

Wieloczynnikowe modele w analizie efektywności funduszy inwestycyjnych

Nadesłany: 04.04.18 | Zaakceptowany do druku: 23.07.18

Dariusz Filip*

Celem autora było dokonanie oceny efektywności polskich funduszy inwestycyjnych. Wykorzystanymi miarami efektów alokacji aktywów były parametry modeli Jensena, Fama-Frencha oraz Carharta. Na podstawie przeprowadzonych obserwacji ustalono, że średnie wyniki funduszy akcji nie przewyższały w statystycznie istotny sposób stóp dochodu z inwestycji w portfel rynkowy. Ponadto zarządzający funduszami nie wykorzystywali premii z lokowania środków w portfele naśladowujące czynniki fundamentalne, z wyjątkiem czynnika związanego z kapitalizacją spółek. W analizie częstości można było zauważyć zdecydowaną liczebną przewagę funduszy z ujemnymi rocznymi wynikami nad funduszami dostarczającymi dodatnich rezultatów inwestycyjnych. Było to szczególnie widoczne w okresach gorszej koniunktury rynkowej. Brak efektywności tych podmiotów potwierdzony został również w analizie z wykorzystaniem danych przekrojowo-czasowych dla dość dużej próby badawczej, składającej się z 87 funduszy. W tym przypadku możliwe było również dostrzeżenie istotnej wrażliwości wyników funduszy na zmiany wartości czynnika odnoszącego się do wielkości spółek.

Słowa kluczowe: efektywność, fundusze inwestycyjne, portfele naśladowujące czynniki fundamentalne.

Multifactor models in the analysis of mutual fund effectiveness

Submitted: 04.04.18 | Accepted: 23.07.18

The aim of this paper is to examine the efficiency of Polish mutual funds. The applied performance measures are parameters of the models developed by Jensen, Fama-French and Carhart. By means of average returns, it is found that equity funds are not able to outperform the benchmark in a statistically significant manner and use premiums from factor-mimicking portfolios, with the exception of the size factor. In the frequency analysis, it was noted that negatively performing funds significantly predominate positively performing ones. This was observed especially in the periods of downward trends in financial markets. The lack of effectiveness is also confirmed in the analysis of the TSCS data for a relatively large study sample including 87 entities. A certain sensitivity of the size factor in performance can be noticed in this case.

Keywords: effectiveness, mutual funds, factor mimicking portfolios.

JEL: G11, G14, G23

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

Adres do korespondencji: WNHiS, Uniwersytet Kardynała Stefana Wyszyńskiego w Warszawie, ul. Wóycickiego 1/3, 01-938 Warszawa; e-mail: d.filip@uksw.edu.pl.

1. Wprowadzenie

Jedną z bardziej interesujących kwestii dotyczących rynków finansowych, poruszaną zarówno w periodykach naukowych, jak i w magazynach branżowych, jest efektywność przedsięwzięć inwestycyjnych. W obszarze zarządzania aktywami kapitałowymi praktycznie już od lat 70. ubiegłego wieku prowadzono szerokie dyskusje na temat hipotezy rynku efektywnego. Wynika ona z faktu, że rynki finansowe relatywnie szybko i w sposób bardzo dokładny odzwierciedlają dostępne publicznie informacje. Ponadto zakłada się, iż na rynku funkcjonuje duża liczba uczestników. Istnieje również możliwość porównywania będących w sprzedaży instrumentów finansowych, a uczestnicy rynku mają swobodny dostęp do informacji (Fama, 1970).

W tradycyjnym ujęciu rynku efektywnego wyróżnia się trzy formy jego efektywności informacyjnej: słabą, średnią oraz mocną. Charakteryzują się one różnym rodzajem informacji, które mogą mieć odzwierciedlenie w cenach papierów wartościowych. Przyjmuje się, że jeżeli rynek jest efektywny w formie słabej lub średniej, to żadna strategia inwestycyjna, oparta na przeszłych wynikach, a także informacjach publicznych, nie dostarczy ponadprzeciętnych rezultatów (por. Jajuga i Jajuga, 2007). Ostatni z wymienionych aspektów efektywności – forma mocna – ma charakter teoretyczny, gdyż trudno jest zweryfikować dostęp do informacji poufnych. Niemniej jednak podejmuje się analizy mocnej formy w kontekście wyspecjalizowanych, i potencjalnie dobrze poinformowanych, inwestorów instytucjonalnych, m.in. takich jak fundusze inwestycyjne.

Mimo że istnieje bogata literatura przedmiotu, koncentrująca się na badaniu wyników instytucji zbiorowego inwestowania, nie wypracowano jeszcze kompleksowej i jednoznacznej metody pozwalającej oceniać efektywność portfeli inwestycyjnych. Jest to spowodowane tym, że za efektami alokacji aktywów mogą stać przede wszystkim czynniki rynkowe, ale też, jak pokazują nowsze nurty badań, np. atrybuty funduszy lub też cechy menedżerskie. Niemniej jednak przyjmuje się, iż wyniki ważone ryzykiem, w postaci nadwyżkowych stóp zwrotu w zestawieniu z odpowiednio dobranym punktem odniesienia, pozwalają na ocenę skuteczności i efektywności zarządzania funduszem. Ponadto umiejętność doboru walorów inwestycyjnych może wynikać z wrażliwości na zmiany wartości portfeli wzorcowych zbudowanych na bazie kryteriów fundamentalnych – tzw. czynnikowych portfeli naśladujących (zob. Fama i French, 1993).

Celem autora niniejszego artykułu jest przeprowadzenie oceny efektywności alokacji aktywów funduszy inwestycyjnych. Należy zauważyć, że badanie efektywności funduszy inwestycyjnych ma istotne znaczenie – zarówno teoretyczne, jak i praktyczne. Po pierwsze, analizy we wspomnianym obszarze dostarczają argumentów za lub przeciw efektywności rynkowej oraz pozwalają na rozpatrywanie wyników inwestycyjnych osiągniętych przez fundusze w kontekście ryzyka rynkowego i samych zachowań inwestorów instytu-

cyjnych. Ponadto, przez ocenę efektywności próbuje ustalać się wpływ czynników rynkowych na dochodowość produktów oferowanych przez towarystwa funduszy inwestycyjnych. Po drugie, podejmowanie tego typu analiz jest istotne z perspektywy klientów tych instytucji ponieważ dostarczają one odpowiedzi na pytanie, czy dodatnie ponadprzeciętne stopy zwrotu uzasadniają dodatkowe koszty, wynikające ze stosowania aktywnych strategii inwestycyjnych, które mają odzwierciedlenie w opłatach manipulacyjnych.

Niniejszy artykuł składa się z pięciu części. W części drugiej zaprezentowany został przegląd najważniejszych ustaleń w obszarze efektywności na bazie obserwacji dotyczących głównie krajowego, ale i zagranicznych rynków funduszy inwestycyjnych. W części trzeciej, będącej metodologicznym opisem, omówione zostały wykorzystane modele dostarczające miar efektywności, użyte podejścia badawcze oraz wykorzystany do analizy zestaw danych. Część czwarta dostarcza rezultatów empirycznych. Artykuł zamyka podsumowanie najważniejszych ustaleń.

2. Przegląd prac traktujących o efektywności funduszy inwestycyjnych

Anglojęzyczna literatura przedmiotu, mająca długoletnią historię, charakteryzuje się bogactwem prac poświęconych ocenie efektywności alokacji kapitału. Wśród pierwszych prac, po ogłoszeniu nowoczesnej teorii portfelowej przez Markowitza (1952), należy wymienić choćby opracowania Sharpe'a (1964), Lintnera (1965) i Mossina (1966) – twórców modelu wyceny aktywów kapitałowych (CAPM). Kolejni badacze wprowadzali modyfikacje¹ do jednoczynnikowego modelu w celu określenia umiejętności zarządzającego w doborze walorów do portfela inwestycyjnego (np. Elton, Gruber i Blake, 1996b; czy np. Fung i Hsieh, 2004).

Pojawiające się w literaturze prace dostarczały dowodów na to, że zarządzający portfelami inwestycyjnymi nie są w stanie osiągać ponadprzeciętnych stóp zwrotu. Przykładowo Jensen (1968), badając 56 funduszy z okresu 1945–1964, zaobserwował pewną przewidywalność wyników inwestycyjnych. Przewidywalność ta dotyczyła osiągania wyników gorszych niż wzorzec odniesienia. W ramach późniejszych prac warto wspomnieć chociażby o badaniach Frienda, Blume'a i Crocketta (1970) dla 86 funduszy działających w okresie 1960–1968, oraz Henrikssona (1984), analizującego wyniki 116 funduszy w okresie kolejnym, tj. 1968–1980. Ci badacze podobnie stwierdzili brak możliwości uzyskiwania przez fundusze wyników przewyższających pewien założony wzorzec. Rezultaty te, zgodne z hipotezą rynku efektywnego, mogły być obserwowane przy użyciu stóp zwrotu ważonych ryzykiem i ewentualnie uwzględniających koszty obsługi funduszy. Opracowaniem, które rzuciło nowe światło na ówczesne ustalenia, było badanie Grinblatta i Titmana (1994). Autorzy ci podkreślali, że ocena wyników osiągniętych przez fundusze inwestycyjne jest niezwykle wrażliwa na wybór wzorca odniesienia. Było to

dostrzegalne w pracach poświęconych amerykańskim funduszom zarówno akcji (np. Malkiel, 1995), jak i obligacji (np. Detzler, 1999).

Nurtem przewodnim w literaturze przedmiotu w pierwszej dekadzie XXI w. były analizy poświęcone powtarzalności wyników z wykorzystaniem bardziej zaawansowanych procedur badawczych, np. metod bayesowskich (zob. Huij i Verbeek, 2007) oraz technik bootstrapowych (np. Huij i Derwall, 2008). Jednym z wyjaśnień istnienia wspomnianej powtarzalności, oprócz efektu przetrwania (zob. Elton, Gruber i Blake, 1996), były umiejętności menedżerskie. Do takich wniosków doszli m.in. Du, Huang i Blanchfield (2009), którzy dla 1081 funduszy, z których 240 nie przetrwało okresu badania, wyróżnili w ramach horyzontu analizy okresy lepszej i gorszej koniunktury rynkowej, kiedy otrzymywano powtarzalność wyników. W większości przypadków, pomimo odnotowywania krótkoterminowych kolejnych anomalii rynkowych, badania pochodzące z rozwiniętych rynków zagranicznych wskazywały jednak na fakt, że przeciętne wyniki osiągnęte przez fundusze inwestycyjne były niższe od zwrotów z portfela referencyjnego. Według zwolenników hipotezy rynku efektywnego oznaczało to istnienie silnej formy efektywności.

Ustalenia pochodzące z amerykańskich rynków można porównać z rezultatami odnotowywanymi w krajach europejskich. Jednym z najbardziej rozpowszechnionych badań tego typu jest opracowanie Ottena i Bamsa (2002), którzy na podstawie informacji o 506 europejskich funduszach akcyjnych, wywodzących się z Wielkiej Brytanii, Francji, Niemiec, Włoch oraz Holandii, analizowali w okresie 1991–1998 efekty inwestycyjne tych podmiotów. W swoim badaniu posłużyli się czteroczynnikowym modelem Carharta, z wyrazem wolnym jako miarą wyników. Zauważyli, że jedynie w przypadku części francuskich, brytyjskich oraz holenderskich funduszy, inwestujących w małe spółki, były one w stanie przewyższać wynikami portfel referencyjny. Dla porównania, w innych badaniach, pochodzących z brytyjskiego rynku funduszy, nie potwierdzono odnotowywania przez te podmioty ponadprzeciętnych stóp zwrotu (np. Blake i Timmerman, 1998). Z kolei, na pozostałych dwóch rynkach europejskich badanych przez Ottena i Bamsa – niemieckim i włoskim – obserwowano ujemne średnie stopy zwrotu. Ustalenia te dobrze korespondowały z rezultatami Wittrocka i Steinera (1995) dla rynku niemieckiego oraz Cesari i Panetta (2002) dla rynku włoskiego. Również Dahlquist, Engström i Söderlind (2000), tym razem dla 210 szwedzkich funduszy akcji, obligacji i rynku pieniężnego, działających w okresie 1993–1997, dostarczyli rezultatów mówiących generalnie o ujemnych przeciętnych wynikach osiągniętych przez te podmioty. Zauważono jednak, że część funduszy akcji wykazywała tendencje do okresowego przewyższania wynikami wzorca odniesienia.

Z perspektywy poznawczej istotne jest porównanie wyników badań pochodzących z rynków rozwiniętych, z rezultatami otrzymywanymi na rynkach rozwijających się, takich jak polski. Ze względu na ograniczenia

objętościowe dalszy przegląd literatury w przedkładanej pracy będzie koncentrował się na rodzimych opracowaniach charakteryzujących się użyciem ważonych ryzykiem miar wyników przy ocenie umiejętności selekcji walorów do portfela.

Generalnie na polskim rynku jest niewiele opracowań potwierdzających istnienie efektywnych funduszy. Wśród nich należy wymienić jedynie badanie Dawidowicza (2012), który, opierając się na 22 nowo powstałych funduszach akcji w okresie 2000–2011, zauważył, że większość analizowanych podmiotów charakteryzowała się efektywnością w pierwszych 12 miesiącach działania oraz było w stanie przewyższać wynikami stopę dochodu z portfela rynkowego. Wykorzystanymi miarami wyników były wskaźnik Sharpe'a, wskaźnik Treynora, alfa Jensena, alfa Sharpe'a oraz wskaźnik Modigliani-Modigliani. Dawidowicz (2008), we wcześniejszej swojej pracy, dokonał pomiaru wyników oraz oceny efektywności czterech podstawowych segmentów funduszy inwestycyjnych w okresie 1997–2007. Wykorzystując te same sposoby pomiaru efektywności, stwierdził, że efektywność funduszy inwestycyjnych zależała od przyjętego wzorca odniesienia oraz zastosowanej miary wyników.

Istnieje wiele innych prac niejednoznacznie określających efektywność funduszy inwestycyjnych. Przykładowo Moskal i Zawadzka (2016) oceniały wyniki 11 funduszy akcji małych i średnich spółek, działających w okresie 2010–2014, z wykorzystaniem stóp zwrotu, wskaźnika Treynora oraz miar ryzyka. Ustaliły one, że analizowane fundusze osiągały zróżnicowane wyniki, a część z nich stopami zwrotu przewyższała dochodowość portfela rynkowego. Podobnie Filip (2017), tym razem dla znacznie większej próby – 265 krajowych funduszy inwestycyjnych, działających w ramach czterech podstawowych segmentów, zajmował się rozproszeniem wyników w okresie 2000–2015. Ustalił, że w krótkim okresie istniały podmioty wykazujące wyższe niż konkurencja wyniki inwestycyjne, mierzone logarytmiczną stopą zwrotu, przy relatywnie niskim poziomie ryzyka, w postaci wartości odchylenia standardowego. Otrzymane ustalenia nie były statystycznie istotne, co oznacza, że nie udało się jednoznacznie zweryfikować hipotezy o braku efektywności tych podmiotów. Z kolei Górski i Chrust (2009) zajmowali się efektywnością i ryzykiem strategii inwestycyjnych funduszy parasolowych w Polsce w okresie styczeń 2001–marzec 2008. Do analizy wykorzystano dość dużą próbę badawczą, składającą się ze wszystkich funduszy parasolowych oraz ich subfunduszy w określonych grupach (np. akcji krajowych, akcji zagranicznych, obligacji, rynku pieniężnego). Wykorzystanymi miarami oceny były mierniki bazujące na ryzyku niesystematycznym, tj. wskaźnik Sharpe'a oraz autorski wskaźnik Górskiego. Otrzymane rezultaty wskazywały na możliwość osiągnięcia przez wybrane podmioty lepszych wyników inwestycyjnych, ale jedynie w krótkich horyzontach czasowych.

Do części badań autorzy starali się angażować wieloczynnikowe modele CAPM. Na uwzględnienie zasługuje chociażby praca Sikory (2010), który

na przestrzeni okresu lipiec 2003–marzec 2008 badał efektywność polskich funduszy inwestycyjnych za pomocą wnioskowania bayesowskiego. Zakresem przedmiotowym objęto 16 funduszy akcji oraz 21 funduszy mieszanych. Miarą oceny zarządzających były parametry czteroczynnikowego modelu Carharta z portfelami naśladowującymi czynniki *SMB*, *HML* oraz *MOM*. Ustalił, że fundusze mają zdolność wypracowania ponadprzeciętnej stopy zwrotu, ale przy wykorzystaniu parametrów modelowania ryzyka, stojących właśnie za portfelami naśladowującymi. Nie dostrzeżono jednak wrażliwości stóp zwrotu na zmiany wartości ww. benchmarków. Do podobnych wniosków doszła również Perez (2012) na bazie 162 funduszy akcji i 96 hybrydowych, które działały w okresie 2001–2010. Autorka wykorzystwała obszerny zestaw miar wyników, m.in. alf z jedno- (Jensen), trzy- (Fama-French) i czteroczynnikowego (Carhart) modelu CAPM. Ostatecznie stwierdzono, że ze względu na niedojrzałość polskiego rynku istnieją trudności w wyciąganiu wniosków dotyczących umiejętności zarządzających.

Pojawiają się jednak prace bardziej stanowczo interpretujące otrzymane rezultaty. Na przykład Zawadzki (2013) oceniał wyniki funduszy akcji polskich, zrównoważonych oraz stabilnego wzrostu, za pomocą dość rozbudowanego zestawu miar, składającego się ze stóp zwrotu, odchylenia standardowego, współczynnika beta, miar dywersyfikacji ryzyka inwestycyjnego, wskaźnika Sharpe'a, wskaźnika Treynora, alfy Jensena i alfy Sharpe'a. Ustalił on, że dla okresu 2000–2012 wybrane grupy funduszy charakteryzowały się efektywnością gorszą niż benchmark przy wyższym niż wzorzec odniesienia ryzyku. Również Jurek-Wasilewska (2014), dokonując oceny efektywności lokowania kapitału w fundusze w podziale na akcje uniwersalnych, akcji małych i średnich spółek, mieszane, dłużne oraz rynku pieniężnego, ustaliła, że niezależnie od realizowanej polityki inwestycyjnej wyniki funduszy nie różniły się istotnie od zwrotu z benchmarku lub były nawet istotnie niższe niż portfel obrazujący rynek. Wykorzystanymi miarami wyników dla okresu 2001–2010 były: dyskretna stopa zwrotu, wskaźnik Sharpe'a, wskaźnik Treynora oraz alfa Jensena. Z kolei Jamróz (2013), analizując efektywność 15 funduszy akcji działających w okresie 2003–2011, zbudował ranking² funduszy w okresach hossy i bessy na podstawie wskaźników Sharpe'a, wskaźników Treynora, alf Sharpe'a oraz alf Jensena. Ostatecznie stwierdził, że zarządzający funduszami akcyjnymi nie radzą sobie z dostosowywaniem składu portfela do bieżącej sytuacji rynkowej.

Połączeniem efektywności w ramach doboru walorów do portfela z umiejętnością wyczucia rynku zajmowała się Olbryś (m.in. 2012). Na próbie 15 funduszy akcji, działających w okresie 2003–2010, zbudowała hybrydowe modele bazujące na podejściach Treynora–Mazuy'ego oraz Henrikssona–Mertona rozszerzonych o portfele naśladowujące *SMB* oraz *HML* Famy i Frencha oraz *MOM* Carharta. Otrzymane rezultaty generalnie wskazywały na brak istotnego wpływu czynnika impetu wyników na stopy zwrotu z portfeli funduszy. Niemniej jednak badanie efektywności funduszy inwe-

stycyjnych pozostaje wciąż interesującym i pożądanym obszarem analizy (zob. Miziołek i Trzebiński, 2017). Wymiar poznawczy sugeruje prowadzenie dalszych badań w celu jednoznacznego wnioskowania na temat oceny wyników tych instytucji finansowych.

3. Opis zastosowanych procedur badawczych oraz wykorzystanych danych

Na podstawie przeprowadzonego przeglądu literatury dokonano wyboru miar oceny efektów alokacji aktywów zarządzanych przez fundusze inwestycyjne. Badanie efektywności, w kontekście oceny umiejętności selekcji walorów do portfela, oparto na popularnych modelach wieloczynnikowych, wywodzących się z klasycznej formy CAPM. Ich zastosowanie pozwoliło na określenie, czy zarządzający funduszami są w stanie osiągać ponadprzeciętne stopy zwrotu ważone ryzykiem. Wykorzystane miary wyników funduszy inwestycyjnych (alfa Jensena, miara Famy-Frencha oraz miara Carharta) bazowały na wartościach jednostek uczestnictwa, umożliwiającymi pomiar stóp zwrotu w ujęciu miesięcznym. Dane te posłużyły z kolei do estymacji użytych modeli w rocznych zestawieniach przy wykorzystaniu metody najmniejszych kwadratów.

Pierwszym z zastosowanych sposobów pomiaru wyników jest alfa Jensena. Stanowi ona miarę porównującą zrealizowaną stopę zwrotu funduszu z oczekiwaną stopą zwrotu uwzględniającą ryzyko rynku, na którym on operuje. W wyniku dekompozycji poniższego równania można zauważyć, że miarą efektywności funduszu będzie wyraz wolny odpowiednio skonstruowanego modelu regresji. Wartość alfa Jensena ustalana jest na podstawie następującej formuły (Jensen, 1968):

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{m,t} - r_{f,t}) + \varepsilon_t \quad (1),$$

gdzie: α_i wyraża skuteczność selekcji walorów przez zarządzającego funduszem i ; β_i jest liniową funkcją ryzyka systematycznego; z kolei $r_{i,t}$ jest stopą dochodu i -tego funduszu w okresie t ; $r_{f,t}$ odnosi się do stopy dochodu wolnej od ryzyka, za którą przyjęto rentowność 7-dniowych bonów pieniężnych; zaś $r_{m,t}$ – stopą zwrotu z portfela rynkowego, reprezentowanego przez indeks WIG. Zaletą jednoczynnikowej alfy Jensena jest odporność na okresowe trendy panujące na rynku, a także możliwość porównywania wyników różnych funduszy o zbliżonym poziomie ryzyka systematycznego. Wadą tej miary jest natomiast wrażliwość na wybór portfela rynkowego, tj. benchmarku (zob. Perez, 2012).

Wraz z rozwojem narzędzi analizy rynków finansowych kolejni badacze wprowadzali zarówno do literatury przedmiotu, jak i do rynkowych opracowań, podejścia angażujące do badania efektywności, tzw. portfele naśladowujące czynniki fundamentalne. Wśród nich jednym najbardziej znanych modeli jest

z pewnością trzyczynnikowy model Famy-Frencha (1993). Uwzględnia on, obok aspektu rynkowego, czynniki związane z wielkością i wartością spółek giełdowych notowanych na GPW. Opisuje się go następującym wzorem:

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{m,t} - r_{f,t}) + \beta_{i,SMB}SMB + \beta_{i,HML}HML + \varepsilon_t \quad (2),$$

gdzie: $\beta_{i,SMB}$ oraz $\beta_{i,HML}$ stanowią miary wrażliwości stopy zwrotu funduszu i na odpowiednio: zmiany stopy zwrotu portfela SMB oraz HML ; natomiast same zmienne SMB oraz HML są stopami zwrotu z portfela reprezentującego odpowiednio czynnik wielkości spółek oraz wartości spółek. Pierwsza z wymienionych zmiennych (*Small Minus Big market capitalization*), oznaczająca premię za inwestycje w spółki o niewielkiej kapitalizacji, liczona była jako różnica między stopą zwrotu portfela składającego się z instrumentów udziałowych o małej kapitalizacji a zwrotami z portfela złożonego z akcji firm o dużej kapitalizacji w okresie t (por. Sikora, 2010). Z kolei drugi z czynników (*High Minus Low book-to-market ratio*), wyrażający premię za ryzyko w instrumenty niedowartościowane przez rynek, traktowany był jako różnica pomiędzy stopą zwrotu portfela zawierającego walory o wysokim wskaźniku wartości księgowej do wartości rynkowej a zwrotami z portfela złożonego z instrumentów o niskiej wartości wskaźnika B/M ratio w okresie t (por. Olbryś, 2010).

Kolejnym z zastosowanych narzędzi jest podejście zaproponowane przez Carharta (1997), rozszerzające ww. model o wpływ tzw. impetu wyników (*Momentum*). Konieczność uwzględnienia portfela, konstruowanego na bazie historycznych stóp zwrotu, dostrzeżona została przez Jegadeesha i Titmana (1993). Czteroczynnikowy model CAPM miał przewagę nad modelem Famy-Frencha, gdyż uwzględniał efekt utrzymywania się wyników w czasie. Równanie Carharta przybierało postać:

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{m,t} - r_{f,t}) + \beta_{i,SMB}SMB + \beta_{i,HML}HML + \beta_{i,MOM}MOM + \varepsilon_t \quad (3),$$

gdzie: $\beta_{i,MOM}$ stanowi o pomiarze wrażliwości stóp zwrotu funduszu i na zmiany stóp zwrotu portfeli nastawionych na strategię *momentum*; z kolei dodany czynnik MOM jest premią za ryzyko związane z inwestycją funduszu w instrumenty o tendencji wzrostowej i liczony jest jako różnica pomiędzy stopą zwrotu portfela zawierającego spółki charakteryzujące się krótkoterminową wysoką dochodowością a zwrotami z portfela spółek o wynikach poniżej średniej rynkowej.

Wymienione zmienne w modelach czynnikowych służyły określeniu hipotetycznej grupy portfeli, naśladujących rolę wybranych kategorii rynkowych, które powinny być dodatkowo uwzględniane w analizie wyników funduszy akcyjnych (por. Urbański, 2008). Zestawienie podsumowujące ich wielkości, w postaci sumarycznego opisu za pomocą narzędzi statystycznych, znajduje się w tabeli 1.

	Portfele wzorcowe		
	SMB	HML	MOM
liczba okresów	192	192	192
średnia	0.0040	0.0046	0.0150
mediana	-0.0003	0.0013	0.0191
maksimum	0.1669	0.2079	0.1682
minimum	-0.1128	-0.1524	-0.2366
odchylenie standardowe	0.0475	0.0524	0.0545
skośność	0.4137	0.2968	-0.8400
kurtოza	0.5730	1.4154	3.0318

Tab. 1. Statystyki opisowe dla portfeli naśladowujących czynniki SMB, HML oraz MOM. Źródło: opracowanie własne.

Informacje dotyczące poszczególnych czynników fundamentalnych, użytych w modelach (2) oraz (3), otrzymano dzięki uprzejmości dr. Adama Zaremby, który raportuje te dane dla spółek notowanych na GPW w Warszawie na stronie <http://adamzaremba.pl/downloadable-data/>. W krajach rozwiniętych istnieją odpowiednie serwisy dostarczające tego typu informacje (np. Reuters czy Bloomberg), natomiast w Polsce tworzeniem baz do celów naukowych, które zawierałyby portfele naśladowujące czynniki fundamentalne, niezależnie zajmowali się jedynie wspomniany Zaremba i Konieczka (zob. m.in. 2015 oraz 2017) oraz Olbryś (zob. m.in. 2010 oraz 2012).

Horyzontem czasowym niniejszego badania objęto okres 2000–2015. Dolna granica horyzontu badania bezpośrednio związana jest z pojawieniem się dostatecznie dużej liczby funduszy w ramach analizowanego segmentu, aby można było przeprowadzić rzetelną weryfikację hipotez. Górną granicę określili zaś moment zakończenia budowy bazy danych w ramach realizowanego projektu badawczego. Zestaw danych w postaci wartości jednostek uczestnictwa 87 zarejestrowanych krajowych funduszy akcyjnych, dla których przeprowadzono analizę, pochodził z raportów serwisu ratingowego *Analizy Online*. Należy nadmienić, że w początkowym okresie analizy funkcjonowało jedynie 10 podmiotów o uwzględnionej w badaniu polityce inwestycyjnej, zaś z każdym kolejnym rokiem ich liczba się zwiększała. Oznacza to, że próba badawcza obarczona była błędem przetrwania. Jak pokazują dotychczasowe badania, siła i wielkość jego efektu są jednak znikome (zob. Perez, 2011).

Tabela 2 zawiera informacje opisujące parametry zastosowane w użytych modelach. Statystyka opisowa wskazuje na słabą asymetrię bądź też prawie symetryczny rozkład użytych zmiennych. Z kolei rozkłady empiryczne analizowanych parametrów różnią się od teoretycznego rozkładu

normalnego, przejawiając cechy większego skoncentrowania wokół średnich niż przy rozkładzie normalnym, a zatem rozkłady są leptokurtyczne i posiadają grube ogony, szczególnie dla ponadprzeciętnych stóp zwrotu (α). Niemniej jednak należy zauważyć, że prawie wszystkie finansowe szeregi czasowe spotykane zarówno w różnego rodzaju opracowaniach rynkowych, jak i badaniach naukowych, wykazują większe lub mniejsze odstępstwa od rozkładu normalnego (por. Kraus i Litzenberg, 1976).

	Jensen	Model Fama-French			Model Carharta			
	α	α	β_{SMB}	β_{HML}	α	β_{SMB}	β_{HML}	β_{MOM}
l. funduszy	87	87	87	87	87	87	87	87
l. obserwacji	633	633	633	633	633	633	633	633
średnia	-0.0003	-0.0003	0.1911	-0.0103	-0.0002	0.1936	-0.0109	-0.0067
mediana	-0.0008	-0.0008	0.1400	-0.0067	-0.0008	0.1541	-0.0129	-0.0055
maksimum	0.0329	0.0320	1.8716	0.6578	0.0379	1.8953	0.9739	1.0100
minimum	-0.0632	-0.0512	-0.9457	-0.9102	-0.0542	-0.7074	-1.1114	-0.7713
odch. stand.	0.0093	0.0077	0.2842	0.1740	0.0085	0.2869	0.2278	0.1909
skośność	-0.5240	-0.0752	0.7346	-0.3454	-0.0736	0.8105	-0.0454	0.1786
kurtoza	5.0194	4.2993	2.6451	2.3782	4.6239	2.3769	2.8625	2.6054

Tab. 2. Statystyki opisowe dla estymowanych parametrów modeli (1), (2) oraz (3). Źródło: opracowanie własne.

Prezentując zaplanowaną procedurę badawczą, można posłużyć się zestawem trzech narzędzi. Pierwszym z nich będzie test istotności średniej w populacji. Drugim sposobem realizacji postawionego w badaniu celu będzie użycie analizy liczebności dla danych przekrojowych w kolejnych latach horyzontu badania, z wyszczególnieniem podmiotów, dla których stopa zwrotu uwzględniająca poziom ryzyka systematycznego, jak również miary jej wrażliwości na zmiany dochodowości portfeli naśladowujących, były dodatnie oraz ujemne. Trzecim sposobem określenia efektywności analizowanych podmiotów będą metody panelowe. Zestaw hipotez można skwantyfikować w sposób przedstawiony w tabeli 3.

Efektywność	Wrażliwość na wielkość spółek	Wrażliwość na wartość spółek	Wrażliwość na impet wyników
$H_0: \alpha = 0$	$H_0: \beta_{SMB} = 0$	$H_0: \beta_{HML} = 0$	$H_0: \beta_{MOM} = 0$
$H_1: \alpha \neq 0$	$H_1: \beta_{SMB} \neq 0$	$H_1: \beta_{HML} \neq 0$	$H_1: \beta_{MOM} \neq 0$

Tab. 3. Zestaw hipotez. Źródło: opracowanie własne.

Wykorzystując narzędzie przedstawione w pierwszym kroku, przyjęto hipotezy zerowe stanowiące, że:

- przeciętna efektywność funduszy inwestycyjnych, wyrażona w nadzwyczajnych wynikach inwestycyjnych (α), nie różni się istotnie od efektywności rynkowego portfela wzorcowego;
- przeciętna wrażliwość funduszy inwestycyjnych na portfele naśladowujące czynniki fundamentalne, wyrażona miarą nachylenia (β) do zmiennych oznaczających premię za wielkość spółek, wartość spółek oraz utrzymywanie się wyników w czasie, nie różni się istotnie od 0.

Ww. hipotezy weryfikowane będą za pomocą m.in. znanego testu t -Studenta dla pojedynczej próby z zadaną średnią, o następującej postaci:

$$t = \frac{\mu}{S} \sqrt{k} \quad (4),$$

gdzie: t jest to wartość statystyki t -Studenta; μ oznacza wartość średniej w próbie; S jest wartością odchylenia standardowego w próbie; zaś k to liczba obserwacji. Jako poziom ufności przyjęto standardowo wartość 0,05. Wartości zadane wynikają z założenia o braku ponadprzeciętnych stóp zwrotu oraz braku wrażliwości stóp zwrotu na zmienność. O ile fundusze akcji utrzymują portfele inwestycyjne, których stopy zwrotu silnie reagują na zmienność rynku, o tyle w przypadku portfeli wzorcowych użytych w niniejszym badaniu, ta wrażliwość nie musi być skorelowana.

Druga zastosowana procedura badawcza polega na zliczeniu otrzymanych wyników w postaci ponadprzeciętnych stóp zwrotu oraz poziomów reakcji zarządzających funduszami na zmiany portfeli naśladowujących. Ustalenie częstości miało miejsce w horyzontach rocznych, jak również w całym okresie badania. W tym przypadku znaczenie będzie miała nie tylko liczebność funduszy o dodatnich czy ujemnych wynikach, ale także liczebność funduszy o parametrach, które w wyniku estymacji były statystycznie istotne. Ww. metoda sprawdzenia, czy fundusze inwestycyjne charakteryzują się efektywnością zarządzania portfelem, pozwala jedynie na wnioskowanie pośrednie.

Ostatnia z metod związana jest z budowaniem modeli regresyjnych opartych na danych przekrojowo-czasowych. Estymacja parametrów modeli panelowych prowadzona będzie za pomocą regresji stałych efektów, uwzględniającej charakter błędów standardowych. Metody panelowe bazowały na modelach opisujących miary wyników, tj. (1), (2) oraz (3). Testowana hipoteza zerowa, w przypadku przeprowadzanej analizy regresji, mówi o tym, że fundusze inwestycyjne nie są efektywne, czyli nie są w stanie osiągać ponadprzeciętnych stóp zwrotu. Oznacza to, że wyestymowany parametr α będzie równy zero. Ponadto zakłada się brak wrażliwości zarządzających na zmiany dochodowości portfeli naśladowujących, a zatem wartości kolejnych predyktorów będą wynosiły zero. Statystyczna istotność parametrów regresji będzie weryfikowana testem t . Jeżeli obliczona wartość statystyki testowej jest większa co do modułu od wartości krytycznej odczytanej z tablic

rozkładu *t*-Studenta dla danego poziomu istotności, da to podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej. Znak wyrazu wolnego oraz współczynników regresji w przypadku ich statystycznej istotności będzie informował o ewentualnej efektywności oraz uzyskiwaniu premii za wielkość spółek, wartość spółek lub też utrzymywanie się wyników w czasie. Badanie, wykorzystujące ostatnią z metod, przeprowadzono w kilku horyzontach czasowych, tj. dla całego okresu badania oraz dla podokresów, w których obserwowano względnie stabilne tendencje rynkowe. Uzasadnieniem takiej analizy jest fakt, że wyniki funduszy korespondują z trendami panującymi na rynkach papierów wartościowych. W związku z powyższym uzasadnione wydaje się uwzględnienie charakterystyk posiadanych walorów w portfelu, opisywanych poprzez zmienne fundamentalne w różnych okresach czasowych (por. Detzel i Weigand, 1998; Gottesman i Morey, 2006). Takie podejście ma na celu identyfikację umiejętności zarządzających w okresach lepszej i gorszej koniunktury rynkowej.

4. Rezultaty badawcze

Jak wspomniano we wcześniejszej części, przyjęta procedura badawcza składa się z zestawu trzech narzędzi. W ramach pierwszego z nich efektywność funduszy inwestycyjnych ocenia się w kontekście średnich wyników dla całej analizowanej grupy podmiotów. Tabela 4 zawiera informacje o istotności różnic średnich stóp zwrotu.

	Jensen	Model Fama-French		
	A	α	β_{SMB}	β_{HML}
test t	-1.0180	-0.9788	16.9038	-1.4841
p -value	0.3091	0.3281	0.0000	0.1383
różnica średnich	-0.0004	-0.0003	0.1911	-0.0103
Dolna granica (95% przedział ufności)	-0.0011	-0.0009	0.1689	-0.0239
Górna granica (95% przedział ufności)	0.0004	0.0003	0.2133	0.0033
	Model Carharta			
	α	β_{SMB}	β_{HML}	β_{MOM}
test t	-0.6335	16.9635	-1.1995	-0.8809
p -value	0.5267	0.0000	0.2308	0.3787
różnica średnich	-0.0002	0.1936	-0.0109	-0.0067
Dolna granica (95% przedział ufności)	-0.0009	0.1712	-0.0287	-0.0216
Górna granica (95% przedział ufności)	0.0005	0.2160	0.0069	0.0082

Tab. 4. Badanie średnich stóp zwrotu dla jednej próby. Źródło: opracowanie własne.

Zestawione w tabeli 4 wartości statystyki testowej informują o braku istotnych różnic między średnią stopą zwrotu a wartością zadaną, która wynosiła 0. Hipoteza zerowa, odnosząca się do badania efektywności funduszy, w tym przypadku zakładała, że stopa zwrotu z tytułu aktywnego zarządzania portfelem instrumentów finansowych będzie wynosiła 0. Osiągnięte rezultaty nie pozwalają na odrzucenie ww. założenia, co też oznacza, że średnie ponadprzeciętne stopy zwrotu w postaci wyrazów wolnych (α), pochodzące z estymacji modeli Jensena, Fama-Frencha oraz Carharta, nie różnią się statystycznie istotnie od zera. Warto odnotować, że w każdym z trzech ww. modeli przeciętne wyniki były mniejsze od zera. Na uwagę zasługują istotne różnice między średnią a wartością 0 dla portfeli wykorzystujących małe spółki (β_{SMB}). Wartość średnich wrażliwości na czynnik odnoszący się do wielkości spółek zarówno w modelu Fama-French, jak i Carharta była istotnie różna od zera, co oznacza, że fundusze akcji starają się realizować premie za inwestycje w spółki o niewielkiej kapitalizacji. Drugie z zastosowanych podejść związane jest z wnioskowaniem pośrednim na podstawie liczebności podmiotów osiągających dodatnie oraz ujemne wyniki. W tabeli 5 zestawiono również liczbę statystycznie istotnych współczynników uzyskanych w wyniku 633 estymacji.

Na podstawie rocznych obserwacji oraz zestawienia wyników inwestycyjnych w całym horyzoncie badania, mierzonych współczynnikiem alfa, odnotowano, że fundusze znacznie częściej uzyskiwały ujemne rezultaty inwestycyjne. Oznacza to przewagę nieefektywnych funduszy akcji na rynku polskim. Należy jednak pamiętać, że użyta w tej części procedura oceny wyników dostarcza jedynie pośrednich dowodów na wnioskowanie co do efektów inwestycyjnych, a odsetek statystycznie istotnych parametrów wykorzystanych modeli kształtował się w przedziale 12%–30%. Niemniej jednak otrzymane wstępne rezultaty są zgodne z hipotezą rynku efektywnego. Jednocześnie należy zwrócić uwagę na zdecydowane korzystanie przez zarządzających z premii za wielkość spółek. Zauważono znaczącą wrażliwość stóp zwrotu funduszy inwestycyjnych na zmiany wyników inwestycyjnych osiąganych przez spółki o niewielkiej kapitalizacji (β_{SMB}). W kontekście pozostałych portfeli naśladowujących (β_{HML} oraz β_{MOM}) trudno wskazać na stabilne w czasie style inwestycyjne, którymi mogły się posługiwać fundusze.

Obserwując liczebności dodatnich i ujemnych parametrów modeli, pozwalających oceniać efektywność analizowanych podmiotów, można dostrzec również okresy, w których dominowały dodatnie, przewyższające benchmark wyniki inwestycyjne (np. 2006 oraz 2013), oraz okresy charakteryzujące się ujemnymi wynikami osiąganymi przez zarządzających funduszami (np. 2005, 2008 oraz 2014). Niemniej jednak na podstawie nadwyżkowych stóp zwrotu (α), będących wynikiem estymacji wybranych modeli CAPM, ciężko o jednoznaczne zdefiniowanie trendu rynkowego dla części rocznych okresów (np. 2010 oraz 2015). Niniejsze badanie będzie kontynuowane na podstawie narzędzi bazujących na modelach regresji panelowych zarówno dla całego okresu badania, jak i wydzielonych podokresów (zob. tabela 6).

Rok	Jensen		Model Fama-French					
	A		α		β_{SMB}		β_{HML}	
	dodatnie	Ujemne	dodatnie	ujemne	dodatnie	ujemne	dodatnie	ujemne
2000	7 (3)	3 (0)	7 (2)	3 (0)	7 (2)	3 (0)	5 (2)	5 (1)
2001	7 (1)	4 (0)	7 (0)	4 (0)	4 (0)	7 (2)	2 (0)	9 (2)
2002	4 (0)	8 (1)	3 (0)	9 (0)	6 (0)	6 (0)	12 (0)	0 (0)
2003	12 (3)	3 (0)	9 (0)	6 (0)	10 (2)	5 (0)	14 (2)	1 (0)
2004	11 (0)	5 (0)	14 (1)	2 (0)	6 (1)	10 (0)	1 (0)	15 (1)
2005	2 (1)	16 (7)	2 (0)	16 (8)	16 (1)	2 (0)	5 (0)	13 (1)
2006	19 (7)	3 (0)	16 (1)	6 (0)	13 (4)	9 (0)	10 (1)	12 (1)
2007	17 (3)	13 (1)	12 (2)	18 (2)	24 (13)	6 (0)	24 (3)	6 (0)
2008	6 (0)	36 (16)	13 (0)	29 (4)	34 (18)	8 (0)	10 (0)	32 (3)
2009	25 (3)	23 (3)	14 (2)	34 (7)	32 (10)	16 (3)	37 (12)	11 (0)
2010	24 (7)	25 (3)	20 (4)	29 (4)	35 (15)	14 (2)	32 (1)	17 (3)
2011	9 (0)	50 (27)	29 (1)	30 (3)	47 (12)	12 (1)	12 (0)	47 (8)
2012	15 (0)	48 (11)	30 (7)	33 (11)	54 (41)	9 (2)	38 (6)	25 (5)
2013	55 (32)	21 (2)	53 (23)	23 (2)	68 (21)	8 (1)	41 (6)	35 (5)
2014	11 (1)	68 (27)	18 (3)	61 (13)	54 (16)	25 (4)	25 (1)	54 (7)
2015	65 (22)	18 (4)	30 (0)	53 (5)	73 (20)	10 (1)	34 (2)	49 (5)
Razem	289 (83)	344 (102)	277 (46)	356 (59)	483 (176)	150 (16)	302 (36)	331 (42)
Rok	Model Carharta							
	α		β_{SMB}		β_{HML}		β_{MOM}	
	dodatnie	ujemne	dodatnie	ujemne	dodatnie	ujemne	dodatnie	ujemne
2000	7 (2)	3 (0)	7 (1)	3 (0)	5 (2)	5 (2)	5 (1)	5 (1)
2001	6 (0)	5 (0)	2 (1)	9 (0)	2 (0)	9 (2)	6 (0)	5 (1)
2002	3 (0)	9 (0)	6 (0)	6 (0)	12 (0)	0 (0)	10 (0)	2 (0)
2003	11 (1)	4 (0)	11 (2)	4 (0)	9 (1)	6 (0)	5 (0)	10 (1)
2004	14 (1)	2 (0)	6 (1)	10 (0)	1 (0)	15 (1)	7 (0)	9 (1)
2005	2 (0)	16 (9)	15 (3)	3 (0)	10 (1)	8 (0)	11 (3)	7 (2)
2006	15 (2)	7 (0)	13 (4)	9 (1)	9 (2)	13 (4)	10 (3)	12 (3)

Rok	Model Carharta							
	α		β_{SMB}		β_{HML}		β_{MOM}	
	dodatnie	ujemne	dodatnie	ujemne	dodatnie	ujemne	dodatnie	ujemne
2007	9 (1)	21 (2)	24 (13)	6 (1)	26 (6)	4 (0)	22 (5)	8 (2)
2008	12 (1)	30 (3)	34 (15)	8 (1)	13 (1)	29 (2)	25 (3)	17 (2)
2009	15 (2)	33 (7)	34 (7)	14 (2)	35 (8)	13 (0)	25 (5)	23 (1)
2010	20 (4)	29 (3)	35 (15)	14 (2)	31 (1)	18 (3)	25 (4)	24 (3)
2011	34 (1)	25 (1)	47 (11)	12 (1)	13 (0)	46 (13)	15 (2)	44 (12)
2012	30 (6)	33 (6)	50 (30)	13 (4)	29 (6)	34 (8)	29 (5)	34 (8)
2013	51 (15)	25 (3)	68 (20)	8 (1)	42 (1)	34 (4)	33 (1)	43 (3)
2014	20 (3)	59 (9)	50 (13)	29 (3)	25 (0)	54 (7)	25 (3)	54 (5)
2015	27 (0)	56 (4)	73 (19)	10 (1)	43 (2)	40 (1)	55 (2)	28 (0)
Razem	276 (39)	357 (47)	475 (155)	158 (17)	305 (31)	328 (47)	308 (37)	325 (45)

Uwaga: W nawiasach przedstawiono liczbę statystycznie istotnych parametrów modeli (1), (2) oraz (3).

Tab. 5. Zestawienie rocznej liczebności szacowanych parametrów regresji z podziałem na wartości dodatnie oraz ujemne. Źródło: opracowanie własne.

Wykorzystując miesięczne dane o charakterze przekrojowo-czasowym dla 87 podmiotów działających w okresie 2000–2015, można było oszacować parametry regresji jedno-, trzy- i czteroczynnikowych modeli CAPM. Współczynniki alfa, interpretowane w literaturze przedmiotu jako ponadprzeciętne stopy zwrotu, okazywały się ujemne dla całego horyzontu badania. Wraz z wydzieleniem podokresów, tożsamych z relatywnie stabilnymi trendami na rynku papierów wartościowych, można dostrzec, że zarządzający funduszami akcji są w stanie przewyższać wynikami wzorzec odniesienia, ale jedynie w okresie sprzyjającej koniunktury rynkowej (np. 2012–2015). W czasie gorszych tendencji panujących na rynku (np. 2008–2011) nie wykazywali się oni umiejętnościami doboru walorów do portfela, aby możliwe było dostarczenie klientom tych instytucji finansowych ponadprzeciętnych stóp zwrotu. W pozostałych dwóch podokresach pojawiły się różnice w poziomach istotności otrzymanych dla parametru α w modelach Jensena, Fama-Frencha i Carharta. Istotne powiązanie zwykłych stóp zwrotu, będących zmiennymi zależnymi, ze zmianami wartości indeksu giełdowego (β) jest zrozumiałe dla podmiotów, mających w swoich portfelach głównie papiery właścicielskie. Dla większości wykorzystanych modeli regresji czynnik związany z portfelem naśladowującym wielkość spółek okazywał się determinantą wyników funduszy. Z wyjątkiem pierwszego analizowanego podokresu (2000–2003)

we wszystkich pozostałych oraz w całym horyzoncie badania stopy zwrotu analizowanych funduszy akcji były wrażliwe na zmiany dochodowości spółek o niewielkiej kapitalizacji, o czym świadczy dodatni i statystycznie istotny parametr β_{SMB} . Dla pozostałych czynników, określanymi jako portfele naśladowujące, otrzymane rezultaty nie były jednoznaczne. Generalnie należy zauważyć, że poszczególne parametry, będące ponadprzeciętnymi stopami zwrotu oraz wartościami premii z czynników fundamentalnych, przyjmowały zbliżone wartości zarówno w tożsamych podokresach, jak i całym horyzoncie badania, niezależnie od użytego modelu.

Panel A: Jensen

	cały okres	2000–2003	2004–2007	2008–2011	2012–2015
<i>A</i>	-0.000540** 0.000272	0.001326 0.000922	0.001554** 0.000669	-0.004163*** 0.000504	0.001020*** 0.000389
<i>B</i>	0.844297*** 0.004712	0.741593*** 0.012347	0.870063*** 0.012018	0.869976*** 0.006739	0.802859*** 0.010117
Obserwacje	7969	601	1159	2496	3713
Fundusze	87	15	52	62	87
R-kwadrat	0.8038	0.8629	0.8299	0.8737	0.6398
test F	371.0570***	245.4762***	129.6753***	271.3965***	74.0069***

Panel B: Fama-French

	cały okres	2000–2003	2004–2007	2008–2011	2012–2015
<i>A</i>	-0.000499* 0.000261	0.001499 0.000942	-0.000027 0.000658	-0.002322*** 0.000542	0.001114*** 0.000369
<i>B</i>	0.848651*** 0.004638	0.739198*** 0.012986	0.839837*** 0.011623	0.867162*** 0.006874	0.876295*** 0.012049
β_{SMB}	0.180514*** 0.006626	-0.011950 0.018036	0.131846*** 0.013182	0.228877*** 0.015895	0.246900*** 0.011740
β_{HML}	0.029699*** 0.005915	-0.012787 0.014631	0.004616 0.013761	0.039539*** 0.010898	0.006162 0.011813
Obserwacje	7969	601	1159	2496	3713
Fundusze	87	15	52	62	87
R-kwadrat	0.8207	0.8631	0.8491	0.8851	0.6795
test F	405.1312***	216.2650***	142.5152***	292.6834***	86.2886***

Panel C: Carhart

	cały okres	2000–2003	2004–2007	2008–2011	2012–2015
A	-0.000047 0.000281	0.002959*** 0.000991	-0.000461 0.000708	-0.002309*** 0.000544	0.000843* 0.000443
B	0.845226*** 0.004704	0.753491*** 0.013242	0.830202*** 0.012995	0.865957*** 0.007892	0.879807*** 0.012456
β_{SMB}	0.175953*** 0.006707	0.016357 0.019003	0.132453*** 0.013177	0.227140*** 0.016851	0.253321*** 0.013084
β_{HML}	0.010054 0.007527	-0.024065 0.014669	0.017173 0.015710	0.036883*** 0.013846	0.019083 0.016574
β_{MOM}	-0.027496*** 0.006527	-0.082128*** 0.019448	0.024545* 0.014850	-0.003840 0.012344	0.016329 0.014692
Obserwacje	7969	601	1159	2496	3713
Fundusze	87	15	52	62	87
R-kwadrat	0.8211	0.8672	0.8495	0.8851	0.6796
test F	401.6785***	211.1388***	139.6256***	288.0750***	85.3491***

Tab. 6. Modele regresji nadwyżkowych stóp zwrotu funduszy inwestycyjnych na podstawie miesięcznych danych przekrojowo-czasowych. Źródło: opracowanie własne.

5. Zakończenie

Celem niniejszej pracy było przeprowadzenie oceny efektywności alokacji aktywów funduszy inwestycyjnych. Zamierzenie to zostało zrealizowane przez użycie zarówno zestawu różnorodnych narzędzi badawczych, jak i miar wyników bazujących na parametrach modeli jedno-, trzy oraz czteroczynnikowych. Otrzymane rezultaty mogą być interesujące z perspektywy czysto badawczej, a także praktycznej – szczególnie dla klientów instytucji zbiorowego inwestowania.

Generalnie, otrzymane rezultaty wskazują na brak wyników, które znacząco przewyższały wzorzec odniesienia, raportowanie znacznie częściej wartości nieprzewyższających przeciętne efekty alokacji aktywów, jak również ewidencjonowanie ujemnych lub statystycznie nieistotnych parametrów określonych jako ponadprzeciętne stopy zwrotu. Ustalenia te świadczą o deficycie umiejętności zarządzających funduszami, co nie powinno jednak dziwić w kontekście założenia wynikającego z teorii rynku efektywnego. Otrzymane rezultaty mogą być jednak spowodowane ograniczeniami w zastosowanych narzędziach badawczych. Pokazanie braku ponadprzeciętnych rezultatów inwestycyjnych z wykorzystaniem wieloczynnikowych modeli CAPM może

być wynikiem przetwarzania przez zarządzających jedynie informacji podawanych do publicznej wiadomości lub też niewykorzystywaniu przewagi konkurencyjnej, polegającej na docieraniu do wiadomości rynkowych pochodzących ze źródeł innych niż ogólnodostępne.

Ustalenia pochodzące z polskiego rynku funduszy, będącego wciąż rynkiem rozwijającym się, są zbliżone do tych spotykanych w amerykańskich, czy też zachodnioeuropejskich opracowaniach (np. Malkiel, 1995; Otten i Bams, 2002). Generalnie, przeciętne wyniki osiągnięte przez polskie fundusze inwestycyjne okazywały się niższe od zwrotów z portfela referencyjnego. Osiąganie lepszych bądź gorszych wyników było raczej związane ze szczęściem niż umiejętnościami menedżerskimi. Nawet po udokumentowaniu krótkookresowych ponadprzeciętnych wyników, po wydłużeniu okresu analizy korzystne wyniki znikły, co też jest zgodne z ustaleniami np. Huij i Verbeeka (2007). Niemniej jednak nie można całkowicie wykluczyć istnienia umiejętności selekcji walorów wśród zarządzających portfelami, co też może wynikać z korzystania np. z premii za posiadanie spółek o małej kapitalizacji.

Należy jednak zwrócić uwagę na fakt, iż rynek funduszy inwestycyjnych dla osób zarządzających portfelami jest rynkiem pracy o stosunkowo dużej rotacji. Wysoka częstotliwość zmiany miejsca zatrudnienia, wynikająca z przemieszczania się zarządzających między funduszami (np. w związku z oferowaniem im lepszych warunków finansowych przez inne TFI, bądź też rezygnowania z ich usług przy braku satysfakcjonujących efektów inwestycyjnych), mogła doprowadzać do braku utrzymywania przez fundusze stabilnych wyników przewyższających portfel rynkowy (por. Khorana, 2001; Clare i in., 2014). W związku z powyższym interesującym obszarem badawczym w przyszłości wydaje się analiza poświęcona ocenie wyników inwestycyjnych samych zarządzających portfelami, niezależnie od funduszu, w którym byli zatrudnieni.

Zaletą przedkładanego artykułu, poświęconego analizie efektywności, ale też umiejętnościom menedżerskim polskich zarządzających funduszami, jest użycie relatywnie dużej próby badawczej dla dość długiego okresu badania. Ponadto opracowanie wykorzystuje zestaw uzupełniających się trzech narzędzi, które zwiększają stopień pewności we wnioskowaniu statystycznym. Ograniczeniem zaś jest użycie jedynie bezwarunkowych sposobów pomiaru efektów alokacji aktywów. Jak wynika z poczynionych ustaleń literaturowych, do tej pory na rynku polskim powstały jedynie dwa opracowania traktujące miary warunkowe (zob. Olbryś, 2009; Zamojska, 2012) w ocenie efektywności polskich funduszy. A zatem rozszerzenie palety wskaźników o miary zależne od informacji i okresu, w jakim zmieniają się średnie stopy dochodu z inwestycji we wzorzec odniesienia oraz stopy zwrotu funduszy, przy jednoczesnym wykorzystaniu metod panelowych będzie stanowić istotną przesłankę do dalszych badań.

Przypisy

- ¹ Więcej na temat pomiaru efektywności zarządzania aktywami finansowymi zob. Borowski (2014).
- ² Rankingami funduszy zajmowali się również Witkowska (2009), Kompa i Witkowska (2010) czy choćby Karpio i Żebrowska-Suchodolska (2015).

Bibliografia

- Borowski, K. (2014). *Miary efektywności zarządzania na rynkach finansowych*. Warszawa: Difin.
- Blake, D. i Timmermann, A. (1998). Mutual Fund Performance: Evidence for the UK. *Review of Finance*, 2(1), 57–77, <https://doi.org/10.1023/A:1009729630606>
- Carhart, M.M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 57–82, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x>
- Cesari, R. i Panetta, F. (2002). The Performance of Italian Equity Funds. *Journal of Banking and Finance*, 26(1), 99–126, [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(00\)00174-6](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(00)00174-6)
- Clare, A., Motson, N., Sapuric, S. i Todorovic, N. (2014). What impact does a change of fund manager have on mutual fund performance? *International Review of Financial Analysis*, 35, 167–177, <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2014.08.005>
- Dahlquist, M., Engström, S. i Söderlind, P. (2000) Performance and Characteristics of Swedish mutual Funds. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35(3), 409–423, <https://doi.org/10.2307/2676211>
- Dawidowicz, D. (2008). *Fundusze inwestycyjne. Rodzaje, typy, metody pomiaru i ocena efektywności*. Warszawa: CeDeWu.
- Dawidowicz, D. (2012). Efektywność nowych funduszy inwestycyjnych – analiza porównawcza. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Wydziałowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, 106, 369–378.
- Detzel, F.L. i Weigand, R.A. (1998). Explaining Persistence in Mutual Fund Performance. *Financial Services Review*, 7(1), 45–55, [https://doi.org/10.1016/S1057-0810\(99\)80012-2](https://doi.org/10.1016/S1057-0810(99)80012-2)
- Detzler, M.L. (1999). The Performance of Global Bond Mutual Funds. *Journal of Banking and Finance*, 23(8), 1195–1217, [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(99\)00005-9](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(99)00005-9)
- Du, D., Huang, Z. i Blanchfield, P.J. (2009). Do fixed income mutual fund managers have managerial skills? *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 49(2), 378–397, <https://doi.org/10.1016/j.qref.2008.02.005>
- Elton, E.J., Gruber, M.J. i Blake, Ch.R. (1996a). Survivorship bias and mutual fund performance. *The Review of Financial Studies*, 9(4), 1097–1120, <https://doi.org/10.1093/rfs/9.4.1097>
- Elton, E.J., Gruber, M.J. i Blake, C. (1996b). The Persistence of Risk-Adjusted Mutual Fund Performance. *Journal of Business*, 69(2), 133–157, <https://doi.org/10.1086/209685>
- Fama, E.F. (1970). Efficient Capital Markets: a Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, 25(2), 383–417, <https://doi.org/10.2307/2325486>
- Fama, E.F. i French, K.R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3–56, [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)
- Filip, D. (2017). Rozproszenie wyników polskich funduszy inwestycyjnych. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, 325, 31–44.
- Friend, I., Blume, M.E. i Crockett, J. (1970). *Mutual Funds and Other Institutional Investors – A new perspective*. New York: McGraw Hill Book Company.
- Fung, W. i Hsieh, D.A. (2004). Hedge Fund Benchmarks: A Risk-Based Approach. *Financial Analysts Journal*, 60(5), 65–80, <https://doi.org/10.2469/faj.v60.n5.2657>

- Gottesman, A.A. i Morey, M.R. (2006). Manager education and mutual fund performance. *Journal of Empirical Finance*, 13(2), 145–182, <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2005.10.001>
- Górski, M. i Chrust, K. (2009). Fundusze parasolowe w Polsce – efektywność i ryzyko strategii inwestycyjnych. *Problemy Zarządzania*, 23(1), 46–76.
- Grinblatt, M. i Titman, S. (1994). A Study of Monthly Mutual Fund Returns and Performance Evaluation Techniques. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29(3), 419–444, <https://doi.org/10.2307/2331338>
- Henriksson, R.D. (1984). Market Timing and Mutual Fund Performance: An Empirical Investigation. *The Journal of Business*, 57(1), 73–96, <https://doi.org/10.1086/296225>
- Huij, J. i Derwall, J. (2008). “Hot Hands” in bond funds. *Journal of Banking & Finance*, 32(4), 559–572, <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2007.04.023>
- Huij, J. i Verbeek, M. (2007). Cross-sectional learning and short-run persistence in mutual fund performance. *Journal of Banking and Finance*, 31(3), 973–997, <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2006.08.002>
- Jajuga, K. i Jajuga, T. (2007). *Inwestycje. Instrumenty finansowe, aktywa niefinansowe, ryzyko finansowe, inżynieria finansowa*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Jamróz, P. (2013). Efektywność wybranych FIO rynku akcji w latach 2003–2011. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 63, 193–206.
- Jegadeesh, N. i Titman, S. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1), 65–91, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb04702.x>
- Jensen, M. (1968). The Performance of Mutual Funds in the Period 1945–1964. *Journal of Finance*, 23(2), 389–416, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1968.tb00815.x>
- Jurek-Wasilewska, K. (2014). Efektywność inwestowania w otwartych funduszach inwestycyjnych w Polsce w latach 2001–2010. *Finanse i Prawo Finansowe*, 1(1), 20–33.
- Karpio, A. i Żebrowska-Suchodolska, D. (2015). Badanie stabilności wyników funduszy inwestycyjnych przy użyciu miar efektywności opartych na współczynniku Sharpe’a. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 75, 221–231.
- Khorana, A. (2001). Performance changes following top management turnover: Evidence from open-end mutual funds. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 36(3), 371–393, <https://doi.org/10.2307/2676288>
- Kompa, K. i Witkowska, D. (2010). Porównanie efektywności wybranych otwartych funduszy inwestycyjnych w okresie hossy i bessy. *Acta Scientiarum Polonorum Oeconomia*, 9(3), 169–180.
- Kraus, A. i Litzenberg, R. (1976). Skewness Preference and the Valuation of Risk Assets. *Journal of Finance*, 31(4), 1085–1100, <https://doi.org/10.2307/2326275>
- Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock, Portfolios and Capital Budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13–37, <https://doi.org/10.2307/1924119>
- Malkiel, B.G. (1995). Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991. *The Journal of Finance*, 50(2), 549–572, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb04795.x>
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77–91, <https://doi.org/10.2307/2975974>
- Miziołek, T. i Trzebiński, A.A. (2017). Efektywność polskich funduszy inwestycyjnych – przegląd metod i literatury. *Finanse*, 1(10), 93–119.
- Moskał, A. i Zawadzka, D. (2016). Efektywność wybranych funduszy akcji małych i średnich spółek w latach 2010–2014. *Annales Universitatis Mariae Curie-Skłodowska, sectio H – Oeconomia*, 49(4), 413–423, <https://doi.org/10.17951/h.2015.49.4.413>
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34(4), 768–783, <https://doi.org/10.2307/1910098>
- Olbryś, J. (2009). Conditional market-timing models for mutual fund performance evaluation. *Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego*, 7(4/2), 519–532.

- Olbrys J. (2010). Ocena efektywności zarządzania portfelem funduszu inwestycyjnego z wykorzystaniem wybranych wieloczynnikowych modeli market-timing. *Optimum. Studia Ekonomiczne*, 4(48), 44–61.
- Olbrys J. (2012). Wieloczynnikowe hybrydowe modele market-timing polskich funduszy inwestycyjnych. *Studia Ekonomiczne Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, 97, 149–161.
- Otten, R. i Bams, D. (2002). European Mutual Fund Performance. *European Financial Management*, 8(1), 75–101, <https://doi.org/10.1111/1468-036X.00177>
- Perez, K. (2011). Analyzing short-term persistence in Polish mutual funds performance. *Advances in Global Management Development*, 20, 157–164.
- Perez, K. (2012). *Efektywność funduszy inwestycyjnych. Podejście techniczne i fundamentalne*. Warszawa: Difin.
- Sharpe, W.F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425–442, <https://doi.org/10.2307/2977928>
- Sikora, T. (2010). Analiza wyników funduszy inwestycyjnych w Polsce z wykorzystaniem wnioskowania bayesowskiego. *Materiały i Studia NBP*, 248.
- Urbański, S. (2008). Wpływ innowacji wybranych czynników na równowagę cenową walorów notowanych na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie. *Bank i Kredyt*, 39(7), 37–49.
- Witkowska, D. (2009). Efektywność wybranych funduszy akcyjnych w latach 2005–2007. *Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, 74, 39–61.
- Wittrock, C. i Steiner, M. (1995). Performance-messung ohne Rückgriff auf Kapitalmarkttheoretische Renditeerwartungsmodelle. *Kredit und Kapital*, 1–45.
- Zamojska, A. (2012). *Efektywność funduszy inwestycyjnych w Polsce. Studium teoretyczno-empiryczne*. Warszawa: Wydawnictwo C.H. Beck.
- Zaremba, A. i Konieczka, P. (2015). Are Value, Size and Momentum Premiums in CEE Emerging Markets Only Illusionary? *Finance a úvěr-Czech Journal of Economics and Finance*, 65(1), 84–104.
- Zaremba, A. i Konieczka, P. (2017). Size, value, and momentum in Polish equity returns: Local or international factors? *International Journal of Management and Economics*, 53(3), 26–47, <https://doi.org/10.1515/ijme-2017-0017>
- Zawadzki, K. (2013). Efektywność inwestowania kapitału w fundusze inwestycyjne w Polsce. *Przegląd Organizacji*, 8, 48–53.