

Czy większy może więcej? Analiza krótkoterminowych wyników polskich funduszy inwestycyjnych¹

Dariusz Filip*

Streszczenie: *Cel* – artykuł koncentruje się na ustaleniu, czy efekty gospodarowania osiągnane przez fundusze inwestycyjne w ujęciu krótkoterminowym są związane z wielkością aktywów będących w ich posiadaniu.

Metodologia badania – badanie dotyczyło krajowych funduszy akcyjnych funkcjonujących w Polsce w okresie 2000–2015. Weryfikację postawionych hipotez oparto na trzech grupach narzędzi badawczych.

Wynik – w efekcie przeprowadzonego badania stwierdzono, że nie występują dysproporcje w wynikach inwestycyjnych osiąganych przez grupę dużych oraz małych podmiotów. Analiza niezależności kryteriów klasyfikacyjnych wskazała na brak istnienia istotnego związku między analizowanymi cechami funduszy w ujęciach rocznych. Z kolei wykorzystane modele regresji nie potwierdziły wpływu poziomu aktywów zarządzanych przez fundusze na ich efekty gospodarowania.

Oryginalność/wartość – dostrzeżono konieczność dalszej analizy omawianego zagadnienia z wykorzystaniem bardziej zaawansowanych metod badawczych dla danych przekrojowo-czasowych.

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

Wprowadzenie

Rynek funduszy inwestycyjnych w Polsce postrzegany jest jako wciąż rozwijający się, o czym świadczą najlepiej zestawienia wielkości poszczególnych europejskich rynków pośrednictwa finansowego opracowywane przez Europejskie Zrzeszenie Funduszy oraz Organizacji Zarządzających Aktywami (EFAMA). Wynika z nich, że utrzymująca się od dłuższego czasu dynamika wzrostu polskiego rynku należy do jednych z najwyższych wśród kilkunastu krajów opisywanych w cyklicznych raportach. Niemniej wartość aktywów netto funduszy inwestycyjnych w Polsce ogółem na koniec 2015 roku szacowana była na kwotę 61,5 mld euro, co przy łącznej wartości całego europejskiego rynku wynoszącej 12 580,6 mld euro stanowi marginalną część (EFAMA, 2016).

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

* dr Dariusz Filip, Uniwersytet Kardynała Stefana Wyszyńskiego w Warszawie, Wydział Nauk Historycznych i Społecznych, Instytut Socjologii, Katedra Finansów, 01-938 Warszawa, ul. Wóycickiego 1/3, bud. 3, e-mail: d.filip@uksw.edu.pl.

Średnia wielkość funduszu inwestycyjnego w Polsce wynosiła na koniec 2015 roku ponad 200 mln zł i wraz ze zwiększaniem rozmiaru rodzimego rynku obserwowanym na przestrzeni ostatnich kilkunastu lat, z wyjątkiem okresów dynamicznych spadków na rynkach papierów wartościowych, również ulegała zwiększeniu (zob. IZFA, 2016). Wzrost poziomu aktywów, spowodowany głównie napływem nowych środków, jest zjawiskiem korzystnym z perspektywy zarządzających funduszami, gdyż doprowadza do zwiększenia przychodów z pobieranych opłat za zarządzanie. Jednak napływ ten powinien wynikać z racjonalnych przesłanek będących podstawą decyzji inwestorów. Jedną z takich przesłanek, a zarazem drugą przyczyną wzrostu wartości aktywów zarządzanych przez fundusze jest wzrost wartości jednostek uczestnictwa wynikający z wyceny posiadanych walorów w portfelu inwestycyjnym.

Zgodnie z teorią rynku efektywnego, zagadnienie wpływu wielkości posiadanych przez fundusze inwestycyjne aktywów na osiągnięte przez nie wyniki teoretycznie nie powinno mieć znaczenia. Niemniej omawiane podmioty starają się wykorzystywać niemalże wszystkie posiadane atrybuty w osiągnięciu przewagi rynkowej, w tym efekty skali w ramach prowadzonej działalności, oraz powinny zabiegać o to, by dostarczać swoim klientom możliwie najlepszych rezultatów inwestycyjnych. Pomimo wyczuwanego pewnego konfliktu interesów wpisującego się w teorię agencji (zob. Jensen, Meckling, 1976), w postaci chęci osiągnięcia przez fundusze korzyści w formie pobieranych opłat od zarządzanych aktywów, a z drugiej strony oczekiwań inwestorów dotyczących wyższych zysków inwestycyjnych, napływ kolejnych środków związany jest z oceną oraz postrzeganiem funduszy przez inwestorów na podstawie historycznych wyników.

Celem prezentowanego artykułu jest ustalenie, czy w ujęciu krótkoterminowym efekty gospodarowania osiągnięte przez fundusze inwestycyjne działające w Polsce są związane z jedną z cech funduszy, to jest wielkością zarządzanych aktywów. Aby zrealizować wyżej wymienione założenie konieczne jest postawienie tezy mówiącej o istnieniu zależności między wartością aktywów będących w posiadaniu funduszy a osiąganymi stopami zwrotu. Powyższy cel, jak i teza główna wynikają z istotności zagadnienia dla między innymi funkcjonowania towarzystw funduszy inwestycyjnych, a w szczególności stosowanych rozwiązań organizacyjnych odnoszących się do poszczególnych funduszy. Drugą grupą zainteresowanych ustaleniami płynącymi z tego typu opracowań są sami inwestorzy indywidualni ze względu na postrzeganie oraz ocenę podmiotów, którym powierzyli lub zamierzają powierzyć swoje oszczędności.

Struktura przedkładanego opracowania jest następująca. W pierwszej części artykułu w sposób syntetyczny został zaprezentowany dorobek naukowy w ramach jednej z determinant wyników funduszy inwestycyjnych. W części drugiej, mającej charakter metodologiczny, opisano próbę badawczą, użyte miary wyników oraz wykorzystane podejścia badawcze. Kolejną część stanowią rezultaty empiryczne wraz z ich interpretacją. Na końcu zaś dokonano podsumowania, w którym nakreślono najważniejsze ustalenia.

1. Przegląd głównych kierunków ustaleń w ramach literatury przedmiotu

Zagadnienie wielkości posiadanych przez fundusze aktywów w kontekście osiągniętych przez nie wyników jest analizowane w ramach literatury przedmiotu stosunkowo od niedawna. Poszukiwanie determinant wyników, w tym również atrybutów funduszy, spowodowało, że omawiane zagadnienie stało się, oprócz samej oceny wyników oraz badania ich powtarzalności, jednym z najpopularniejszych tematów dotyczących funkcjonowania funduszy inwestycyjnych na rynkach rozwiniętych.

Autorzy prac datowanych na lata dziewięćdziesiąte ubiegłego wieku dostrzegli potrzebę uwzględnienia omawianych cech w prowadzonych przez siebie badaniach. Początkowo cechy organizacyjne funduszy (*fund characteristics*) traktowano jako zmienne kontrolne bądź też jako wzbogacenie właściwej analizy wyników. Przykładowo w pracy autorstwa Grinblatta i Titmana (1994) przy badaniu poświęconemu ocenie wyników, w tym umiejętności menedżerskich, 279 funduszy inwestycyjnych w okresie 1974–1984 dodatkowo zajęto się cechami funduszy, między innymi poziomem wartości aktywów. Autorzy ci, wykorzystując test t oraz statystykę F , nie znaleźli statystycznie istotnych dowodów potwierdzających wpływ wielkości na osiągnięte przez fundusze wyniki.

Również Golec (1996), analizując wyniki 530 funduszy akcji w okresie 1988–1990, próbował ustalić, czy cechy menedżerskie, ale także atrybuty funduszy mogą tłumaczyć osiągnięte przez fundusze inwestycyjne wyniki, podejmowane ryzyko oraz pobierane opłaty. Do analizy wykorzystano trzystopniową metodę najmniejszych kwadratów. Otrzymane rezultaty pokazały, że istnieje związek między niektórymi cechami menedżerskimi a wynikami, ale wielkość funduszu nie miała w tym przypadku istotnego znaczenia. Podobnie Droms i Walker (1996) raportowali, że wyniki osiągnięte przez fundusze nie są istotnie związane z wielkością funduszu. Ich badanie opierało się na próbie 151 funduszy akcji funkcjonujących w latach 1971–1990. Zastosowaną metodą była analiza regresji uogólnionej wykorzystująca dane przekrojowo-czasowe.

Wzrost zainteresowania omawianą tematyką obserwowano w kolejnych latach, kiedy to zaczęto analizować nowe zależności oraz próbowano wprowadzać kolejne techniki badawcze. Przykładowo Latzko (1999) zauważył, że efekty skali mogą być odczuwalne przez fundusze nie tylko w postaci poprawy wyników inwestycyjnych, ale też poprzez zmniejszenie poziomu ponoszonych kosztów. Analizując zmienne dotyczące 2610 otwartych funduszy akcji i obligacji, wykorzystał on model regresji kwadratowej. Jednak dopiero Payne, Prather i Bertin (1999), badając czynniki menedżersko-organizacyjne, którymi cechowały się fundusze akcyjne w okresie 1993–1995, dostrzegli pozytywny wpływ wielkości funduszy na osiągnięte stopy zwrotu ważone ryzykiem z uwzględnieniem pobieranych opłat.

Generalnie rezultaty badawcze otrzymane w kolejnych pracach sugerowały, że wielkość aktywów posiadanych przez fundusze inwestycyjne inaczej wpływa na wyniki podmiotów funkcjonujących na rynkach rozwiniętych, szczególnie na rynku amerykańskim, a inaczej na rynkach rozwijających się. Najlepszym tego przykładem jest szeroko przywoływana praca autorstwa Chena, Honga, Huanga i Kubika (2004), związana z poszukiwaniem efektów

skali w funkcjonowaniu omawianych instytucji finansowych. Na przykładzie relatywnie dużej próby badawczej składającej się z amerykańskich funduszy akcji prowadzących działalność w latach 1962–1999 dokonano pomiaru ich wyników przy wykorzystaniu alfa z jedno-, trzy- i cztery czynnikiem modelu CAPM. Autorzy ci stwierdzili, że wyniki funduszy niezależnie, czy przed, czy po uwzględnieniu kosztów i opłat, zmniejszają się wraz ze zwiększaniem się posiadanych przez fundusze aktywów. Efekt ten określono jako erozję wyników oznaczającą pogorszenie rezultatów inwestycyjnych w związku z przekroczeniem pewnego poziomu wartości aktywów będących w ich posiadaniu.

Z kolei Yan (2008) uwzględnił płynność oraz styl inwestycyjny w kontekście omawianej zależności wielkość–wyniki. Na próbie 1024 amerykańskich funduszy akcji funkcjonujących w latach 1993–2002 ustalił on, że wyniki aktywnie zarządzanych podmiotów są rezultatem malejących korzyści skali. Ta odwrotna zależność wyników od wielkości jest silniejsza w funduszach, które posiadają mniej płynne portfele inwestycyjne. Powyższe ustalenia zostały dokonane przy użyciu analizy regresji dla danych przekrojowych wykorzystującej metodę zaproponowaną przez Famę-MacBetha. Wspomniany autor posłużył się zestawem rozbudowanych miar wyników, takich jak trzyczynnikowy model Fama-Frencha, czteroczynnikowy model Carharta oraz czteroczynnikowy model warunkowy.

W jednej z nowszych prac, autorstwa Ferreira, Keswani, Miguela i Ramosa (2013), badano determinanty wyników, w tym cech organizacyjnych, funduszy inwestycyjnych z 27 krajów. Analizę przeprowadzono na podstawie zgromadzonych danych z lat 1997–2007, dotyczących 16 316 otwartych aktywnie zarządzanych funduszy akcji, które inwestowały na lokalnym rynku, ale które również koncentrowały się na rynkach zagranicznych. Wspomniani autorzy stwierdzili, że fundusze inwestycyjne osiągają generalnie gorsze wyniki od wzorca odniesienia. Rezultaty badania wskazują też na istotne różnice w czynnikach wpływających na wyniki funduszy w USA oraz w innych analizowanych krajach. Otrzymane dowody na malejące korzyści skali wśród amerykańskich funduszy kontrastują z ustaleniami dotyczącymi funduszy zlokalizowanych poza granicami USA, z których to z kolei wynika, że wielkość funduszu pozytywne wpływa na osiągnięte rezultaty inwestycyjne.

Rozbieżności w ustaleniach dotyczących funduszy pochodzących z różnych rynków, zróżnicowanych pod kątem stopnia zaawansowania, pojawiają się w innych badaniach. W stosunkowo wczesnych pracach z rynków europejskich, na przykład Dahlquist, Engstrom i Soderlind (2000), dostrzeżono wpływ wielkości funduszu na osiągnięte przez fundusze inwestycyjne stopy zwrotu, który był uzależniony od analizowanego segmentu funduszy. Na próbie 210 szwedzkich funduszy akcji, obligacji oraz rynku pieniężnego funkcjonujących w okresie 1992–1997 zastosowali oni analizę dla danych przekrojowych. Dahlquist, Engstrom i Soderlind stwierdzili, że większe fundusze akcyjne osiągają gorsze wyniki niż ich mniejsi konkurenci, natomiast w przypadku funduszy obligacji większe podmioty dostarczały jednak relatywnie wyższych stóp zwrotu.

Z kolei Otten i Bams (2002) przeprowadzili badanie wyników inwestycyjnych funduszy akcji pochodzących z głównych rynków europejskich. Łączna liczba uwzględnionych w badaniu pośredników finansowych lokujących swoje środki na krajowych rynkach papie-

rów wartościowych wynosiła 506. Wykorzystując funkcję regresji, w której miary Carharta były zmiennymi objaśnianymi, pokazali oni, że dla funduszy francuskich, niemieckich, holenderskich oraz brytyjskich wielkość funduszu pozytywnie i statystycznie istotnie przekłada się na efekty gospodarowania aktywami.

W przypadku innych rynków pozaamerykańskich, a w szczególności *emerging markets*, również otrzymano podobne rezultaty. Lee, Yen i Chen (2008) analizowali wyniki 122 tajwańskich otwartych funduszy akcji w okresie 2001–2006. Wykorzystując cztery miary wyników, takie jak zwykła stopa zwrotu, wskaźnik pokazujący różnicę między stopą zwrotu danego funduszu oraz stopą zwrotu z benchmarku, alfa Jensena oraz wskaźnik Sharpe'a, wspomniani badacze ustalili między innymi istotny i pozytywny związek między wielkością funduszy a osiąganymi przez nie wynikami.

Z kolei Huang i Shi (2013) próbowali określić determinanty wyników chińskich funduszy akcji. Miarami wyników w tym badaniu były stopy zwrotu ważone benchmarkiem oraz alfy Jensena. Próbką składała się z 193 funduszy akcji funkcjonujących w okresie 2006–2011, a więc w warunkach bessy (2008 i 2011 r.) oraz hossy (lata 2006–2007, 2009–2010). Szczególnie zauważono, że wielkość funduszu pozytywnie wpływa na wyniki w trakcie lepszej koniunktury rynkowej, natomiast podczas gorszych warunków na rynku papierów wartościowych cechy te odwrotnie wpływają na wyniki funduszy.

Opracowania pochodzące z regionu Europy Środkowo-Wschodniej (CEE), a w szczególności z Polski, są nieliczne. Szerzej znana wydaje się praca Białkowskiego i Ottena (2011). Ustalili oni, że pomimo braku ponadprzeciętności rejestrowanych stóp zwrotu istnieje dodatni i statystycznie istotny związek między wielkością funduszy a efektami ich gospodarowania. Rezultaty te otrzymano w analizie 140 funduszy akcji, mieszanych oraz obligacji podzielonych na obszar geograficzny inwestycji, to jest fundusze krajowe oraz zagraniczne. Horyzont badania obejmował okres 2000–2008. W konstruowanych modelach regresji wykorzystali oni miary Carharta jako zmienne zależne. Z powyższymi ustaleniami dobrze korespondują rezultaty odnotowane w pracy Filipa (2017) analizującej wyniki 265 polskich funduszy inwestycyjnych funkcjonujących w ramach czterech segmentów, to jest akcji, mieszanych, obligacji oraz rynku pieniężnego. W badaniu tym posłużono się analizą regresji liniowej oraz kwadratowej. Miarami wyników inwestycyjnych odnotowywanych w latach 2000–2015 były logarytmiczne stopy zwrotu, wskaźniki Sharpe'a, Treynora oraz Jensena.

W kontekście ustaleń w ramach rynków CEE omawiana problematyka wciąż wydaje się nietknięta. Może to być spowodowane trudnościami w dostępie do baz danych zawierających informacje o funkcjonowaniu oraz cechach organizacyjnych analizowanych podmiotów finansowych. Również stopień rozwoju polskiego rynku funduszy inwestycyjnych powoduje, że analiza związku wyników z atrybutami funduszy jest stosunkowo mało popularna, choć jednak może być postrzegana jako niezwykle aktualna i pożądana. Można zatem przyjąć, że niniejsze opracowanie nawiązujące do dwóch poprzednio przedstawionych prac uzupełnia lukę badawczą w lokalnym ujęciu, ale też stanowi wkład do dorobku literatury oraz podstawę do dalszych analiz w ujęciu międzynarodowym.

2. Rozwiązania metodologiczne oraz charakterystyka danych

W niniejszej części zostaną zaprezentowane między innymi sposoby pomiaru wyników funduszy inwestycyjnych wraz z omówieniem podejść badawczych. Wykorzystanie różnorodnych narzędzi pozwalających odnieść się do oceny zarządzania aktywami, jak również samych metod badawczych zwiększać będzie stopień pewności we wnioskowaniu statystycznym. Charakterystyka użytych danych stanowić będzie ostatnią część niniejszego punktu.

2.1. Pomiar wyników

Uwzględnione w niniejszym badaniu miary wyników funduszy inwestycyjnych kalkulowane są na podstawie wyceny wartości jednostek uczestnictwa. Wśród zastosowanych sposobów pomiaru znajduje się logarytmiczna stopa dochodu (*compounded return*) odpowiadająca kapitalizacji ciągłej. Zaletą takiej miary jest odnotowywanie zmniejszonych odchyłeń, co też, w przeciwieństwie do arytmetycznej stopy zwrotu, przekłada się na niwelowanie wewnętrznych wahań wartości. Obliczeń dokonuje się z zastosowaniem następującej formuły (Meucci, 2010):

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

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

Kolejną miarą zastosowaną w badaniu jest wskaźnik uwzględniający różnice w poziomie podejmowanego ryzyka. Ważenie stóp zwrotu ryzykiem odbywa się z wykorzystaniem odchylenia standardowego utożsamiającego ryzyko niesystematyczne. Wykorzystywane jest ono do oceny wyników mierzonych wskaźnikiem Sharpe'a (*reward-to-variability ratio*) w swojej pierwotnej postaci (Sharpe, 1966):

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

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

Pod względem konstrukcji wcześniejsza miara, jak i poniżej opisana korzystają z podobnego układu. Różnica polega na uwzględnieniu przez wskaźnik Treynora (*reward-to-volatility ratio*) ryzyka systematycznego (zob. 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 $\beta(r_{i,t})$ – ryzyko systematyczne funduszu i w okresie t i informuje o wrażliwości zmiany ceny jednostki uczestnictwa w porównaniu ze zmianą benchmarku. Wartości Beta obliczane są na podstawie obserwacji miesięcznych.

Ostatnią z zastosowanych miar wyników jest alfa Jensena kalkulowana na podstawie modelu wyceny aktywów kapitałowych. W wyniku estymacji wyrazów wolnych, odpowiednio konstruowanych funkcji regresji, możliwe jest zaobserwowanie nadwyżkowej stopy zwrotu (*excess return*) w zestawieniu z odpowiednio dobranym benchmarkiem. Wartość alfa Jensena ustalana jest za pomocą następującego wzoru (Jensen, 1968):

$$\alpha_i = r_{i,t} - [(r_{f,t} + \beta_i(r_{m,t} - r_{f,t}))], \quad (4)$$

gdzie: α_i jest poszukiwaną alfą Jensena funduszu i , z kolei $r_{m,t}$ stopą zwrotu z benchmarku w okresie t dla danego typu funduszy. Wzorcem odniesienia dla omawianego segmentu funduszy akcyjnych będzie Warszawski Indeks Giełdowy (WIG). Obserwacje służące estymacji parametrów zastosowanego modelu miały charakter miesięczny.

2.2. Metody badawcze

W niniejszym badaniu wykorzystano trzy podejścia badawcze, to jest testy istotności różnic w dwóch populacjach, nieparametryczną analizę niezależności cech oraz analizę regresji. Pierwsze z nich bazują na podziale funduszy na dwie grupy podmiotów ze względu na posiadaną wartość aktywów. Grupę większych funduszy stanowią te podmioty, które gospodarowały aktywami równymi medianie lub wyższymi od niej. Do drugiej grupy, mniejszych funduszy, zalicza się z kolei podmioty z bazą kapitałową mniejszą od mediany. Metoda ta polega na zestawianiu wyników osiągniętych w rocznych okresach w grupie większych oraz mniejszych funduszy. Porównywanie zostało dokonane przy użyciu dwóch testów. W celu weryfikacji przyjętych hipotez badawczych przeprowadzono wnioskowanie pokazujące statystyczną istotność różnic średnich i median stóp dochodu w grupie większych i mniejszych funduszy.

Generalnie testy istotności stanowią obszerną grupę testów statystycznych charakteryzujących się dużą prostotą. Na potrzeby badania można przyjąć, że jeżeli populacje mają rozkład normalny o nieznanym, lecz różnym wariancjach, a próby są relatywnie małe, to wykorzystana statystyka służąca testowaniu istotności różnic średnich ma postać (Kanji, 2006):

$$t = \frac{\overline{r_B} - \overline{r_S}}{\sqrt{\frac{\sigma_B^2}{n_B} + \frac{\sigma_S^2}{n_S}}}, \quad (5)$$

gdzie: $\overline{r_B}$ oraz $\overline{r_S}$ są średnimi wartościami stopy zwrotu odnotowanymi w grupie odpowiednio większych oraz mniejszych funduszy, σ_B^2 oraz σ_S^2 są wariancjami stóp zwrotu w grupie większych oraz mniejszych podmiotów, natomiast n_B oraz n_S są liczebnościami wspomnianych grup.

Hipotezę zerową o równej wartości średniej wyników inwestycyjnych w grupach większych i mniejszych funduszy można odrzucić, gdy wartość bezwzględna statystyki t obliczona na podstawie próby jest większa od wartości krytycznej odczytanej dla danego poziomu istotności oraz liczby stopni swobody skalkulowanej według wzoru (por. Jackowicz, Filip, 2009):

$$v = \frac{\left(\frac{\sigma_B^2}{n_B} + \frac{\sigma_S^2}{n_S}\right)^2}{\frac{\sigma_B^4}{n_B^2(n_B-1)} + \frac{\sigma_S^4}{n_S^2(n_S-1)}}, \quad (6)$$

gdzie: v oznacza poszukiwaną liczbę stopni swobody. Innymi słowy, odrzucenie hipotezy zerowej sugeruje, że różnica między średnimi w badanych grupach jest statystycznie istotna. Dodatkowo wartości statystyki określonej wzorem (5) przemawiają na korzyść hipotezy o występowaniu efektów skali, czyli osiągnięciu lepszych wyników przez większe fundusze, ujemne zaś – hipotezy o istnieniu erozji wyników oznaczającej pogarszanie się wyników funduszy inwestycyjnych wraz ze zwiększaniem wartości aktywów będących w ich posiadaniu. Jeżeli nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, możemy natomiast uznać, że zaobserwowana różnica między średnimi w badanych grupach ma charakter losowy (Balicki, Makać, 1997).

Do badania statystycznej istotności różnic median w grupie większych i mniejszych funduszy użyty został test Duckwortha-Tukeya (zob. Kanji, 2006). Jego zastosowanie jest możliwe wtedy, gdy jedna z wyróżnionych grup zawiera podmiot o najwyższej zanotowanej wartości cechy, druga zaś podmiot o najniższej wartości. W tych warunkach statystyka testowa Duckwortha jest sumą liczby podmiotów z pierwszej grupy o wartościach cechy wyższych niż w całej grupie drugiej i liczby podmiotów z grupy drugiej o wartościach cechy niższych niż w całej pierwszej grupie (zob. Westlake, 1971). Jeśli statystyka Duckwortha jest większa od 5, 6 i 10, hipotezę zerową o równości median można odrzucić odpowiednio na poziomach istotności: 10%, 5% i 1%.

W związku z obserwowaną w literaturze przedmiotu wrażliwością otrzymywanych rezultatów badawczych na sytuację rynkową (np. Huang, Shi, 2013) w niniejszym badaniu była brana pod uwagę również kwestia sezonowości związana z trendami panującymi na rynkach papierów wartościowych. Prezentacja rezultatów dotyczących relacji wyniki-wielkość funduszy obejmuje poszczególne lata okresu analizy.

W celu określenia niezależności dwóch kryteriów klasyfikacyjnych, w tym przypadku wielkości i wyników, użyto testu chi-kwadrat w analizie tablic kontyngencji. Tablice te

składają się z wierszy odpowiadających kategorii „wielkość”, w ramach której fundusze są sklasyfikowane w czterech grupach (kolejnych kwartylach). Kolumny natomiast oznaczają kryterium klasyfikacyjne funduszy, którym są wyniki inwestycyjne pogrupowane w kwartyle. Metody nieparametryczne bazujące na kwartylach są wykorzystywane w literaturze przedmiotu, na przykład w analizie powtarzalności wyników funduszy inwestycyjnych (zob. Hallahan, 1999). W niniejszym badaniu hipoteza zerowa stanowić będzie, że wyżej wymienione zmienne klasyfikujące są wzajemnie niezależne. Statystyka chi-kwadrat testu niezależności przyjmuje następującą postać (Aczel, 2000):

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \frac{(Q_{i,j} - R_i C_j / n)^2}{R_i C_j / n}, \quad (7)$$

gdzie: χ^2 oznacza wartość statystyki chi-kwadrat, $Q_{i,j}$ jest liczebnością podmiotów zaklasyfikowanych do i -tego kwartyła wielkości oraz j -tego kwartyła wyników, natomiast $R_i C_j / n$ oznacza oczekiwaną liczebność w komórce (i, j) .

Kolejnym narzędziem użytym w tym badaniu jest analiza współczynnika kontyngencji C Pearsona (*Pearson contingency coefficient*). Pozwala on na określenie siły zależności pomiędzy dwiema zmiennymi analizowanymi w teście chi-kwadrat, której wartości mieszczą się w przedziale $<0, 1>$. Im wartość jest bliższa 1, tym zależność jest silniejsza, z kolei wartości zbliżone do 0 informują o braku zależności pomiędzy dwiema zmiennymi. Współczynnik ten oparty jest na wspomnianym wyżej teście niezależności i kalkulowany na podstawie wzoru (Zeliaś, Pawełek, Wanat, 2002):

$$C_{Pearson} = \sqrt{\frac{\chi^2}{\chi^2 + n}}, \quad (8)$$

gdzie: C oznacza wartość współczynnika kontyngencji Pearsona, χ^2 jest wynikiem testu chi-kwadrat, natomiast n – liczbą obserwacji.

Ostatnim z zastosowanych narzędzi jest analiza regresji wykorzystująca metodę kwartylową. W literaturze poświęconej ocenie efektywności funduszy inwestycyjnych stosowano już podobne rozwiązania z użyciem rankingów percentylowych (zob. Collinet, Firer, 2003; Filip, 2011). Pozycjonowanie w ujęciu kwartylowym pozwala umiejscowić fundusz w rozkładzie wyników danej cechy w jednej z czterech grup. Aby ustalić charakter zależności wyników od wielkości funduszu, wymagane w tym podejściu jest oszacowanie modeli regresji o następującej specyfice:

$$PerfQuartile_i = a_0 + a_1 SizeQuartile_i + \varepsilon_i, \quad (9)$$

gdzie: $PerfQuartile_i$ oznacza przynależność funduszu i do danego kwartyła wartości ustalanych na podstawie rozkładu wyników inwestycyjnych, zaś $SizeQuartile_i$ stanowi pozycję tego funduszu opisaną kwartylem wartości zmiennej, którą była wielkość funduszu.

Testowana hipoteza zerowa w przypadku analizy regresji mówi o tym, że ranking kwartlowy dokonany na podstawie posiadanej wielkości aktywów nie determinuje rankingu

określającego wyniki. Oznacza to, że wartość wyestymowanego parametru a_j powinna wynosić zero. Statystyczna istotność wspomnianego parametru będzie weryfikowana testem t -Studenta, czyli w standardowy sposób dla modeli regresji liniowej. Znak parametru a_j w przypadku jego statystycznej istotności będzie informował o charakterze zależności wyników od wielkości funduszy, natomiast w celu weryfikacji istotności całego równania regresji posłużono się globalnym testem F (Fishera-Snedocora).

2.3. Opis wykorzystanych danych

Informacje o wynikach funduszy, wielkości funduszy i wykorzystanych benchmarkach pochodzą z budowanej na potrzeby realizowanego projektu bazy danych. Ta z kolei została stworzona na podstawie danych otrzymanych od firmy zajmującej się dostarczaniem informacji na temat rynku funduszy inwestycyjnych w Polsce – Analizy Online S.A. Próba składała się z 82 krajowych otwartych funduszy akcyjnych funkcjonujących w Polsce w okresie 2000–2015.

Pomimo rosnącej w kolejnych latach liczby podmiotów zdecydowano się na niewydziałanie podgrup funduszy inwestujących na przykład w akcje uniwersalne lub małe i średnie spółki. Jest to korzystne z perspektywy umożliwienia wykorzystania procedur ekonometrycznych opisanych w podpunkcie 2.2. Ponadto posiadany zbiór danych nie zawierał informacji o funduszach, które zostały wycofane z rynku. Oznacza to, że można mówić o próbie obciążonej błędem przetrwania. Niemniej błąd ten w polskich realiach, jak pokazano w badaniu Gabrielczyk (2005), do tej pory nie stanowił istotnego zagrożenia w zniekształcaniu rezultatów, a jak zauważył Trzebiński (2016), zamykanie krajowych funduszy wynika ze zmian polityki produktowej towarzystwa, do którego one należały, lub przejścia przez inne TFI, a nie bezpośrednio z osiągniętych złych wyników. W kolejnych pracach uzasadnione wydaje się jednak użycie danych uwzględniających również podmioty wycofywane.

3. Rezultaty badawcze

Prezentowane ustalenia podzielone zostały na trzy grupy ze względu na zastosowaną metodę badawczą. Otrzymane wyniki badawcze składają się z czterech paneli odnoszących się do zastosowanych miar wyników. Uwagi końcowe zawierać będą podsumowanie przedkładanego opracowania.

Pierwszą z zastosowanych metod weryfikujących hipotezę o istotności różnic w wynikach inwestycyjnych w poszczególnych grupach funduszy należących do tego samego segmentu jest statystyka t z dwiema próbami zakładającymi nierówne wariancje oraz test Duckwortha dla median. W tabeli 1 przedstawiono bezwzględne wartości różnic średnich wyników oraz rezultaty zastosowanych testów porównujących dwie populacje ze względu na dany parametr.

Tabela 1

Wyniki inwestycyjne funduszy zakwalifikowanych do grupy większych i mniejszych

Panel A: Słopy zwrotu						
Rok	Liczba obserwacji	Srednia wartość wyników dużych funduszy	Srednia wartość wyników małych funduszy	Różnica	Test t dla średnich	Test Duckwortha dla median
2000	10	0.1693	0.0636	0.1057	1.5745	4
2001	11	-0.1337	-0.1575	0.0238	0.8168	3
2002	12	0.0257	0.0125	0.0132	0.3530	bpz
2003	15	0.4003	0.3571	0.0433	0.7363	bpz
2004	16	0.2570	0.2120	0.0450	1.6813	4
2005	18	0.2724	0.1834	0.0889	3.4024 ***	12 ***
2006	22	0.4421	0.3501	-0.0920	-0.9656	bpz
2007	30	0.1268	0.1113	0.0155	0.5141	bpz
2008	42	-0.5098	-0.5380	0.0282	1.4914	bpz
2009	48	0.3935	0.4255	-0.0321	-0.8681	bpz
2010	49	0.1776	0.1895	-0.0119	-0.5752	bpz
2011	59	-0.2518	-0.2471	-0.0047	-0.1953	3
2012	63	0.2005	0.1474	0.0531	1.8614 *	5
2013	76	0.1762	0.1505	0.0257	0.8134	bpz
2014	79	-0.0529	-0.0420	-0.0109	-0.8799	2
2015	82	-0.0343	-0.0112	-0.0230	-1.1188	5

Panel B: Wskaźniki Sharpe'a						
Rok	Liczba obserwacji	Srednia wartość wyników dużych funduszy	Srednia wartość wyników małych funduszy	Różnica	Test t dla średnich	Test Duckwortha dla median
2000	10	-0.0362	-0.1460	0.1199	1.4601	3
2001	11	-0.4277	-0.4409	0.0131	0.2604	bpz
2002	12	-0.0958	-0.1168	0.0210	0.3677	bpz
2003	15	0.4195	0.3950	0.0244	0.4566	bpz
2004	16	0.5939	0.5181	0.0758	0.9661	bpz
2005	18	0.3605	0.2342	0.1263	2.8713 ***	11 ***
2006	22	-0.5294	-0.5920	-0.0626	-1.0787	bpz
2007	30	0.1019	0.0803	0.0215	0.6641	4
2008	42	-0.9224	-0.9977	0.0752	1.4016	bpz
2009	48	0.3125	0.3479	-0.0354	-1.4324	4
2010	49	0.2588	0.2906	-0.0318	-0.8023	3
2011	59	-0.5871	-0.5940	0.0069	0.1500	bpz
2012	63	0.2654	0.1943	0.0711	1.6893 *	6 *
2013	76	0.2847	0.2157	0.0690	1.2234	bpz
2014	79	-0.2173	-0.1869	-0.0304	-0.8459	bpz
2015	82	-0.1522	-0.1090	-0.0432	-0.7630	bpz

Panel C: Wskaźniki Treynora						
Rok	Liczba obserwacji	Srednia wartość wyników dużych funduszy	Srednia wartość wyników małych funduszy	Różnica	Test t dla średnich	Test Duckwortha dla median
2000	10	-0.0146	-0.1230	0.1084	1.5420	3
2001	11	-0.3477	-0.3648	0.0171	0.4289	bpz
2002	12	-0.0769	-0.0893	0.0124	0.2471	1
2003	15	0.3849	0.3873	-0.0024	-0.0386	bpz
2004	16	0.2188	0.1777	0.0410	1.0021	3
2005	18	0.2453	0.1546	0.0907	2.9767 ***	11 ***
2006	22	0.4329	0.5924	-0.1595	-1.8487 *	bpz
2007	30	0.0862	0.0782	0.0079	0.2458	bpz
2008	42	-0.5769	-0.6175	0.0406	1.9042 *	bpz
2009	46	0.4534	0.3498	0.1036	2.3446 **	bpz
2010	47	0.1610	0.1875	-0.0265	-0.8836	3
2011	55	-0.3139	-0.3429	0.0289	1.0443	5
2012	59	0.1500	0.1235	0.0265	0.9934	bpz
2013	70	0.1783	0.1531	0.0251	0.5826	bpz
2014	73	-0.0762	-0.0775	0.0014	0.0923	bpz
2015	75	-0.0409	-0.0476	0.0067	0.3765	5

Panel D: Alfaj Jensena						
Rok	Liczba obserwacji	Srednia wartość wyników dużych funduszy	Srednia wartość wyników małych funduszy	Różnica	Test t dla średnich	Test Duckwortha dla median
2000	10	0.0134	0.0036	0.0098	1.7597	5
2001	11	0.0011	-0.0001	0.0012	0.4376	bpz
2002	12	-0.0020	-0.0036	0.0016	0.5066	bpz
2003	15	0.0042	0.0030	0.0011	0.3732	bpz
2004	16	0.0020	0.0012	0.0009	0.4784	bpz
2005	18	-0.0017	-0.0056	0.0039	2.5554 **	10 **
2006	22	0.0054	0.0059	-0.0046	-1.2853	bpz
2007	30	0.0018	0.0008	0.0010	0.4796	bpz
2008	42	-0.0076	-0.0144	0.0069	1.9401 *	2
2009	48	-0.0009	0.0031	-0.0040	-1.0304 *	bpz
2010	49	0.0007	0.0022	-0.0015	-0.9504	4
2011	59	-0.0068	-0.0079	0.0012	0.6505	bpz
2012	63	-0.0030	-0.0054	0.0024	1.0477	bpz
2013	76	0.0072	0.0062	0.0010	0.4511	3
2014	79	-0.0051	-0.0042	-0.0009	-0.8036	2
2015	82	0.0045	0.0051	-0.0006	-0.4095	2

Uwaga: *, **, *** oznaczają istnienie podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o równości średnich lub median na poziomach istotności odpowiednio: 10%, 5% i 1%. Symbol *bpz* informuje o niespełnieniu założeń statystyki Duckwortha.

Źródło: opracowanie własne.

W tabeli 1 zaprezentowano rezultaty badawcze osiągnięte przy zastosowaniu testów istotności różnic średnich oraz median wyników inwestycyjnych. Jak wspomniano wcześniej, kryterium podziału populacji na fundusze duże oraz małe była mediana wartości aktywów posiadanych przez całą populację w poszczególnych latach objętych badaniem. Roczne ujęcie wyników inwestycyjnych pozwoliło na przeprowadzenie analizy odnoszącej się do krótkoterminowych zależności mogących występować w efektach gospodarowania aktywami. Jak wynika z przeprowadzonej analizy, pomimo znacznie częściej występujących korzystniejszych rezultatów osiąganych przez podmioty zakwalifikowane do grupy większych, istotne różnice średnich wyników zaobserwowano jedynie w kilku latach badania. Test t dla średnich zakładający nierówne wariancje dostarczył najslabiejzych rezultatów za odrzuceniem hipotezy zerowej przy użyciu wszystkich wykorzystanych miar wyników jedynie w jednym, to jest 2005 roku, na szesnaście rocznych podokresów. W tym samym podokresie test Duckwortha dla median wskazał na podobne rozstrzygnięcie mówiące o tym, że większe podmioty radziły sobie lepiej od swoich mniejszych konkurentów. W pozostałych podokresach, kiedy to obserwowano brak istotnych różnic w danej mierze statystycznej wyników, zastosowane sposoby pomiaru rezultatów inwestycyjnych dostarczyły niejednoznacznych wniosków. Niemniej hipotezę zerową o równej wartości średniej wyników inwestycyjnych, jak również istotności median w grupach większych i mniejszych funduszy można odrzucić w większości rocznych podokresów. Oznacza to, że w analizie krótkoterminowego znaczenia różnic w wynikach dwóch populacji wyznaczonych ze względu na parametr wielkości posiadanych aktywów trudno doszukiwać się istotnych dysproporcji.

W wyniku zmiany procedury badawczej, skutkującej podziałem funduszy na cztery grupy ze względu na dany parametr, możliwe było użycie testów nieparametrycznych do badania niezależności kryteriów klasyfikacyjnych opisujących analizowane podmioty. W tabeli 2 przedstawiono ustalenia dotyczące statystyki chi-kwadrat oraz siły zależności pomiędzy dwiema zmiennymi. Prezentacja rezultatów badawczych obejmuje testowanie hipotezy zerowej z wykorzystaniem czterech miar wyników.

Celem przeprowadzonej w tej części analizy było ustalenie stopnia zależności między dwiema zmiennymi w poszczególnych cechach będących kwartylami kryteriów klasyfikacyjnych. W wyniku przeprowadzonej analizy zauważono, że dla blisko połowy rocznych podokresów zależność między wielkością a wynikami okazywała się umiarkowanie silna (wartości powyżej 0,5 współczynnika C Pearsona). Wyżej wymienione ustalenie dotyczy wszystkich czterech wykorzystanych miar wyników (zob. tab. 2). W żadnym z uwzględnionych podokresów nie odnotowano wartości współczynnika kontyngencji powyżej 0,8, co oznacza też, że powyższe zależności nie były wystarczająco silne. W badaniu odnoszącym się do krótkoterminowych prawidłowości statystycznych jedynie w czterech analizowanych rocznych podokresach zaobserwowano podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej mówiącej o wzajemnej niezależności zmiennych klasyfikujących. W tym miejscu należy jednak zauważyć, że w wyniku zastosowania różnych miar wyników wspomniane okresy nie były tożsame. Generalnie analiza krótkoterminowej niezależności między wartością zarządzanych aktywów a wynikami osiąganymi przez omawiane fundusze inwestycyjne,

przebiegła przy wykorzystaniu statystyki chi-kwadrat, nie potwierdziła istnienia związku między analizowanymi cechami funduszy. Nie oznacza to jednak, że w dłuższej perspektywie zależności uwzględnionych zmiennych oraz przy wykorzystaniu innych metod analizy taka relacja nie występuje. Do wyżej wymienionego wniosku skłaniają stosunkowo wysokie wartości testu chi-kwadrat dla całego okresu analizy, niebędące jednak na odpowiednio wysokim poziomie, aby mówić o ich statystycznej istotności.

Tabela 2

Analiza niezależności cech – tablice kontyngencji

Rok	Stopy zwrotu		Wskaźniki Sharpe'a		Wskaźniki Treynora		Alfy Jensena	
	χ^2	C_{Pearson}	χ^2	C_{Pearson}	χ^2	C_{Pearson}	χ^2	C_{Pearson}
2000	8.3333	0.6742	6.1111	0.6159	13.6111	0.7593	9.1667	0.6916
2001	7.6389	0.6402	13.4444	0.7416	10.0833	0.6916	4.8889	0.5547
2002	6.7853	0.5000	4.0000	0.5000	4.0000	0.5000	4.0000	0.5000
2003	9.1667	0.6159	9.0625	0.6137	6.5625	0.5517	9.0625	0.6137
2004	6.0000	0.5222	8.0000	0.5774	6.0000	0.5222	4.0000	0.4472
2005	19.1250 **	0.7177	14.3100	0.6655	14.3100	0.6655	14.3100	0.6655
2006	5.0600	0.4324	10.3644	0.5659	8.3300	0.5329	5.5244	0.4480
2007	15.4496 *	0.5830	14.4834	0.5706	15.9471 *	0.5891	15.4496 *	0.5830
2008	18.2613 **	0.5505	5.0088	0.3264	8.3514	0.4073	9.4517	0.4286
2009	12.0000	0.4472	12.6667	0.4569	24.5022 ***	0.5895	6.0000	0.3333
2010	8.6821	0.3880	8.1204	0.3770	8.5185	0.3917	7.4398	0.3631
2011	3.5333	0.2377	10.0354	0.3813	12.0298	0.4236	9.0614	0.3649
2012	8.7817	0.3498	13.6839	0.4224	10.7190	0.3921	5.2708	0.2779
2013	11.1579	0.3578	11.1579	0.3578	11.4431	0.3748	10.7368	0.3518
2014	4.5562	0.2335	5.4036	0.2530	3.3952	0.2108	3.7930	0.2140
2015	6.7608	0.2760	3.6960	0.2077	4.4712	0.2372	5.6679	0.2543
cały okres	12.7749	0.1408	4.0377	0.0797	12.2492	0.1413	9.0180	0.1186

Uwaga: *, **, *** oznaczają istnienie podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej na poziomach istotności odpowiednio: 10%, 5% i 1%.

Źródło: opracowanie własne.

Zgromadzony zakres danych pozwolił również na uzyskanie informacji o wpływie badanego czynnika organizacyjnego funduszy, jakim jest wielkość, na wyniki inwestycyjne. Rezultaty analizy oddziaływania poziomu posiadanych aktywów na efekty gospodarowania w rocznym horyzoncie czasowym przedstawiono w tabeli 3. Prezentowane zestawienie zawiera cztery panele związane z wykorzystaną miarą wyników.

W modelach regresji liniowej zmienną niezależną były kwartyle wielkości funduszu, zmienną zależną – kwartyle osiąganych wyników inwestycyjnych. Istotność modeli mierzona statystyką F , jak również siła liniowego związku między użytymi zmiennymi (zob. wartości R^2) wskazują na ograniczoną jakość całego równania regresji oraz stosunkowo małe dopasowanie linii regresji do danych. Niemniej zarejestrowano relatywnie dużą liczbę dodatnich wartości współczynnika kierunkowego (a_j). W wyniku estymacji parametrów ustalono, że jedynie w jednym podokresie (w 2005 r.) współczynnik regresji okazał się statystycznie istotny dla jednocześnie każdego modelu wykorzystującego różne miary wyników. W kilku innych okresach, na przykład 2003, 2008 oraz 2012 roku, z mniejszym prawdopodobieństwem oraz jedynie dla części użytych miar wyników można było odrzucić hipotezę zerową o braku oddziaływania jednej zmiennej na drugą. Generalnie jednak

w krótkiej perspektywie badawczej (zestawienia jednoroczne) wielkość funduszu nie miała większego przełożenia na osiągnięte przez te podmioty wyniki inwestycyjne. Wartości odnoszące się do współczynnika regresji dla całego analizowanego okresu były dodatnie, a poziom istotności tych parametrów, podobnie jak w poprzednio wykorzystanej metodzie, w stosunkowo niewielkim stopniu odbiegał od minimalnych krytycznych wartości statystyki t , aby można było mówić o istotności relacji między analizowanymi zmiennymi. Możliwe, że przy użyciu kolejnych narzędzi badawczych, wykorzystujących bardziej zaawansowane procedury ekonometryczne, na przykład dla danych przekrojowo-czasowych, będzie można zaobserwować inne prawidłowości, co też sugeruje część literatury przedmiotu. Na tym etapie badań nie da się jednak jednoznacznie wykluczyć istnienia efektów skali w funkcjonowaniu polskich funduszy inwestycyjnych.

Tabela 3

Modele regresji kwartyłowej dla analizowanej cechy funduszy inwestycyjnych

Panel A: Stopy zwrotu					
Rok	Liczba obserwacji	a_1	t	F	R^2
2000	10	0.4483	1.4184	2.0119	0.2010
2001	11	0.0494	0.1483	0.0220	0.0024
2002	12	-0.1333	-0.4254	0.1810	0.0178
2003	15	0.4426	1.7795 *	3.1665	0.1959
2004	16	0.1500	0.5677	0.3223	0.0225
2005	18	0.7143	4.0825 ***	16.6667	0.5102
2006	22	0.0169	0.0758	0.0057	0.0003
2007	30	0.0127	0.0670	0.0045	0.0002
2008	42	0.1743	1.1196	1.2535	0.0304
2009	48	0.0167	0.1131	0.0128	0.0003
2010	49	-0.0610	-0.4191	0.1757	0.0037
2011	59	0.0100	0.0753	0.0057	0.0001
2012	63	0.2225	1.7827 *	3.1781	0.0495
2013	76	0.0105	0.0906	0.0082	0.0001
2014	79	0.0175	0.1537	0.0236	0.0003
2015	82	-0.1770	-1.6088	2.5884	0.0313
cały okres	632	0.0557	1.3993	1.9581	0.0031

Panel B: Wskaźniki Sharpe'a					
Rok	Liczba obserwacji	a_1	t	F	R^2
2000	10	0.2414	0.7035	0.4949	0.0583
2001	11	0.1173	0.3543	0.1255	0.0138
2002	12	-0.1333	-0.4254	0.1810	0.0178
2003	15	0.3919	1.5358	2.3588	0.1536
2004	16	0.3500	1.3980	1.9544	0.1225
2005	18	0.5918	2.9369 ***	8.6256	0.3503
2006	22	-0.0169	-0.0758	0.0057	0.0003
2007	30	0.0380	0.2011	0.0404	0.0014
2008	42	0.1927	1.2418	1.5420	0.0371
2009	48	-0.0833	-0.5672	0.3217	0.0069
2010	49	-0.0610	-0.4191	0.1757	0.0037
2011	59	0.0100	0.0753	0.0057	0.0001
2012	63	0.2225	1.7827 *	3.1781	0.0495
2013	76	-0.0105	-0.0906	0.0082	0.0001
2014	79	-0.0426	-0.3745	0.1403	0.0018
2015	82	-0.1196	-1.0776	1.1613	0.0143
cały okres	632	0.0445	1.1187	1.2514	0.0020

Panel C: Wskaźniki Treynora					
Rok	Liczba obserwacji	a_1	t	F	R^2
2000	10	0.3103	0.9234	0.8526	0.0963
2001	11	0.1852	0.5653	0.3196	0.0343
2002	12	-0.1333	-0.4254	0.1810	0.0178
2003	15	0.2399	0.8909	0.7936	0.0575
2004	16	0.1500	0.5677	0.3223	0.0225
2005	18	0.6327	3.2677 ***	10.6778	0.4002
2006	22	-0.3220	-1.5212	2.3141	0.1037
2007	30	-0.1139	-0.6068	0.3682	0.0130
2008	42	0.2477	1.6170	2.6148	0.0614
2009	46	-0.2269	-1.5453	2.3880	0.0515
2010	47	-0.1382	-0.9359	0.8759	0.0191
2011	55	0.0537	0.3915	0.1533	0.0029
2012	59	0.1304	0.9929	0.9858	0.0170
2013	70	0.0279	0.2304	0.0531	0.0008
2014	73	0.0674	0.5695	0.3244	0.0045
2015	75	-0.0660	-0.5651	0.3194	0.0044
cały okres	601	0.0288	0.7044	0.4962	0.0008

Panel D: Alfę Jensena					
Rok	Liczba obserwacji	a_1	t	F	R^2
2000	10	0.2414	0.7035	0.4949	0.0583
2001	11	0.0494	0.1483	0.0220	0.0024
2002	12	-0.1333	-0.4254	0.1810	0.0178
2003	15	0.3919	1.5358	2.3588	0.1536
2004	16	0.1000	0.3761	0.1414	0.0100
2005	18	0.5918	2.9369 ***	8.6256	0.3503
2006	22	-0.0169	-0.0758	0.0057	0.0003
2007	30	0.0127	0.0670	0.0045	0.0002
2008	42	0.3211	2.1444 **	4.5983	0.1031
2009	48	-0.1500	-1.0290	1.0588	0.0225
2010	49	-0.0932	-0.6416	0.4116	0.0087
2011	59	0.0902	0.6842	0.4681	0.0081
2012	63	0.0595	0.4656	0.2168	0.0035
2013	76	-0.0421	-0.3625	0.1314	0.0018
2014	79	0.0275	0.2417	0.0584	0.0008
2015	82	-0.0048	-0.0428	0.0018	0.0000
cały okres	632	0.0482	1.2122	1.4693	0.0023

Uwaga: *, **, *** oznaczają istnienie podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o nieistotności danej zmiennej na poziomach odpowiednio: 10%, 5% i 1%.

Źródło: opracowanie własne.

Uwagi końcowe

Przedkładane opracowanie poświęcone jest analizie związku między wybranym czynnikiem organizacyjnym a osiąganymi wynikami funduszy inwestycyjnych. Badanie dotyczyło krajowych funduszy akcyjnych funkcjonujących w Polsce w okresie 2000–2015. Uwzględnioną w badaniu potencjalną determinantą wyników była wielkość funduszu mierzona poziomem zarządzanych przez poszczególne podmioty aktywów. Z kolei sam pomiar wyników dokonany był przy użyciu czterech podstawowych miar: logarytmicznych stóp zwrotu, wskaźników Sharpe'a, wskaźników Treynora oraz alfa Jensena.

Niniejszy artykuł koncentruje się na ustaleniu, czy w ujęciu krótkoterminowym efekty gospodarowania osiąmane przez fundusze inwestycyjne działające w Polsce są związane z wielkością aktywów. W celu realizacji wyżej wskazanego celu sformułowano kilka hipotez badawczych mówiących o istnieniu bądź też braku zależności między analizowanymi zmiennymi. Weryfikację postawionych hipotez oparto na trzech grupach narzędzi badawczych, to jest testach istotności różnic w dwóch populacjach, analizie niezależności cech bazującej na metodzie kwartyli oraz analizie regresji kwartyłowej.

W wyniku przeprowadzonej analizy stwierdzono brak dysproporcji wartości średnich, jak i median wyników inwestycyjnych osiąganych przez grupę dużych oraz małych podmiotów, które można by określić jako statystycznie istotne. Również analiza niezależności, mierzona statystyką chi-kwadrat, między wielkością funduszy a osiąganymi przez nie wynikami w większości przypadków nie dostarczyła dowodów na istnienie istotnego związku między analizowanymi cechami funduszy w ujęciach rocznych. Z kolei zastosowane modele regresji nie potwierdziły wpływu poziomu aktywów zarządzanych przez fundusze na ich efekty gospodarowania. Generalnie badanie krótkoterminowej zależności wielkości funduszy oraz ich wyników nie wykazało statystycznie istotnych prawidłowości, co może też uwiarygadniać hipotezę rynku efektywnego. Niemniej w kontekście opisywanych w literaturze przedmiotu rezultatów badawczych odnoszących się do istnienia na przykład korzyści skali w wynikach omawianych podmiotów, konieczna wydaje się dalsza analiza omawianego zagadnienia z wykorzystaniem bardziej zaawansowanych metod badawczych dla danych przekrojowo-czasowych. Ponadto uwzględnienie czynników rynkowych, jak i umiejętności samych zarządzających wydaje się także uzasadnione w kolejnych badaniach.

Literatura

- Aczel, A.D. (2000). *Statystyka w zarządzaniu*. Warszawa: PWN.
- Balicki, A., Makać, W. (1997). *Metody wnioskowania statystycznego*. Gdańsk: Wyd. UG.
- Białkowski, J., Otten, R. (2011). Emerging Market Mutual Fund Performance: Evidence for Poland. *The North American Journal of Economics and Finance*, 22 (2), 118–130.
- 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*, 94 (5), 1276–1302.
- Collinet, L., Firer, C. (2003). Characterising Persistence of Performance amongst South African General Equity unit Trusts. *Omega*, 31 (6), 523–538.

- Dahlquist, M., Engstrom, S., Soderlind, P. (2000). Performance and Characteristics of Swedish Mutual Funds. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35 (3), 409–423.
- Droms, W.G., Walker, D.A. (1996). Mutual Fund Investment Performance. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 36 (3), 347–363.
- EFAMA (2016). *Trends in the European Investment Fund Industry*. Quarterly Statistical Release. Pobrane z: <http://www.efama.org> (7.12.2016).
- Ferreira, A.M., Keswani, A., Miguel, A.F., Ramos, S.B. (2013). The Determinants of Mutual Fund Performance. A Cross-Country Study. *Review of Finance*, 17 (2), 483–525.
- Filip, D. (2011). Performance Persistence of Equity Funds in Hungary. *Contemporary Economics*, 5 (1), 18–35.
- Filip, D. (2017). Wartość aktywów zarządzanych przez polskie fundusze inwestycyjne a efekty ich gospodarowania. W: S. Wieteska, D. Burzyńska (red.), *Granice finansów XXI wieku. Finanse publiczne. Rynki finansowe. Finanse przedsiębiorstwa* (s. 89–107). Łódź: Wyd. UŁ.
- Gabrielczyk, K. (2005). Efekt przetrwania i wyniki inwestycyjne funduszy inwestycyjnych w Polsce. W: K. Jajuga (red.), *Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a rynek polski* (s. 176–184). Wrocław: Wyd. AE we Wrocławiu.
- Grinblatt, M., Titman, S.A. (1994). A Study of Monthly Mutual Fund Returns and Portfolio Performance Evaluation Techniques. *Journal of Financial Quantitative Analyses*, 29 (3), 419–444.
- Golec, J.H. (1996). The Effects of Mutual Fund Managers' Characteristics on Their Portfolio Performance, Risk and Fees. *Financial Services Review*, 5 (2), 133–147.
- Hallahan, T.A. (1999). The Information Content of Portfolio Performance History and Persistence in Fund Performance: An Examination of Rollover Funds. *Accounting and Finance*, 39 (3), 255–274.
- Huang, X., Shi, Q. (2013). *Explaining the Performance of Chinese Equity Funds*. W: 21st Pacific-Basin Finance, Economics, Accounting and Management (PBFEM) Conference, 4–5 July 2013, Park Hyatt, Melbourne, Australia.
- IZFA (2016). *Raport roczny za 2015 rok Izby Zarządzających Funduszami i Aktywami*. Kwiecień 2016. Pobrane z: <http://www.izfa.pl/> (26.11.2016).
- Jackowicz, K., Filip, D. (2009). *Powtarzalność wyników funduszy inwestycyjnych w Polsce*. Warszawa: NBP.
- Jensen, M. (1968). The Performance of Mutual Funds in the Period 1945–1964. *Journal of Finance*, 23 (1), 389–416.
- Jensen, M.C., Meckling, W.H. (1976). Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics*, 3, 305–360.
- Kanji, G.K. (2006). *100 Statistical Tests*. London, Thousand Oaks, New Delhi: SAGE Publications Ltd.
- Latzko, D. (1999). Economies of Scale in Mutual Fund Administration. *Journal of Financial Research*, 22 (3), 331–339.
- Lee, J.-S., Yen, P.H., Chen, Y.-J. (2008). Longer Tenure, Greater Seniority, or Both. Evidence Form Open-end Equity Mutual Fund Managers in Taiwan. *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, 4 (2), 1–20.
- Meucci, A. (2010). Linear vs. Compounded Returns – Common Pitfalls in Portfolio Management. *GARP Risk Professional "The Quant Classroom" series* 2, 49–51.
- Otten, R., Bams, D. (2002). European Mutual Funds Performance. *European Financial Management*, 8 (1), 75–101.
- Payne, T.H., Prather, L., Bertin, W. (1999). Value Creation and Determinants of Equity Fund Performance. *Journal of Business Research*, 45, 69–74.
- Sharpe, W.F. (1966). Mutual Funds Performance. *Journal of Business*, 39 (1), 119–138.
- Treynor, J.L. (1965). How to Rate Management of Investment Funds. *Harvard Business Review*, 43 (1), 63–75.
- Trzebiński, A.A. (2016). Efekt przetrwania i premia za przetrwanie na przykładzie stop zwrotu polskich funduszy inwestycyjnych otwartych. *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny*, LXXVIII (3), 169–187.
- Westlake, W.J. (1971). A One-sided Version of the Tukey-Duckworth test. *Technometrics*, 13 (4), 901–903.
- Yan, X. (2008). Liquidity, Investment Style, and the Relation between Fund Size and Fund Performance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43 (3), 741–768.
- Zeliaś, A., Pawełek, B., Wanat, S. (2002). *Metody statystyczne*. Warszawa: PWE.

DOES LARGER PERFORM BETTER? THE ANALYSIS OF SHORT-TERM PERFORMANCE BY POLISH MUTUAL FUNDS

Abstract: *Purpose* – the article focuses on whether the effects of asset management by mutual funds in the short-term perspective are related to assets' size.

Design/methodology/approach – the study concerned domestic equity funds functioning in Poland in the period 2000–2015. The verification of the hypothesis was based on three groups of research tools.

Findings – there was observed that there are no disproportions in performance achieved by big or small entities. The analysis of classification criteria independence showed the lack of significant relation between the examined funds' factors in yearly periods. The regression models used, in turn, did not confirm the influence of fund assets' level on the effects of asset management.

Originality/value – the investigated issue proved to require further analysis by means of more advanced research approaches for time-series cross-section (TSCS) data.

Keywords: mutual funds, fund attributes, net asset value, performance

Cytowanie

Filip, D. (2017). Czy większy może więcej? Analiza krótkoterminowych wyników polskich funduszy inwestycyjnych. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 6 (90), s. 5–21. DOI: 10.18276/frfu.2017.90-01.