

POMIAR WYNIKÓW ORAZ RYZYKA POLSKICH FUNDUSZY INWESTYCYJNYCH¹

Dariusz Filip

Instytut Socjologii

Uniwersytet Kardynała Stefana Wyszyńskiego w Warszawie

Abstrakt. Artykuł koncentruje się na dokonaniu wstępnej oceny efektów gospodarowania funduszy inwestycyjnych działających w Polsce w latach 2000–2015. Wykorzystując dużą próbę badawczą, składającą się z 221 krajowych funduszy, dokonano analizy wyników osiągniętych w trzech segmentach: akcji, mieszanych oraz obligacji. Przy użyciu zarówno tradycyjnych miar wyników, jak i popularnych miar ryzyka możliwe było ustalenie, czy polskie fundusze posiadają zdolność osiągania ponadprzeciętnych rezultatów. W wyniku przeprowadzonej analizy zaobserwowano, że fundusze uzyskiwały generalnie gorsze średnie stopy zwrotu niż wzorzec odniesienia. Jednak ostatecznie rezultaty w większości przypadków nie były statystycznie istotne. Zwiększenie poziomu ryzyka funduszy odpowiadało zwiększeniu zaangażowania inwestycji w papiery właścicielskie.

Słowa kluczowe: fundusze inwestycyjne, wyniki, ryzyko, efektywność

WSTĘP

W trakcie funkcjonowania funduszy inwestycyjnych dokonuje się próby oceny efektywności, a więc ustalania poziomu wyników w porównaniu m.in. z benchmarkiem. Drugim elementem oceny efektów gospodarowania jest pomiar ryzyka towarzyszącego inwestycjom. Generalnie badanie efektów gospodarowania jest szczególnie istotne z perspektywy weryfikacji hipotezy rynku efektywnego, co

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

też pozwala odnieść się do ewentualnej ponadprzeciętności wyników. Ponadto oprócz perspektywy czysto poznawczej ważna wydaje się być również kwestia praktyczna opisywanego zagadnienia. Osiągane efekty gospodarowania aktywami przez poszczególne fundusze mogą wpływać na decyzje inwestycyjne potencjalnych klientów, sugerując o ewentualnym potencjale skutecznego zarządzania powierzonymi środkami. Z kolei same instytucje finansowe skrupulatnie mogą wykorzystywać fakt posiadania odpowiednich cech efektywności w grze rynkowej i przekazach medialnych.

Celem tego opracowania jest ocena gospodarowania funduszy inwestycyjnych poprzez zestawienie osiągniętych stóp zwrotu z poziomem ryzyka inwestycyjnego podejmowanego przez fundusze. Niniejsza praca, razem z ustaleniami Filipa [2016], może być traktowana jako wprowadzenie do oceny efektywności funduszy inwestycyjnych i stanowi podstawę do dalszych rozważań i analiz w tym zakresie.

Struktura prezentowanego artykułu jest następująca. W pierwszej części w sposób syntetyczny przedstawiono dorobek naukowy w ramach oceny efektywności funduszy inwestycyjnych. Następnie opisano wykorzystane miary wyników, podejście badawcze oraz źródła danych. Kolejną część stanowią ustalenia empiryczne. Na końcu dokonano podsumowania, w którym nakreślono najważniejsze ustalenia.

KRÓTKI PRZEGLĄD LITERATURY PRZEDMIOTU

W ramach dorobku naukowego dotyczącego funduszy inwestycyjnych, regularnie podejmowanym tematem jest ocena efektów gospodarowania pośredników finansowych. W fundamentalnych badaniach dla opisywanego zagadnienia [Sharpe 1964, Mossin 1966] opracowano model wyceny aktywów kapitałowych (CAPM), służący do tłumaczenia przekrojowych różnic w stopach zwrotu, oraz zaproponowano sposoby pomiaru ryzyka w inwestycjach [Lintner 1965, Blume 1971]. Umożliwiło to stworzenie narzędzi mierzących wyniki funduszy inwestycyjnych. Wczesne badania Sharpe'a [1966] czy choćby Carlsona [1970] wskazywały, że fundusze nie są w stanie dostarczać ponadprzeciętnych wyników ze względu na m.in. potrącanie przez fundusze opłaty za zarządzanie oraz inne koszty. Późniejsze prace [Grinblatt i Titman 1989, Goetzmann i Ibbotson 1994] wskazują z kolei na systematyczne generowanie przez fundusze dodatnich wyników, które są w stanie pokrywać koszty, ewentualnie je przewyższać. Trudności związane z raportowaniem osiągniętych ponadprzeciętnych wyników, autorzy tłumaczyli posiadanymi cechami organizacyjnymi funduszy [Chen i in. 2004] lub też umiejętnością samych zarządzających [Daniel i in. 1997].



Bardziej współczesne prace dostarczały kolejnych narzędzi pomiaru wyników [Carhart 1997] bądź też nowych podejść badawczych [Kosowski i in. 2006, Holmes i Faff 2007]. Dzięki temu, w ramach literatury odnoszącej się do efektywności wyników, część prac uwzględniała posiadanie przez menedżerów szczególnych umiejętności pozwalających przewyższać wynikiem rynek [Li i in. 2011, Ferson i Mo 2016].

W rodzimej literaturze przedmiotu większość prac poświęcona jest również analizie wyników w kontekście oceny dostarczania inwestorom ponadprzeciętnych stóp zwrotu. Wcześniej wydane prace [Miziołek 1997, Czekaj i in. 2001] dostarczały dowodów za odrzuceniem hipotezy o istnieniu funduszy dostarczających wyników przewyższających rynek. W nowszych pracach większą wagę przykładano do oceny jakości zarządzania portfelem inwestycyjnym, odnosząc się np. do zdolności menedżerów do przewidywania sytuacji rynkowej [Olbrys 2010, Jamróz i Jamróz 2012, Węgrzyn 2015] bądź też stabilności wyników w czasie [Jackowicz i Filip 2009, Zaremba 2010, Zamojska 2011]. Poza nielicznymi przykładami badań empirycznych wciąż nie ma jednoznacznych dowodów za odrzuceniem koncepcji efektywnego rynku pośrednictwa finansowego w zakresie dostępnych informacji.

WYKORZYSTANE DANE

Dane o wynikach funduszy oraz o wykorzystanych benchmarkach zostały zaczerpnięte z raportów instytucji tworzącej serwis informacyjny poświęcone funduszom inwestycyjnym – *analizy online*. W badaniu zostały wykorzystane informacje o wartościach jednostek uczestnictwa 221 otwartych funduszy inwestycyjnych w podziale na trzy główne segmenty: fundusze akcji (83 podmioty), fundusze mieszane (69 podmiotów), oraz fundusze obligacji (69 podmiotów). Szczegółowe dane na temat liczebności próby w poszczególnych latach analizy zostały przedstawione w tabeli 1.

TABELA 1. Liczba otwartych funduszy inwestycyjnych

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

Źródło: Opracowanie własne.



Zbiór danych nie zawierał informacji o funduszach, które zostały zlikwidowane, w związku z tym można mówić o próbie obciążonej błędem przetrwania. Niemniej jednak błąd ten w polskich realiach, jak pokazano w badaniu Gabryelczyk [2005] poświęconemu polskim funduszom inwestycyjnym, nie stanowi istotnego zagrożenia w zniekształcaniu rezultatów. Ponadto ze względu na stosunkowo małą liczbę funduszy zrównoważonych oraz funduszy stabilnego wzrostu, szczególnie w początkowym okresie badania, zdecydowano się na połączenie wyżej wymienionych dwóch typów funduszy w jedną grupę funduszy mieszanych. Zaletą takiego rozwiązania jest umożliwienie empirycznej weryfikacji hipotezy badawczej oraz dokonanie oceny efektów gospodarowania całej grupy funduszy mieszanych. Z kolei wśród wad należy wymienić utrudnioną porównywalność wyników w stosunku do przyjętego wzorca odniesienia. Autor jest świadomy umiarkowanego dopasowania do benchmarku serii danych uwzględniających odczuwalne różnice stylów inwestycyjnych poszczególnych podgrup funduszy. Jednak jak przedstawiono we wprowadzeniu, niniejsza analiza ma charakter wstępny szczególnie segmenty wyżej wymienionych funduszy natomiast zasługują na odrębne ujęcie w szczegółowych badaniach.

Horyzont czasowy analizy ustalono na lata 2000–2015. Tak oznaczony czas badania pozwoli na wyróżnienie różnych podokresów rynkowych odpowiadających poszczególnym cyklom koniunkturalnym ze zdefiniowanymi trwałymi tendencjami wzrostowymi lub spadkowymi. Uwzględnionymi podokresami były 48-miesięczne cykle dotyczące lat 2000–2003, 2004–2007, 2008–2011 oraz 2012–2015.

CHARAKTERYSTYKA UŻYTYCH MIAR WYNIKÓW ORAZ RYZYKA

W ramach wskaźników oceny gospodarowania funduszy inwestycyjnych wyróżnia się miary wyników oraz miary ryzyka. Wykorzystane w badaniu miary wyników funduszy inwestycyjnych bazują na wartościach jednostek uczestnictwa. Pierwszą z nich jest logarytmiczna stopa dochodu (ang. *compounded return*), odpowiadająca kapitalizacji ciągłej. Zaletą takiego pomiaru jest odnotowywanie zmniejszonych odchyłeń, co też przekłada się na niwelowanie wewnętrznych wahań wartości w przeciwieństwie do arytmetycznej stopy zwrotu. W tym celu wykorzystuje się następujący wzór [Meucci 2010]:

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

gdzie:

$r_{i,t}$ – logarytmiczna stopa dochodu i -tego funduszu w okresie t ,

$UP_{i,t-1}$ – wartości netto jednostek uczestnictwa i -tego funduszu na koniec (t) i początek ($t-1$) analizowanego okresu.

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

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

gdzie:

$SR_{i,t}$ – wskaźnik Sharpe'a dla i -tego funduszu w okresie t ,

$\bar{r}_{i,t}$ – średnia stopa dochodu i -tego funduszu w okresie t ,

$r_{f,t}$ – właściwa pod względem terminu stopa wolna od ryzyka,

$\sigma(r_{i,t})$ – odchylenie standardowe stopy dochodu i -tego funduszu w okresie t .

Średnia stopa dochodu oraz odchylenie standardowe obliczane są na podstawie obserwacji miesięcznych.

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

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

gdzie:

$TR_{i,t}$ – wskaźnik Treynora dla i -tego funduszu w okresie t ,

$\beta(r_{i,t})$ – ryzyko systematyczne i -tego funduszu w okresie t .

Wartości Beta obliczane są na podstawie miesięcznych obserwacji.

Współczesna teoria portfelowa korzysta z modelu CAPM² w celu estymacji oczekiwanej stopy zwrotu, która jest liniową funkcją systematycznego ryzyka i umiejętności menedżerskich. Miarą porównującą zrealizowaną stopę zwrotu funduszu z oczekiwaną stopą zwrotu uwzględniającą ryzyko rynku, na którym on operuje, wyrazy wolne odpowiednio skonstruowanych modeli regresji. W zwią-

² Model wyceny dóbr kapitałowych, określany jako CAPM (ang. *capital asset pricing model*), został po raz pierwszy zaproponowany niezależnie przez Jacka L. Treynora [1961–1962], Johna Lintnera [1965], Johna Mossina [1966] i Williama F. Sharpe'a [1966]. Powyższe badania wykorzystywały jednak ustalenia teoretyczne Harry'ego Markowitza [1952] w zakresie dywersyfikacji i teorii portfelowej.

ku z tym dla każdego funduszu uwzględnionego w bazie danych został oszacowany model o następującej specyfikacji [Jensen 1968]:

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + (r_{M1,t} - r_{f,t})\beta_1 + \varepsilon_i \quad (4)$$

gdzie:

α_i – poszukiwana miara wyników inwestycyjnych (alfa Jensena),

$r_{m,t}$ – benchmark (stopa dochodu osiągnięta na danym rynku w okresie t) dla danego typu funduszy.

W przypadku funduszy mieszanych do modelu (4) zostało dodane wyrażenie $(r_{M2,t} - r_{f,t})\beta_2$, przedstawiające kolejny czynnik związany z drugim rynkowym parametrem. Lista użytych w badaniu benchmarków odnoszących się do poszczególnych segmentów funduszy przy estymacji modelu (4) została przedstawiona w tabeli 2.

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

| Typ funduszu | Portfel rynkowy M1 | Portfel rynkowy M2 | Stopa wolna od ryzyka |
|--------------|--------------------|--------------------|---|
| Akcyjne | WIG | - | rentowność 7-dniowych bonów pieniężnych |
| Mieszane | WIG | IROS | |
| Obligacji | IROS | - | |

Źródło: Opracowanie własne.

W przypadku segmentu funduszy akcyjnych portfelem rynkowym będzie główny indeks giełdy papierów wartościowych (GPW) – WIG. Dla funduszy mieszanych, oprócz indeksu giełdowego, wykorzystano indeks rynku obligacji skarbowych (IROS) w stosunku 50% do 50%. Fundusze obligacji opisywane są przez wspomniany indeks obligacji.

Drugą grupę wskaźników stanowią miary ryzyka inwestycji w fundusze. Wśród nich wybrano trzy najczęściej spotykane narzędzia w ramach literatury przedmiotu. Pierwszym z nich jest odchylenie standardowe (ang. *standard deviation*), określane jako miara ryzyka niesystematycznego i obliczane na podstawie klasycznego wzoru [Isotalo 2014]:

$$SD_{i,t} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (r_{i,t} - \bar{r}_i)^2}{n-1}} \quad (5)$$

gdzie:

$SD_{i,t}$ – odchylenie standardowe i -tego funduszu,

n – liczba uwzględnionych okresów.



Wskaźnik ten, pozwalający ocenić historyczną zmienność inwestycji, pokazuje odchylenia stóp zwrotu funduszu od ich średniej w danym okresie. Wartości odchylenia standardowego obliczane były na podstawie obserwacji miesięcznych.

Kolejną miarą ryzyka uwzględnioną w badaniu były współczynniki Beta (ang. *Beta coefficient*). Współczynnik Beta, oznaczający tzw. ryzyko systematyczne, określany jest jako miara wskazująca wrażliwość zmiany ceny jednostki uczestnictwa w porównaniu ze zmianą benchmarku, która liczona jest według następującego wzoru [Gandhi i Perumal 2016]:

$$\beta_{i,t} = \frac{\sum_{i=1}^n (r_{i,t} - \bar{r}_i)(r_{m,t} - \bar{r}_m)}{\sum_{i=1}^n (r_{m,t} - \bar{r}_m)^2} \quad (6)$$

gdzie:

$\beta_{i,t}$ – współczynnik Beta i -tego funduszu,

$\bar{r}_{m,t}$ – średnia stopa zwrotu benchmarku.

Wartości współczynnika Beta obliczane są na podstawie miesięcznych obserwacji.

Ostatnim z uwzględnionych narzędzi jest wskaźnik determinacji – R^2 (ang. *determination coefficient*) pokazujący stopień statystycznego dopasowania serii danych, np. stóp zwrotu, do wzorca, jakim jest benchmark. Za pomocą poniższego wzoru ustala się, jaki procent historycznych wartości funduszu może być tłumaczony porównawczym indeksem [Amihud i Goyenko 2013]:

$$R^2_{i,t} = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{r}_i - \bar{r}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (r_{i,t} - \bar{r}_i)^2} \quad (7)$$

gdzie:

$R^2_{i,t}$ – wskaźnik determinacji i -tego funduszu,

\hat{r}_i – teoretyczna wartość i -tego funduszu estymowana za pomocą modelu (4).

Podobnie jak w poprzednich dwóch przypadkach wartości wskaźnika R^2 obliczane są na podstawie miesięcznych obserwacji.

PODEJŚCIE BADAWCZE

Aby porównać ze sobą wyniki osiągnięte przez fundusze oraz stopy zwrotu osiągnięte przez benchmark, zbadana została statystyczna istotność różnic średnich. Było to możliwe na podstawie testu t Welcha (ang. *test of the difference between two population means*) o następującej formule [Welch 1947]:



$$t = \frac{\overline{r_{fund}} - \overline{r_m}}{\sqrt{\frac{SD_{fund}^2}{n_{fund}} + \frac{SD_m^2}{n_m}}} \quad (8)$$

gdzie:

$\overline{r_{fund}}, \overline{r_m}$ – średnie stopy zwrotu odpowiednio w populacji funduszy oraz benchmarku,

SD_{fund}, SD_m – odchylenia standardowe wyników w grupie funduszy oraz dla benchmarku,

n_{fund}, n_m – liczebność prób.

Rozkład statystyki t jest zależny od wspomnianej liczebności oraz od ilorazu wariancji w populacji. Hipotezę zerową o równej wartości średniej stopy dochodu w populacji i -tych funduszy wzorca odniesienia 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 następującego wzoru:

$$v = \frac{(SD_{fund} + SD_m)^2}{\frac{SD_{fund}^2}{n_{fund}^2(n_{fund} - 1)} + \frac{SD_m^2}{n_m^2(n_m - 1)}} \quad (9)$$

gdzie:

v – poszukiwana liczba stopni swobody.

Innymi słowy odrzucenie hipotezy zerowej sugeruje, że różnica między przeciętnymi stopami zwrotu w badanych grupach jest statystycznie istotna w okresie oceny. Dodatkowo wartości statystyki określonej wzorem (8) przemawiają na korzyść hipotezy o osiągnięciu przez fundusze lepszych średnich rezultatów niż benchmark, ujemne zaś – gorszych wyników. Jeżeli nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, możemy natomiast uznać, że zaobserwowana różnica między średnimi w badanych grupach ma charakter losowy [Balicki i Makać 1997].

WYNIKI BADAŃ

FUNDUSZE AKCYJNE

Zgromadzona baza danych pozwoliła na uzyskanie informacji o podmiotach inwestujących aktywa w właścicielskie papiery wartościowe. Łączna liczba obserwacji dla funduszy akcji w całym horyzoncie czasowym określona została



na poziomie 633. Tabela 3 zawiera średnie roczne wartości uwzględnionych miar wyników oraz miar ryzyka. W dolnej części tabeli 3 zamieszczone zostały również wartości testu *t* Welcha.

TABELA 3. Ocena efektywności i ryzyka polskich funduszy akcji w poszczególnych okresach oraz wartość statystyki testującej różnice średnich wyników funduszy i benchmarku w całym okresie badania

| Okres | <i>r</i> | <i>SR</i> | <i>TR</i> | α | <i>SD</i> | β | <i>R</i> ² | Benchmark* | |
|--|----------|--------------------------|-----------|----------|--|---------|-----------------------|------------|--------|
| | | | | | | | | zwrot | ryzyko |
| 2000 | 0,1054 | -0,0866 | -0,0692 | 0,0085 | 0,0623 | 0,9173 | 0,8043 | -0,0131 | 0,0641 |
| 2001 | -0,1575 | -0,4339 | -0,3557 | 0,0005 | 0,0536 | 0,8500 | 0,8924 | -0,2199 | 0,0712 |
| 2002 | 0,0171 | -0,1063 | -0,0831 | -0,0028 | 0,0470 | 0,8542 | 0,9215 | 0,0319 | 0,0708 |
| 2003 | 0,3192 | 0,4083 | 0,3862 | 0,0036 | 0,0547 | 0,8365 | 0,9005 | 0,4492 | 0,0771 |
| 2004 | 0,2097 | 0,5560 | 0,2032 | 0,0016 | 0,0242 | 0,8731 | 0,9149 | 0,2794 | 0,0264 |
| 2005 | 0,2037 | 0,2973 | 0,1999 | -0,0037 | 0,0402 | 0,8694 | 0,8813 | 0,3366 | 0,0506 |
| 2006 | 0,3821 | 0,5607 | 0,5126 | 0,0076 | 0,0504 | 0,8683 | 0,8750 | 0,4160 | 0,0598 |
| 2007 | 0,1101 | 0,0911 | 0,0822 | 0,0013 | 0,0544 | 0,9313 | 0,8829 | 0,1039 | 0,0600 |
| 2008 | -0,7507 | -0,9600 | -0,5972 | -0,0110 | 0,0671 | 0,9812 | 0,8902 | -0,5107 | 0,0750 |
| 2009 | 0,3394 | 0,3302 | 0,4016 | 0,0011 | 0,0768 | 0,9629 | 0,8840 | 0,4685 | 0,0897 |
| 2010 | 0,1667 | 0,2743 | 0,1740 | 0,0015 | 0,0406 | 0,8945 | 0,8558 | 0,1877 | 0,0470 |
| 2011 | -0,2938 | -0,5905 | -0,3281 | -0,0073 | 0,0476 | 0,9342 | 0,8467 | -0,2083 | 0,0488 |
| 2012 | 0,1548 | 0,2304 | 0,1369 | -0,0041 | 0,0401 | 0,9725 | 0,8763 | 0,2624 | 0,0436 |
| 2013 | 0,1445 | 0,2502 | 0,1657 | 0,0067 | 0,0423 | 0,8999 | 0,8225 | 0,0806 | 0,0458 |
| 2014 | -0,0503 | -0,2021 | -0,0768 | -0,0046 | 0,0294 | 0,9753 | 0,8776 | 0,0026 | 0,0316 |
| 2015 | -0,0274 | -0,1394 | -0,0443 | 0,0047 | 0,0283 | 0,9742 | 0,8546 | -0,0962 | 0,0272 |
| 2000– –2003 | 0,0899 | -0,0164 | 0,0040 | 0,0023 | 0,0539 | 0,8609 | 0,8838 | 0,0620 | 0,0708 |
| 2004– –2007 | 0,2178 | 0,3409 | 0,2395 | 0,0020 | 0,0456 | 0,8914 | 0,8865 | 0,2840 | 0,0492 |
| 2008– –2011 | -0,1233 | -0,2316 | -0,0867 | -0,0039 | 0,0567 | 0,9417 | 0,8676 | -0,0157 | 0,0651 |
| 2012– –2015 | 0,0481 | 0,0199 | 0,0388 | 0,0009 | 0,0347 | 0,9554 | 0,8572 | 0,0623 | 0,0371 |
| 2000– 2015 | 0,0207 | -0,0179 | 0,0251 | -0,0003 | 0,0446 | 0,9344 | 0,8668 | 0,0981 | 0,0556 |
| Wartość statystyki <i>t</i> (Welcha) | -1,2999 | liczba stopni swobody | | 16 | minimalna wartość krytyczna (<i>t</i>) do osiągnięcia dla poziomu istotności 10% | | 1,7459 | | |

* Benchmarkiem dla polskich funduszy akcji był indeks giełdowy WIG.

Źródło: Opracowanie własne.

Pomiar wyników funduszy akcji, jak przedstawiono w tabeli 3, dokonany został za pomocą czterech wskaźników: logarytmicznych stóp zwrotu, wskaźników Sharpe'a, wskaźników Treynora oraz alf Jensena. Znak stojący przed rocznymi wartościami pierwszych z trzech wymienionych mierników skłania do stwierdzenia, że wskaźniki te w podobny sposób opisują efekty działalności analizowanych podmiotów. W celu porównania z indeksem giełdowym w przedostatniej kolumnie tabeli 3 zestawiono średnioroczne stopy zwrotu z indeksu giełdowego. Poza nielicznymi przypadkami osiągnięte przez analizowane fundusze średnie rezultaty inwestycyjne (mierzone wspomnianymi trzema miarami) w okresach lepszej koniunktury na rynku właścicielskich papierów wartościowych były gorsze niż dochody osiągnięte z WIG-u. Oznacza to, że analizowane podmioty nie były w stanie osiągać rezultatów przewyższających benchmark. Zauważano jednak, że w czasie gorszej sytuacji na GPW fundusze te nie traciły tak znacząco jak uwzględniony indeks. Takie sytuacje miały miejsce w poszczególnych latach analizy oraz w czteroletnich podokresach wyszczególnionych w badaniu. Z kolei, wartości alf Jensena³ w 10 na 16 rocznych okresów osiągnęły nieznacznie pozytywne średnie rezultaty. Średnioroczne wyniki w całym okresie badania (2000–2015) dostarczyły dodatnich rezultatów w dwóch na cztery wybrane miary efektywności.

Pomiar ryzyka dostarczył rezultatów mówiących m.in. o zmienności wyników, która charakteryzowała fundusze. Średnioroczna wartość odchylenia standardowego wyniosła 0,0446 i wydaje się być stosunkowo mała, jak na tę kategorię opisywanych podmiotów, szczególnie przy większym średnim ryzyku z benchmarku (odchylenie standardowe). Poziom ryzyka niesystematycznego w analizowanych funduszach był generalnie najwyższy w okresach największych spadków, ale i wzrostów na GPW. Ocena historycznej zmienności inwestycji wpisuje się w interpretację poziomu ryzyka systematycznego. Wartości współczynnika Beta charakteryzują wyniki funduszy jako umiarkowanie silnie reagujące na zmianę stóp dochodu z wybranego indeksu. Średnioroczna wartość tego współczynnika wyniosła 0,9344, a największą elastyczność w postaci wrażliwości zmiany ceny badanego instrumentu w porównaniu ze zmianą benchmarku zaobserwowano w 2003 roku (0,8365). Ostatnia z prezentowanych miar wskazuje na stosunkowo silne dopasowanie zmian stóp zwrotu do benchmarku. Historyczne średnie wartości stóp zwrotu funduszy mogły być tłumaczone porównawczym indeksem na poziomie 80–92%.

Wartość statystyki t dla testu o równości średnich wyniosła $-1,2999$, co też oznacza, że fundusze akcyjne osiągały gorsze rezultaty niż potencjalne zwroty z wzorca odniesienia. Jednak brak statystycznej istotności (przy wartości krytycznej $1,7459$) nakazuje traktowanie tych rezultatów z ostrożnością.

³ Rezultaty osiągnięte przy pomocy wykorzystanych alf Jensena należy traktować z ostrożnością. Na 633 wyestymowanych parametrów jedynie 184 (ok. 29%) okazało się być statystycznie istotne dla funduszy akcji.



FUNDUSZE MIESZANE

Kolejną grupą omawianych podmiotów był segment funduszy inwestujących zarówno na rynku giełdowym, jak i w dłużne papiery wartościowe. W całym horyzoncie badania zarejestrowano do 604 obserwacji. W tabeli 4 zamieszczono średnie wartości uwzględnionych miar wyników oraz miar ryzyka wraz z wartościami statystyki t Welcha dla omawianego segmentu funduszy.

TABELA 4. Ocena efektywności i ryzyka polskich funduszy mieszanych w poszczególnych okresach oraz wartość statystyki testującej różnice średnich wyników funduszy i benchmarku w całym okresie badania

| Okres | r | SR | TR | α | SD | β | R^2 | Benchmark* | |
|---------------------------------|---------|-----------------------|---------|----------|---|---------|--------|------------|--------|
| | | | | | | | | zwrot | ryzyko |
| 2000 | 0,1246 | -0,1582 | -0,0574 | 0,0018 | 0,0318 | 0,8930 | 0,6757 | 0,0524 | 0,0376 |
| 2001 | 0,0037 | -0,4261 | -0,1832 | -0,0028 | 0,0283 | 0,8309 | 0,7739 | 0,0041 | 0,0414 |
| 2002 | 0,0784 | 0,0156 | -0,0077 | -0,0002 | 0,0224 | 0,7999 | 0,7711 | 0,1067 | 0,0388 |
| 2003 | 0,1827 | 0,3559 | 0,1378 | 0,0029 | 0,0293 | 0,8790 | 0,7473 | 0,2415 | 0,0442 |
| 2004 | 0,1381 | 0,4544 | 0,0730 | 0,0009 | 0,0131 | 0,9449 | 0,8330 | 0,1783 | 0,0174 |
| 2005 | 0,1350 | 0,3392 | 0,0920 | -0,0005 | 0,0193 | 0,9421 | 0,8067 | 0,2100 | 0,0301 |
| 2006 | 0,1672 | 0,4992 | 0,1355 | 0,0014 | 0,0226 | 1,0721 | 0,8489 | 0,2320 | 0,0333 |
| 2007 | 0,0637 | 0,0649 | 0,0163 | 0,0002 | 0,0256 | 1,1877 | 0,8568 | 0,0604 | 0,0326 |
| 2008 | -0,2664 | -0,6963 | -0,2574 | -0,0009 | 0,0376 | 1,1802 | 0,8447 | -0,2106 | 0,0455 |
| 2009 | 0,1791 | 0,3341 | 0,1618 | 0,0000 | 0,0352 | 1,0800 | 0,8111 | 0,2547 | 0,0493 |
| 2010 | 0,0985 | 0,2702 | 0,0014 | -0,0003 | 0,0220 | 1,0434 | 0,7488 | 0,1264 | 0,0266 |
| 2011 | -0,1183 | -0,5797 | -0,1465 | -0,0041 | 0,0251 | 1,1471 | 0,7733 | -0,0751 | 0,0274 |
| 2012 | 0,1199 | 0,3142 | 0,0660 | -0,0024 | 0,0212 | 1,1641 | 0,7876 | 0,1942 | 0,0248 |
| 2013 | 0,0466 | 0,0297 | 0,0117 | 0,0001 | 0,0267 | 0,9884 | 0,6966 | 0,0497 | 0,0294 |
| 2014 | -0,0015 | -0,2469 | -0,0624 | -0,0032 | 0,0164 | 1,0451 | 0,7671 | 0,0478 | 0,0198 |
| 2015 | -0,0283 | -1,3301 | -0,0485 | 0,0006 | 0,0162 | 1,0477 | 0,7442 | -0,0408 | 0,0178 |
| 2000– –2003 | 0,1053 | -0,0043 | -0,0107 | 0,0006 | 0,0275 | 0,8503 | 0,7449 | 0,1012 | 0,0405 |
| 2004– –2007 | 0,1236 | 0,3260 | 0,0780 | 0,0005 | 0,0207 | 1,0513 | 0,8384 | 0,1702 | 0,0284 |
| 2008– –2011 | -0,0245 | -0,1661 | -0,0593 | -0,0014 | 0,0296 | 1,1117 | 0,7925 | 0,0238 | 0,0372 |
| 2012– –2015 | 0,0281 | -0,3739 | -0,0123 | -0,0011 | 0,0199 | 1,0583 | 0,7482 | 0,0627 | 0,0229 |
| 2000– –2015 | 0,0412 | -0,1283 | -0,0069 | -0,0007 | 0,0237 | 1,0496 | 0,7796 | 0,0895 | 0,0322 |
| Wartość statystyki t (Welcha) | -1,0668 | liczba stopni swobody | | 16 | minimalna wartość krytyczna (t) do osiągnięcia dla poziomu istotności 10% | | 1,7459 | | |

* Benchmarkiem dla polskich funduszy mieszanych był indeks giełdowy WIG oraz indeks obligacji IROS w relacji 50% do 50%.

Źródło: Opracowanie własne.

Jak wynika z przeprowadzonej analizy, jedynie sporadycznie (w latach 2000, 2007 i 2015) stopy zwrotu z funduszy mieszanych przewyższały wartościami dochody z zastosowanego dla tego segmentu benchmarku (tabela 4). Po uwzględnieniu ryzyka systematycznego czy choćby niesystematycznego (w postaci wartości wskaźników odpowiednio Treynora oraz Sharpe'a) wzrost efektywności wyników obserwowany był w czasie wzrostów na rynku papierów wartościowych. W tym miejscu trzeba zaznaczyć, że ze względów objętościowych w opracowaniu nie odniesiono się do poszczególnych grup funduszy mieszanych o zbliżonych profilach ryzyka, a zastosowany benchmark był proporcjonalną kompilacją indeksów WIG oraz IROS. Czwarą z użytych miar wyników – alfa Jensena⁴ – dokładnie dla połowy uwzględnionych w badaniu okresów dostarczyła dodatnich rezultatów, natomiast średnioroczne wyniki w całym okresie badania okazały się nieznacznie ujemne. Trzy ostatnie wymienione miary dostarczyły ujemnych średniorocznych rezultatów w całym okresie badania. Powyższe ustalenia nie dostarczają dowodów za potwierdzeniem hipotezy o istnieniu ponadprzeciętnych efektów gospodarowania.

Pomiar poziomu ryzyka, dokonywany za pomocą trzech wskaźników, dostarczył znacznie stabilniejszych w czasie rezultatów niż zostało to przedstawione w poprzedniej części, a jednocześnie bardziej wrażliwych na koniunkturę rynkową. Wartości odchylenia standardowego mieściły się w przedziale 0,0131–0,0376, a średnia wartości otrzymana w całym okresie badania wyniosła 0,0237. Dla porównania odchylenia standardowe dochodu z benchmarku dla całego okresu wyniosły 0,0322. Zmienność zwrotów z inwestycji w fundusze mieszane, mierzona współczynnikiem Beta, okazała się wysoce elastyczna – osiągnęte wartości były powyżej 1, co też świadczy o większej agresywności badanych funduszy niż rynek. Wartości współczynnika determinacji otrzymane dla funduszy mieszanych świadczą natomiast o słabszym niż fundusze akcji dopasowaniu do porównawczego benchmarku (średnia wartość w całym horyzoncie badania prawie 78%).

Obliczona wartość statystyki t ustępuje wartości krytycznej na przyjętym minimalnym poziomie istotności. Oznacza to brak podstaw do odrzucenia hipotezy o równości średnich rezultatów funduszy i benchmarku. Ujemna wartość testu t Welcha wpisuje się jednak w ustalenia poczynione przy interpretacji tabeli 4 dla funduszy mieszanych, mówiące o gorszych niż wzorzec odniesienia rezultatach inwestycyjnych.

⁴ Rezultaty osiągnięte przy użyciu wykorzystanych alf Jensena należy traktować z ostrożnością. Na 604 wyestymowanych parametrów jedynie 155 (ok. 26%) okazało się być statystycznie istotne dla funduszy mieszanych.

FUNDUSZE OBLIGACJI

Na podstawie zbudowanej bazy danych możliwe było wyodrębnienie informacji opisujących fundusze papierów dłużnych. Liczba obserwacji dla funduszy obligacji w całym okresie badania wynosiła 395. Sposoby pomiaru wyników wraz z analizą średnich stóp zwrotu odpowiadają przyjętej w niniejszym badaniu konwencji. Otrzymane rezultaty przedstawiono w tabeli 5.

TABELA 5. Ocena efektywności i ryzyka polskich funduszy obligacji w poszczególnych okresach oraz wartość statystyki testującej różnice średnich wyników funduszy i benchmarku w całym okresie badania

| Okres | r | SR | TR | α | SD | β | R_2 | Benchmark* | |
|---------------------------------|---------|-----------------------|---------|----------|---|---------|--------|------------|--------|
| | | | | | | | | zwrot | ryzyko |
| 2000 | 0,1185 | -1,0346 | -0,6001 | -0,0336 | 0,0061 | 0,4392 | 0,3137 | 0,1179 | 0,0110 |
| 2001 | 0,1473 | 0,0945 | 0,0481 | -0,0027 | 0,0074 | 0,4323 | 0,3714 | 0,2281 | 0,0115 |
| 2002 | 0,1310 | 0,8256 | 0,1348 | -0,0003 | 0,0049 | 0,4953 | 0,5439 | 0,1814 | 0,0067 |
| 2003 | 0,0227 | -0,3233 | -0,0527 | -0,0016 | 0,0077 | 0,7121 | 0,6741 | 0,0338 | 0,0113 |
| 2004 | 0,0522 | -0,0633 | -0,0094 | -0,0001 | 0,0058 | 0,6369 | 0,6954 | 0,0773 | 0,0084 |
| 2005 | 0,0638 | 0,1276 | 0,0183 | -0,0003 | 0,0086 | 0,7685 | 0,6416 | 0,0835 | 0,0097 |
| 2006 | 0,0426 | 0,0200 | 0,0023 | 0,0001 | 0,0064 | 1,0245 | 0,7275 | 0,0480 | 0,0068 |
| 2007 | 0,0226 | -0,4252 | -0,0299 | 0,0000 | 0,0040 | 0,7570 | 0,6623 | 0,0168 | 0,0052 |
| 2008 | 0,1018 | 0,2149 | 0,1564 | -0,0042 | 0,0191 | 0,7885 | 0,6513 | 0,0895 | 0,0160 |
| 2009 | 0,0620 | 0,4111 | 0,0333 | 0,0056 | 0,0095 | 0,9209 | 0,6362 | 0,0409 | 0,0089 |
| 2010 | 0,0606 | 0,4622 | 0,0400 | 0,0019 | 0,0085 | 1,0118 | 0,5867 | 0,0651 | 0,0062 |
| 2011 | 0,0497 | 0,2275 | 0,0104 | -0,0001 | 0,0056 | 0,9268 | 0,6299 | 0,0581 | 0,0060 |
| 2012 | 0,1055 | 0,9818 | 0,1178 | 0,0007 | 0,0051 | 0,8287 | 0,6614 | 0,1261 | 0,0061 |
| 2013 | 0,0235 | 0,1394 | -0,0162 | -0,0013 | 0,0090 | 0,7630 | 0,7598 | 0,0188 | 0,0129 |
| 2014 | 0,0588 | 0,7839 | 0,0634 | 0,0023 | 0,0046 | 0,8276 | 0,7442 | 0,0931 | 0,0079 |
| 2015 | 0,0108 | 0,1065 | -0,0155 | 0,0070 | 0,0060 | 0,6984 | 0,6940 | 0,0147 | 0,0085 |
| 2000- -2003 | 0,0987 | -0,1013 | -0,1051 | -0,0086 | 0,0065 | 0,5351 | 0,4942 | 0,1403 | 0,0101 |
| 2004- -2007 | 0,0808 | 0,0968 | 0,0234 | -0,0001 | 0,0064 | 0,5834 | 0,5880 | 0,0564 | 0,0075 |
| 2008- -2011 | 0,0641 | 0,1061 | 0,0174 | 0,0008 | 0,0069 | 0,6632 | 0,6432 | 0,0634 | 0,0093 |
| 2012- -2015 | 0,0459 | -0,0450 | -0,0088 | 0,0027 | 0,0071 | 0,8047 | 0,6873 | 0,0632 | 0,0088 |
| 2000- -2015 | 0,0537 | 0,2900 | 0,0173 | 0,0008 | 0,0070 | 0,7893 | 0,6638 | 0,0808 | 0,0089 |
| Wartość statystyki t (Welcha) | -1,1378 | liczba stopni swobody | | 16 | minimalna wartość krytyczna (t) do osiągnięcia dla poziomu istotności 10% | | 1,7459 | | |

* Benchmarkiem dla polskich funduszy obligacji był indeks obligacji IROS.

Źródło: Opracowanie własne.

Z przedstawionych w tabeli 5 danych wynika, że stopy zwrotu osiągnięte dzięki inwestycji w fundusze obligacji jedynie w pięciu na 16 rocznych okresów dostarczyły wyników nieznacznie większych niż przyjęty w badaniu benchmark. Zostało to zarejestrowane w latach 2000, 2007–2009 oraz 2013. Pozostałe mierniki wyników uwzględniające ryzyko charakteryzowały się dość znaczącą dynamiką zmian w poszczególnych latach. Wskaźnik Treynora, a w szczególności wskaźnik Sharpe'a dostarczyły pozytywnych rezultatów – średniorocznych wyników – w całym okresie badania. Wartości miar Jensena⁵ okazały się dodatnie jedynie w siedmiu na 16 rocznych okresów oraz nieznacznie w całym okresie analizy.

Analiza poziomu ryzyka dla funduszy obligacji, przy wykorzystaniu odchylenia standardowego, współczynnika Beta oraz wskaźnika R^2 , dostarczyła całkowicie odmiennych rezultatów od tych przedstawionych w poprzednio omawianych grupach funduszy. Odchylenie stóp zwrotu funduszu od ich średniej w danym okresie okazało się niewielkie. Średnioroczna wartość tego pomiaru w okresie 2000–2015 wyniosła 0,0070. Największe wahania wyników analizowanych funduszy zaobserwowano w 2008 roku, kiedy to kryzys finansowy był najbardziej odczuwalny na polskim rynku papierów wartościowych. Z kolei mierzona siła reakcji stóp zwrotu na zmianę zwrotu z benchmarku, w postaci współczynnika Beta, nakazuje oceniać fundusze obligacji jako mniej zyskujące przy wzroście benchmarku, a jednocześnie tracące mniej przy jego spadku. Wskaźnik determinacji, mierzący stopień dopasowania wyników funduszy obligacji do wzorca, pozwala na stwierdzenie, że jedynie w 66% benchmark tłumaczy zmiany stopy zwrotu analizowanych podmiotów.

Ustalenia poczynione z wykorzystaniem testu różnic między średnimi dostarczają rezultatów mówiących o uzyskiwaniu przez fundusze gorszych stóp zwrotu niż potencjalne dochody osiągnięte przez wzorzec odniesienia (wartość statystyki t na poziomie $-1,1378$). Jednak wyniki te okazały się statystycznie nieistotne.

WNIOSKI

Przedkładana praca miała na celu dokonanie wstępnej oceny gospodarowania funduszy inwestycyjnych poprzez wykorzystanie analizy osiągniętych stóp zwrotu, jak również miar pokazujących poziom ryzyka uwzględnianego w funduszach. Wykorzystano w tym celu tradycyjne podejścia do oceny efektów gospodarowania. Na podstawie przeprowadzonego przeglądu literatury dokonano wyboru metod pomiaru wyników, którymi były: ciągła stopa zwrotu, wskaźnik Sharpe'a,

⁵ Rezultaty osiągnięte przy użyciu wykorzystanych alf Jensena należy traktować z ostrożnością. Na 395 wyestymowanych parametrów jedynie 80 (ok. 20%) okazało się być statystycznie istotne dla funduszy obligacji.

wskaźnik Treynora oraz alfa Jensena. Z kolei pomiar ryzyka towarzyszącego inwestycjom realizowany był poprzez odchylenie standardowe, współczynnik Beta oraz wskaźnika R^2 .

Na podstawie wykorzystanych danych możliwe było dokonanie wnioskowania dotyczącego 221 krajowych funduszy funkcjonujących w ramach trzech segmentów: akcji, mieszanych oraz obligacji. Okres badania obejmował lata 2000–2015. W wyniku przeprowadzonej analizy stwierdzono, że wyniki generowane przez fundusze inwestycyjne w większości nie przewyższały dochodu otrzymanego z odpowiednio dobranego benchmarku. Oznacza to, że uzyskane rezultaty mogą być zgodne z hipotezą rynku efektywnego. Jednak przeprowadzone testy dostarczyły w większości przypadków statystycznie nieistotnych rezultatów za odrzuceniem hipotezy o równości średnich w funduszach oraz dochodzie z wzorca odniesienia. Wraz z przechodzeniem do kolejnych segmentów funduszy, które inwestowały aktywa w mniej ryzykowne papiery wartościowe, poziom zmienności, wrażliwości na zmiany wartości wzorca oraz dopasowania do benchmarku ulegał zmniejszeniu. W badaniu odnotowano zależność zmian średnich stóp zwrotu ważonych ryzykiem od okresowej sytuacji rynkowej. Niniejsze opracowanie może być traktowane jako wprowadzenie do oceny efektów gospodarowania funduszy inwestycyjnych i może stanowić podstawę do dalszych rozważań i analiz w tym zakresie.

Spis literatury

- AMIHUD Y., GOYENKO R. 2013: Mutual Fund's R2 as Predictor of Performance. *Review of Financial Studies* 26, 3, s. 667–694.
- BALICKI A., MAKAC W. 1997: *Metody wnioskowania statystycznego*, Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk.
- BLUME M.E. 1971: On the Assessment of Risk, *The Journal of Finance* 26, 1, s. 1–10.
- CARHART M. 1997: On persistence in mutual fund performance, *Journal of Finance* 52, 1, 57–82.
- CARLSON R.S. 1970: Aggregate Performance of Mutual Funds: 1948–1967. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 5, s. 1–32.
- CHEN J., HONG H., HUANG M., KUBIK J. 2004: Does fund size erode performance. Liquidity, organizational diseconomies, and active money management, *American Economic Review* 94, 5, s. 1276–1302.
- CZEKAJ J., WOŚ M., ŻARNOWSKI J. 2001: *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce. Z perspektywy dziesięciolecia*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- DANIEL K., GRINBLATT M., TITMAN S., WERMERS R. 1997: Measuring Mutual Fund Performance with Characteristic-Based Benchmarks, *Journal of Finance* 52, 3, s. 1035–1058.
- FERSON W., MO H. 2016: Performance measurement with selectivity, market and volatility timing, *Journal of Financial Economics* 121, 1, s. 93–110.



- FILIP D. 2016: Rozproszenie wyników polskich funduszy inwestycyjnych, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach, Studia Ekonomiczne [w druku].
- GABRYELCZYK K. 2005: Efekt przetrwania i wyniki inwestycyjne funduszy inwestycyjnych w Polsce (w:) Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a rynek polski, (red.) K. Jajuga, Wydawnictwo AE we Wrocławiu, Wrocław, s. 176–184.
- GANDHI R.K., PERUMAL R. 2016: Performance of Selected Bank Mutual Funds Schemes Impact in Investors' Decision Making, International Journal of Advanced Research 5, 3, s. 361–370.
- GOETZMANN W., IBBOTSON R. 1994: Do Winners Repeat?, Journal of Portfolio Management 20, 2, s. 9–18.
- GRINBLATT M., TITMAN S. 1989: Mutual Fund Performance: An Analysis of Quarterly Portfolio Holdings, Journal of Business 62, 3, s. 393–416.
- HOLMES K.A., FAFF R.W. 2007: Style drift, fund flow and fund performance: new cross-sectional evidence, Financial Services Review 16, 4, s. 55–71.
- ISOTALO J. 2014: Basics of Statistics. Independent Publishing Platform, CreateSpace.
- JACKOWICZ K., FILIP D. 2009: Powtarzalność wyników funduszy inwestycyjnych w Polsce, NBP, Materiały i Studia 236.
- JAMRÓZ P., JAMRÓZ K. 2012: Efektywność wybranych funduszy inwestycyjnych rynku akcji w okresie hossy i bessy, Optimum, Studia Ekonomiczne 6 (60), s. 35–51.
- JENSEN M. 1968: The Performance of Mutual Funds in the Period 1945–1964, Journal of Finance 23, 1, s. 389–416.
- KOSOWSKI R., TIMMERMANN A., WERMERS R., WHITE H. 2006: Can Mutual Fund “Stars” Really Pick Stocks? New Evidence from a Bootstrap Analysis, Journal of Finance 61, 6, s. 2551–2595.
- LI H., ZHANG X., ZHAO R. 2011: Investing in talents: manager characteristics and hedge fund performances, Journal of Financial and Quantitative Analysis 46, s. 59–82.
- 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, s. 13–37.
- MARKOWITZ H. 1952: Portfolio Selection, Journal of Finance 7, 1, s. 77–91.
- MEUCCI A. 2010: Linear vs. Compounded Returns – Common Pitfalls in Portfolio Management, GARP Risk Professional “The Quant Classroom” series 2, s. 49–51.
- MIZIOŁEK T. 1997: Ocena efektywności inwestowania w fundusze powiernicze, Nasz Rynek Kapitałowy 11, s. 37.
- MOSSIN J. 1966: Equilibrium in a Capital Asset Market, Econometrica 34, 4, s. 768–783.
- OLBRYŚ J. 2010: Ocena efektywności zarządzania portfelem funduszu inwestycyjnego z wykorzystaniem wybranych wieloczynnikowych modeli market-timing, Optimum, Studia Ekonomiczne 4 (48), s. 44–61.
- SHARPE W.F. 1964: Capital Asset Prices – A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk, Journal of Finance 19, 3, s. 425–442.
- SHARPE W.F. 1966: Mutual fund performance, Journal of Business 39, 1, s. 119–138.

- TREYNOR J.L. 1965: How to Rate Management of Investment Funds. *Harvard Business Review* 43, 1, s. 63–75.
- WELCH B.L. 1947: The generalization of “student’s” problem when several different population variances are involved, *Biometrika* 34, s. 28–35.
- WĘGRZYŃ T. 2015: Efektywność funduszy inwestycyjnych stosujących aktywne strategie zarządzania portfelem, *Studia Ekonomiczne, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach* 239, s. 141–152.
- ZAMOJSKA A. 2011: Empiryczna weryfikacja powtarzalności wyników funduszy akcyjnych rynku krajowego, *Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu* 183, s. 482–490.
- ZAREMBA A. 2010: Is mutual fund performance persistent? Evidence from the Polish market? *Zarządzanie Finansami. Inwestycje i wycena przedsiębiorstw, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego* 586. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia* 25, s. 155–164.

THE MEASUREMENT OF PERFORMANCE AND RISK OF POLISH MUTUAL FUNDS

Abstract. The aim of the paper is to preliminarily evaluate the performance of mutual funds operated in Poland in the 2000–2015 period. Using a large study sample, consisted of 221 domestic funds, an author analyzed mutual fund returns obtained among three segments: equity, mixed and bond. By means of classic measures of returns as well as popular measures of risk, there was possible to examine if Polish mutual funds possess the ability to outperform. There was observed that funds had obtained worse mean returns than appropriate benchmark, in general. However, the results in most cases were statistically insignificant. A higher risk level in funds corresponds with an increased equity holding.

Key words: mutual funds, performance, risk, efficiency

