efektywności, można interpretować na korzyść hipotezy mówiącej o wpływie wielkości na wyniki. Z drugiej jednak strony, wartość współczynnika R^2 może sugerować, że jedynie 6% wariancji zmiennej zależnej wyjaśnia predyktor. Podobnie

jednak jak poprzednio niskie wartości miary jakości dopasowania modelu mogą być spowodowane charakterystyką obserwacji niebędących szeregiem czasowym czy choćby przedziałowością zmiennej zależnej.

Tabela 7. Modele regresji liniowej dla funduszy obligacji

	<i>Stopa zwrotu</i>	<i>Wskaźnik Sharpe'a</i>	<i>Wskaźnik Treynora</i>	<i>Alfa Jensena</i>
$\log(TNA)$	0,00331*	0,12319***	0,01440*	0,00079***
	(0,00174)	(0,02395)	(0,00789)	(0,00019)
a_0	-0,00635	-2,04093***	-0,25391*	-0,01555***
	(0,03299)	(0,45454)	(0,14915)	(0,00358)
F	3,62992	26,46139	3,32524	17,34186
R ²	0,00918	0,06323	0,01004	0,04237

Uwaga: *, **, *** oznaczają istotność statystyczną parametrów wprowadzonych do modelu (5) na poziomach odpowiednio: 10%, 5% i 1%.

Dane dotyczące błędów standardowych podane są w nawiasach.

Źródło: opracowanie własne.

Analiza wypukłości funkcji wyniki-wielkość będzie możliwa przy zastosowaniu kolejnego podejścia. Wyniki modelu regresji kwadratowej dla funduszy obligacji przedstawiono w tabeli 8.

Tabela 8. Modele regresji kwadratowej dla funduszy obligacji

	<i>Stopa zwrotu</i>	<i>Wskaźnik Sharpe'a</i>	<i>Wskaźnik Treynora</i>	<i>Alfa Jensena</i>
$\log(TNA)^2$	0,00008	0,02565**	0,00277	-0,00022**
	(0,00093)	(0,01277)	(0,00417)	(0,00010)
$\log(TNA)$	0,00016	-0,83007*	-0,08811	0,00886**
	(0,03464)	(0,47495)	(0,15452)	(0,00374)
a_0	0,02273	6,75696	0,68895	-0,09005***
	(0,32104)	(4,40128)	(1,42720)	(0,03466)
F	1,81452	15,35250	1,88042	11,08734
R ²	0,00920	0,07281	0,01137	0,05367

Uwaga: *, **, *** oznaczają istotność statystyczną parametrów wprowadzonych do modelu (6) na poziomach odpowiednio: 10%, 5% i 1%.

Dane dotyczące błędów standardowych podane są w nawiasach.

Źródło: opracowanie własne.

Jak wynika z tabeli 8, statystycznie istotne parametry modelu regresji kwadratowej zostały odnotowane dla alfa Jensena oraz w części dla wskaźników Sharpe'a. O ile niskie wartości współczynników regresji były odnotowywane już wcześniej, o tyle otrzymane rezultaty dla ww. sposobów pomiaru wyników dla parametrów przy drugiej potęgze są o różnych znakach. Świadczy to o niejednoznaczności

otrzymanych rezultatów. Po raz kolejny narzuca się ewentualny brak dopasowania modelu (niskie wartości R^2) do zastosowanych danych. Jednak powinno to zostać ostatecznie rozstrzygnięte w kolejnych tego typu badaniach.

4.4. Fundusze rynku pieniężnego

Najmniej liczną grupą funduszy był ostatni segment uwzględniony w badaniu – rynku pieniężnego. Na koniec 2015 roku analizowanych podmiotów w ramach omawianej kategorii było 44. Z kolei liczba obserwacji dla funduszy rynku pieniężnego w całym okresie badania wynosiła 335. Sposoby pomiaru wyników odpowiadają przyjętej w niniejszym badaniu konwencji.

Podobnie jak w poprzednich podpunktach części badawczej, analiza weryfikowanej zależności rozpocznie się omówieniem wyników regresji liniowej dla funduszy rynku pieniężnego. Dane opisujące wartości współczynników modelu dla poszczególnych miar wyników zostały odnotowane w tabeli 9.

Tabela 9. Modele regresji liniowej dla funduszy rynku pieniężnego

	<i>Stopa zwrotu</i>	<i>Wskaźnik Sharpe'a</i>	<i>Wskaźnik Treynora</i>	<i>Alfa Jensena</i>
$\log(TNA)$	-0,00308***	0,03656	0,03261	0,00066**
	(0,00107)	(0,03716)	(0,02534)	(0,00031)
a_0	0,10182***	-0,89319	-0,66815	-0,01313**
	(0,02049)	(0,71290)	(0,48484)	(0,00586)
F	8,31490	0,96790	1,65670	4,67426
R^2	0,02436	0,00290	0,00530	0,01384

Uwaga: *, **, *** oznaczają istotność statystyczną parametrów wprowadzonych do modelu (5) na poziomach odpowiednio: 10%, 5% i 1%.
Dane dotyczące błędów standardowych podane są w nawiasach.

Źródło: opracowanie własne.

W odróżnieniu od poprzednio omawianych kategorii funduszy, wartości estymowanych parametrów modeli liniowych dla funduszy rynku pieniężnego okazały się najmniej jednoznaczne. Statystycznie istotne współczynniki regresji odnotowano jedynie przy użyciu stóp zwrotu oraz alfa Jensena jako zmiennych objaśnianych (patrz tabela 9). O ile wpływ wielkości funduszy na wartości drugiej z ww. miar wyników był praktycznie nieodczuwalny, o tyle – w przeciwieństwie do wcześniej otrzymanych rezultatów – stopy zwrotu ulegały pogorszeniu przy wzroście wielkości funduszy. Natomiast małe wartości współczynnika determinacji oznaczają niski stopień wyjaśnienia rzeczywistości, co może być tłumaczone charakterystyką danych oraz dużą liczbą obserwacji.

Ujęcie definiujące kierunek ramion funkcji wyniki-wielkość, określane przez znak wartości współczynnika regresji stojącego przy drugiej potęgze równania,

stanowi istotę kolejnego podejścia. Wyniki modelu regresji kwadratowej dla funduszy rynku pieniężnego przedstawiono w tabeli 10.

Tabela 10. Modele regresji kwadratowej dla funduszy rynku pieniężnego

	<i>Stopa zwrotu</i>	<i>Wskaźnik Sharpe'a</i>	<i>Wskaźnik Treynora</i>	<i>Alfa Jensena</i>
$\log(TNA)^2$	-0,00037	0,05625***	-0,00102	0,00016
	(0,00057)	(0,01956)	(0,01359)	(0,00016)
$\log(TNA)$	0,01090	-2,08746***	0,07109	-0,00556
	(0,02151)	(0,73961)	(0,51286)	(0,00614)
a_0	-0,02947	19,04644***	-1,02876***	0,04523
	(0,20272)	(6,97043)	(4,82521)	(0,05790)
F	4,36213	4,62836	0,82852	2,85053
R ²	0,02561	0,02713	0,00532	0,01688

Uwaga: *, **, *** oznaczają istotność statystyczną parametrów wprowadzonych do modelu (6) na poziomach odpowiednio: 10%, 5% i 1%.

Dane dotyczące błędów standardowych podane są w nawiasach.

Źródło: opracowanie własne.

Powtarzająca się w niniejszej pracy niejednoznaczność rezultatów znalazła swoje potwierdzenie również w kontynuacji rozważań dotyczących funduszy rynku pieniężnego przy wykorzystaniu kolejnego podejścia. W odróżnieniu od wyników otrzymanych modelem regresji liniowej, zgodnie z analizą przeprowadzoną dla modelu kwadratowego (patrz tabela 10), statystycznie istotne współczynniki regresji, stojące za zmiennymi objaśniającymi, odnotowane zostały przy konstrukcji modelu, dla którego zmienną objaśnianą były wskaźniki Sharpe'a. Jednak dla tej miary wyników dodatni współczynnik a_2 powoduje wypukłość relacji wielkość-wyniki. Po raz kolejny zarejestrowano potencjalnie niezadowalające dopasowanie modeli poprzez niskie wartości współczynnika determinacji.

5. Podsumowanie

Niniejsze badanie w sensie podmiotowym dotyczyło czterech podstawowych kategorii funduszy inwestycyjnych działających w Polsce w okresie 2000–2015. Wybranymi segmentami funduszy były fundusze akcji, mieszane, obligacji oraz rynku pieniężnego o krajowym profilu inwestycyjnym. Celem pracy było ustalenie, czy wyniki funduszy inwestycyjnych działających w Polsce są związane z wielkością aktywów będących w ich posiadaniu. Ponadto zastanawiano się, czy możliwe jest określenie optymalnej wielkości funduszy pozwalającej efektywnie gospodarować powierzonymi aktywami. W obszarze metodologicznym zdecydowano się na zastosowanie analizy regresji w ujęciu liniowym oraz kwadratowym.

Przedstawione rezultaty, szczególnie w ujęciu liniowej funkcji regresji, korespondują z ustaleniami Białkowskiego i Ottena (2011) potwierdzającymi istnienie korzyści skali w działalności polskich pośredników finansowych. Pokazana w niniejszej pracy dodatnia zależność wyników funduszy od posiadanej przez nie wielkości aktywów, co do zasady okazała się statystycznie istotna w podejściu liniowym, w modelu kwadratowym zaś generalnie nie odnotowano znaczącego istnienia optymalnej wielkości aktywów, poza kilkoma wyjątkami. Brak istotności wypukłości, czy też wklęsłości funkcji, świadczyć może o wciąż relatywnie niskim poziomie rozwoju polskiego rynku funduszy inwestycyjnych oraz jego rozmiarze w porównaniu z np. znacznie bardziej rozwiniętymi rynkami Europy Zachodniej. Oznacza to, że polskie fundusze mają jeszcze miejsce na wzrost i nie osiągnęły poziomu, w którym napływ aktywów powodowałby pogarszanie się wyników. Warto również zauważyć, iż odnotowany stopień oddziaływania wielkości na osiąganе wyniki ulegał zmniejszeniu wraz ze zmianą segmentu analizowanych funduszy w kierunku mniejszego zaangażowania inwestycji w ryzykowne papiery wartościowe.

W części empirycznej odnotowano również relatywnie silną wrażliwość otrzymanych rezultatów na użytą miarę wyników w analizie poszczególnych segmentów funduszy inwestycyjnych. Ponadto niskie wartości współczynników determinacji, odnoszące się do całości badania, sugerują, że otrzymane rezultaty mogą być traktowane z pewną dozą ostrożności. Natomiast, jak podają Cox i Wermuth (1992), w ograniczonych przedziałowo zmiennych objaśnianych wartość R^2 jest z reguły niska, a nawet bliska zeru, co też może uwiarygadniać otrzymane rezultaty. Zaprezentowane ustalenia stanowią jednak podstawę do dalszych rozważań i analiz w tym zakresie po zwiększeniu się liczby wykorzystywanych obserwacji oraz wyodrębnieniu dostatecznie licznych i homogenicznych podgrup funduszy o podobnej polityce inwestycyjnej, ewentualnie zastosowaniu bardziej zaawansowanych technik badawczych, w tym m.in. badań panelowych.

Bibliografia

- Białkowski J., Otten R. (2011), *Emerging market mutual fund performance: Evidence for Poland*, The North American Journal of Economics and Finance, Vol. 22, No. 2, p. 118–130.
- Bielecka A. (2005), *Statystyka w biznesie i ekonomii. Teoria i praktyka*, Wydawnictwo WSPiZ im. L. Koźmińskiego, Warszawa.
- Bodson L., Cavenaile L., Sougne D. (2011), *Does size affect mutual fund performance? A general approach*, Journal of Asset Management, Vol. 12, No. 3, p. 163–171.
- Chen J., Hong H., Huang M., Kubik J.D. (2004), *Does fund size erode performance? The role of liquidity and organization*, The American Economic Review, Vol. 94, No. 5, p. 1276–1302.
- Cox D.R., Wermuth N. (1992), *Response models for mixed binary and quantitative variables*, Biometrika, Vol. 79, No. 3, p. 441–461.

- Dahlquist M., Engstrom S., Soderlind P. (2000), *Performance and characteristics of Swedish mutual funds*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 35, No. 3, p. 409–423.
- Filip D. (2015), *A survey on important issues related to the organizational factors affecting mutual fund performance*, [in:] *Proceedings of IAC-MEM 2015 in Vienna*, Czech Institute of Academic Education, Prague, p. 84–89.
- Gruszczyński M., Podgórska M., Kuszewski T. (2015), *Ekometria i badania operacyjne*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Indro D.C., Jiang Ch.X., Hu M.Y., Lee W.Y. (1999), *Mutual Fund Performance: Does Fund Size Matter?*, Financial Analysts Journal, Vol. 55, No. 3, p. 74–87.
- IZFA, Raporty roczne o rynku FI, <http://www.izfa.pl> (dostęp: 26.04.2016).
- Jensen M. (1968), *The Performance of Mutual Funds in the Period 1945–1964*, Journal of Finance, Vol. 23, No. 1, p. 389–416.
- Lee J.-S., Yen P.H., Chen Y.-J. (2008), *Longer tenure, greater seniority, or both. Evidence from open-end equity mutual fund managers in Taiwan*, Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance, Vol. 4, No. 2, p. 1–20.
- Mayo H.B. (1997), *Wstęp do inwestowania*, Księgarnia Internetowa LIBER, Warszawa.
- Paradysz J. (2005), *Statystyka*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań.
- Payne T.H., Prather L., Bertin W. (1999), *Value Creation and Determinants of Equity Fund Performance*, Journal of Business Research, Vol. 45, No. 1, p. 69–74.
- Pollet J.M., Wilson M. (2008), *How Does Size Affect Mutual Fund Behavior?*, The Journal of Finance, Vol. 63, No. 6, p. 2941–2969.
- Sharpe W.F. (1966), *Mutual Funds Performance*, Journal of Business, Vol. 39, No. 1, p. 119–138.
- Syska J. (2014), *Współczesne metody analizy regresji wspomagane komputerowo*, Instytut Fizyki, Uniwersytet Śląski, Katowice.
- Tang K., Wang W., Xu R. (2012), *Size and performance of Chinese mutual funds: The role of economy of scale and liquidity*, Pacific-Basin Finance Journal, Vol. 20, No. 2, p. 228–246.
- Treynor J.L. (1965), *How to Rate Management of Investment Funds*, Harvard Business Review, Vol. 43, No. 1, p. 63–75.
- Vijayakumar N., Sivanmalaiappan M., Chandrasekhara Rao K. (2012), *The Relationship Between Fund Performance and Fund Characteristics: Evidence from India*, The IUP Journal of Applied Finance, Vol. 18, No. 2, p. 5–18.

WARTOŚĆ AKTYWÓW ZARZĄDZANYCH PRZEZ POLSKIE FUNDUSZE INWESTYCYJNE A EFEKTY ICH GOSPODAROWANIA

Streszczenie

Celem niniejszej pracy było ustalenie, czy wyniki funduszy inwestycyjnych działających w Polsce w okresie 2000–2015 są związane z wartością aktywów będących w ich posiadaniu. Ponadto zastanawiano się, czy możliwe jest określenie optymalnej wielkości funduszy pozwalającej na efektywne gospodarowanie powierzonymi aktywami. Ukazana nieznacząca dodatnia zależność wyników od wielkości funduszy co do zasady okazała się statystycznie istotna w modelu liniowym, zaś przy wykorzystaniu regresji kwadratowej generalnie nie znaleziono znaczących dowodów na istnienie optymalnej wartości aktywów. Siła oddziaływania wielkości na osiągnięte wyniki okazała się różna w poszczególnych segmentach funduszy. Zaobserwowano również relatywnie silną wrażliwość otrzymanych rezultatów na użytą miarę wyników w analizie poszczególnych segmentów funduszy inwestycyjnych.

Słowa kluczowe: wyniki, fundusze inwestycyjne, cechy funduszy, wielkość funduszy, wartość aktywów netto, regresja kwadratowa

ASSET VALUE UNDER MANAGEMENT AND PERFORMANCE OF POLISH MUTUAL FUNDS

Summary

The aim of the study was to find out whether the performance of the mutual funds operated in Poland during the 2000–2015 period was related to net asset value. Moreover, the study sought to examine if it is possible to determine the optimal size of funds that would allow to effectively manage the assets. The slightly positive relationship exhibited between fund performance and fund size was statistically significant in linear regression analysis; the quadratic model, however, produced no evidence that would confirm the existence of an optimal asset size. The strength of fund size influence on performance were different in individual segments of funds. Furthermore, the analysis of mutual fund segments revealed a relatively strong sensitivity of the obtained results to the applied measures.

Keywords: performance, mutual funds, fund attributes, fund size, net asset value, quadratic regression