

Efektywność ubezpieczeniowych funduszy kapitałowych w Polsce

Andrzej Cwynar*, Wiktor Cwynar**,
Piotr Kaźmierkiewicz***, Anna Ostrowska-Dankiewicz****

Streszczenie

Zmiany demograficzne w Polsce, którym towarzyszą korekty systemu emerytalnego, rozbudzają coraz większe zainteresowanie produktami inwestycyjnymi pozwalającymi na nieobowiązkowe gromadzenie kapitału emerytalnego. Dla wyboru takiego produktu kluczowe znaczenie ma jego efektywność, rozumiana jako relacja korzyści do kosztów, uwzględniająca po stronie kosztów także ryzyko. W niniejszym artykule zostały zaprezentowane wyniki badania efektywności jednego z takich produktów, jakim są ubezpieczeniowe fundusze kapitałowe (UFK). Badanie miało na celu zarówno ustalenie, czy UFK przynoszą dodatkowe stopy zwrotu (kompensujące ponoszone ryzyko i większe od stóp zwrotu z portfela wzorcowego), jak i sformułowanie opinii na temat stylu zarządzania portfelami UFK (aktywny/pasywny). Szacując klasyczną metodą najmniejszych kwadratów wartości parametrów modelu CAPM badanych funduszy i wyznaczając dla nich wartości wskaźnika Treynora, alfy Jensena oraz błędu odwzorowania, otrzymaliśmy wyniki świadczące o ujemnych dodatkowych stopach zwrotu badanych UFK w prawie całym okresie obserwacji, a także dowodzące zasadniczo pasywnego charakteru zarządzania ich portfelami.

Słowa kluczowe: ubezpieczeniowe fundusze kapitałowe, efektywność, CAPM, wskaźnik Treynora, alfa Jensena

Kody JEL: G11, G12

DOI: 10.17451/eko/45/2016/203

* Wyższa Szkoła Ekonomii i Innowacji w Lublinie, cwynary@gmail.com.

** Wyższa Szkoła Ekonomii i Innowacji w Lublinie.

*** Centralny Dom Maklerski Banku Pekao SA.

**** Politechnika Rzeszowska.

1. Wprowadzenie

Przeniesienie połowy środków zgromadzonych w OFE do ZUS w 2014 roku i systematycznie spadająca stopa zastąpienia w obowiązkowej części systemu emerytalnego w Polsce coraz częściej skłaniają do dyskusji na temat wysokości przyszłych emerytur osób, które obecnie pracują. Wiele środowisk zwraca uwagę na potrzebę, a nawet konieczność budowania kapitału emerytalnego w sposób fakultatywny, także poza oficjalnym systemem emerytalnym (tzw. trzecim filarem obejmującym IKE, IKZE i PPE). Drog prowadzących do tego samego celu jest wiele, choć – jak pokazują statystyki – wybiera je zaledwie ok. 10% Polaków. Jedną z nich jest polisa na życie z ubezpieczeniowym funduszem kapitałowym (dalej w skrócie UFK). Pomimo korzyści zapewniających im dużą popularność tego rodzaju produkty mają u profesjonalistów opinię jednego z najdroższych rozwiązań inwestycyjnych na rynku. Miarodajna ocena efektywności UFK – rozumianej jako osiągnięte przez nie stopy zwrotu w relacji do ryzyka i w porównaniu z alternatywnymi inwestycjami – jest zatem potrzebna.

Niniejszy artykuł ma trzy zasadnicze cele. Po pierwsze, zmierzenie efektywności UFK za pomocą wybranych, znanych z literatury miar pozwalających ocenić, czy przynosiły one nadwyżkę stóp zwrotu ponad przyjęty benchmark, którą można przypisać umiejętnej selekcji papierów wartościowych do portfela przez zarządzających funduszami. Po drugie, oszacowanie, w jakim stopniu wyniki inwestycyjne UFK da się wytłumaczyć zmianami wartości przyjętego benchmarku. Dzięki temu możliwe jest sformułowanie opinii na temat tego, czy w okresie badania fundusze były zarządzane aktywnie czy pasywnie. To z kolei daje obraz ekspozycji UFK na ryzyko systematyczne (większe w przypadku zarządzania pasywnego, polegającego na większym lub mniejszym „replikowaniu benchmarku”). W rezultacie wyniki naszego badania pokazują kompletną populację UFK w klasycznym układzie „ryzyko – dochód”. Dodatkowo, okres objęty badaniem (grudzień 2006 – wrzesień 2015) mieści w sobie lata ostatniego globalnego kryzysu, a także krótsze okresy hossy i bessy o mniejszym natężeniu, co pozwoliło nam na sformułowanie opinii na temat efektywności i stylu zarządzania UFK (aktywny/pasywny) w układzie porównującym okresy koniunktury i dekonunktury. Po trzecie, celem artykułu jest również porównanie efektywności UFK z efektywnością standardowych funduszy inwestycyjnych zarządzanych przez TFI, na podstawie danych opisujących zarówno całą populację UFK, jak i średnie stopy zwrotu funduszy inwestycyjnych (w obu przypadkach o agresywnym profilu inwestycyjnym).

Wkład naszego badania do dzisiejszego stanu wiedzy o efektywności funduszy inwestycyjnych da się uzasadnić na dwa sposoby. Po pierwsze, choć wcześniej badano efektywność funduszy inwestycyjnych w Polsce, to wedle naszej wiedzy UFK badano pod tym względem tylko dwukrotnie, ale wyłącznie te, które są dostępne w ramach IKE (Dopierała i Wojciechowski 2015) albo niewielką próbę o strukturze zdeterminowanej dostępnością danych (Homa i Mościbrodzka 2015).

Po drugie, nawet dotychczasowe badania efektywności standardowych funduszy inwestycyjnych bazowały na małych próbach (co najwyżej kilkadziesiąt funduszy), co z pewnością wynika z ograniczeń w dostępie do danych (w tym ograniczeń kosztowych). Nasze badanie bazuje na rosnącej przekrojowej próbie składającej się z 44 UFK na początku okresu obserwacji i 242 na jego końcu (zob. Tabela 1) i na rosnącej próbie FIO akcji rynku polskiego, składającej się ze 106 funduszy na początku okresu obserwacji i 562 na jego końcu. Wnioskowanie na podstawie wyników otrzymanych dzięki modelom opisującym tak duże próby jest z pewnością dużo bardziej miarodajne i wiarygodne.

Pozostała część artykułu jest zorganizowana w następujący sposób: druga część to przegląd literatury odnoszącej się przede wszystkim do badań efektywności funduszy inwestycyjnych w Polsce i miar wykorzystywanych w tym celu; w trzeciej części prezentujemy metodologiczne podstawy przeprowadzonego badania (m.in. specyfikacja modelu, opis zmiennych, źródła i charakter danych); czwarta część zawiera wyniki badania i dyskusję na ich temat; wreszcie piąta część to zbiór konkluzji podsumowujących artykuł.

2. Przegląd literatury

2.1. Istota i właściwości UFK

Ustawa z 22 maja 2003 roku o działalności ubezpieczeniowej definiuje ubezpieczeniowy fundusz kapitałowy jako wydzielony fundusz aktywów stanowiący rezerwę tworzoną ze składek ubezpieczeniowych, przy czym środki tworzące ten fundusz są inwestowane w sposób określony w umowie zawartej z towarzystwem ubezpieczeń na życie (w ogólnych warunkach ubezpieczenia lub regulaminie prowadzenia funduszu). W rezultacie produkty tego typu łączą w różnych proporcjach właściwości produktu ochronnego (ubezpieczeniowego) i inwestycyjnego (często komponent ochronny jest zredukowany do minimum). Pomimo wielu podobieństw UFK różnią się pod wieloma względami od standardowych funduszy inwestycyjnych zarządzanych przez TFI. Inaczej niż fundusze inwestycyjne UFK nie są instytucjami prawa w sensie podmiotowym (Staszek 2013, 262). Inny jest w obu przypadkach zakres i charakter regulacji. Rzecznik Ubezpieczonych (2012, 4) zwraca na przykład uwagę na to, że w przypadku umów ubezpieczenia na życie z UFK „nie istnieją przepisy, które wprowadzałyby jakiegokolwiek generalne prokonsumenckie standardy”, skutkiem czego relatywnie częste są interwencje UOKiK czy właśnie Rzecznika Ubezpieczonych. Dobry przegląd stanu regulacji odnoszących się do UFK daje Michór (2015). UFK zapewniają także pewne preferencje podatkowe, przy czym chodzi tu zarówno o możliwość przenoszenia środków pomiędzy funduszami, do których dostęp daje UFK, bez konieczności

płacenia tzw. podatku Belki, jak i o korzyści związane z podatkiem od spadków i darowizn. Dodatkowo środki zainwestowane w UFK są korzystniej traktowane z punktu widzenia egzekucji komorniczej. Wymienionym korzyściom towarzyszą jednak koszty, które – w porównaniu z funduszami inwestycyjnymi – uważane są za wysokie (dotyczy to zwłaszcza krótkich horyzontów inwestycyjnych). Jest tak dlatego, że w przypadku UFK pomiędzy klientem a rynkiem papierów wartościowych pojawia się jeszcze jeden pośrednik: towarzystwo ubezpieczeń na życie.

Produkty o charakterze ubezpieczenia na życie z UFK dzieli się niekiedy na trzy grupy: (1) inwestujące w jednostki uczestnictwa wyłącznie jednego funduszu inwestycyjnego (zwane w żargonie „unit-linkami”), (2) inwestujące bezpośrednio na rynkach instrumentów finansowych (akcji, obligacji itd.) oraz (3) inwestujące w zróżnicowane portfele funduszy inwestycyjnych (tzw. *fund of funds*). Kompletny i wnikliwy przegląd różnych rozwiązań formalno-prawnych stosowanych w odniesieniu do UFK i ich ekonomiczne właściwości podaje m.in. Szczepańska (2011). W Polsce najliczniejsza jest pierwsza grupa, stanowiąca blisko $\frac{3}{4}$ wszystkich UFK. Według ostatniego okresowego raportu dotyczącego tego rynku całkowita wartość aktywów netto, w które zainwestowały UFK, wynosiła na koniec czerwca 2015 roku 55,58 mld zł (ok. 3% PKB), systematycznie rosnąc od grudnia 2011 roku (według półrocznych pomiarów serwisu Analizy.pl). Biorąc pod uwagę wartość aktywów, największy udział mają fundusze mieszane (ponad 17,5 mld zł), akcyjne (prawie 13 mld zł) i ochrony kapitału (prawie 11 mld zł). Dla porównania: wartość aktywów netto funduszy inwestycyjnych monitorowanych przez portal Analizy.pl wyniosła na koniec listopada 2015 roku 224,23 mld zł (KNF podaje nieco wyższe wartości, wynikające z dodatkowych grup podmiotów uwzględnianych w statystykach), natomiast wartość aktywów netto zgromadzonych w OFE na koniec lipca 2015 roku to 152,84 mld zł (większość, bo ponad 110 mld zł, to środki zainwestowane w akcje spółek notowanych na GPW w Warszawie). Z kolei wartość depozytów w polskim systemie bankowym jest szacowana na ok. 950 mld zł, a samych gospodarstw domowych na prawie 530 mld zł (NBP 2015). Według danych serwisu Analizy.pl największy udział w rynku UFK mają: Aviva TUŃŻ (22,7%), Open Life TU Życie (12,7%) i PZU Życie (9,4%).

2.2. Teoretyczne podstawy pomiaru efektywności funduszy inwestycyjnych

Badania efektywności funduszy inwestycyjnych to badania ukierunkowane na oszacowanie obserwowanej w ich przypadku i zmieniającej się w czasie relacji efektów do nakładów, która jest kwintesencją pojęcia efektywności, przy czym miarą efektu jest stopa zwrotu, podczas gdy miarą nakładu jest ryzyko (Zamojska 2012, 95). Według tej zasady skonstruowane są klasyczne wskaźniki

efektywności – Sharpe’a i Treynora – a także późniejsze wskaźniki, które z nich wyewoluowały: Modiglianich i Sortino (a także bezpośrednio modyfikacje samych wskaźników Sharpe’a i Treynora). W liczniku każdego z nich od stopy zwrotu z portfela funduszu odejmuje się stopę zwrotu wolną od ryzyka (tak ustalona różnica jest nazywana premią za ryzyko), natomiast w mianowniku znajduje się miara ryzyka – odchylenie standardowe stóp zwrotu w przypadku wskaźnika Sharpe’a i współczynnik beta w przypadku wskaźnika Treynora. To jedyna różnica między obydwoimi wskaźnikami, aczkolwiek ważna (odchylenie standardowe jest miarą ryzyka całkowitego, podczas gdy beta – wyłącznie ryzyka systematycznego). W rezultacie takiej konstrukcji wskaźniki Sharpe’a i Treynora informują o tym, jaka premia za ryzyko przypada na jednostkę tego ryzyka (odpowiednio: całkowitego i systematycznego). Wskaźniki Sharpe’a i Treynora są stymulantami – im wyższe wartości przyjmują, tym lepiej (tym większa efektywność). Ta cecha pozwala na ich wykorzystywanie do tworzenia rankingów efektywności funduszy inwestycyjnych, częstego w literaturze przedmiotu. Miarodajny monitoring efektywności inwestycji – w tym funduszy inwestycyjnych – musi jednak uwzględniać nie tylko zestawienie osiągniętych na nich stóp zwrotu z towarzyszącym temu ryzykiem, ale także porównanie tej relacji z jej wartością dla wybranej wiązki inwestycji odniesienia (portfela wzorcowego albo modelowego, nazywanego też zargonowo benchmarkiem). Miarą efektywności funduszy inwestycyjnych, która takie porównanie ma już wbudowane w formułę, jest wskaźnik informacyjny (*information ratio*): licznik to stopa zwrotu z portfela funduszu pomniejszana o stopę zwrotu benchmarku, podczas gdy mianownik to odchylenie standardowe różnic pomiędzy stopami zwrotu z portfela funduszu i benchmarku. Mianownik wskaźnika informacyjnego bywa wykorzystywany jako autonomiczna miara w ocenie wyników funduszy: tzw. błąd odwzorowania albo inaczej błąd naśladowania/replikacji (*tracking error*). Jego zawartość informacyjna jest specyficzna: pozwala ona bowiem na formułowanie opinii na temat tego, czy fundusz jest zarządzany aktywnie (duży błąd odwzorowania, świadczący o ograniczonym naśladowaniu rynku), czy też pasywnie (mały błąd odwzorowania, świadczący o znaczącym naśladowaniu rynku). Porównanie z portfelem wzorcowym jest także wbudowane w mający nieco inną konstrukcję wskaźnik znany jako alfa Jensena, będący różnicą pomiędzy stopą zwrotu z portfela funduszu a teoretyczną oczekiwaną stopą zwrotu, uzasadnioną ryzykiem systematycznym i oszacowaną z wykorzystaniem modelu wyceny inwestycji. W przypadku alfy Jensena jest to model wyceny aktywów kapitałowych (CAPM), opracowany w połowie lat 60. XX wieku niezależnie przez Treynora, Sharpe’a, Lintnera i Mossina, zakorzeniony w teorii portfelowej Markowitza, i będący swoistym pnem, z którego wyrastają późniejsze modele wyceny inwestycji (warto przy tym pamiętać, że na bazie modelu CAPM powstały także wskaźniki Sharpe’a i Treynora). Alfa Jensena jest po prostu różnicą pomiędzy stopą zwrotu z portfela funduszu a stopą zwrotu z portfela rynkowego o takim samym ryzyku

systematycznym. W odróżnieniu od wskaźników Sharpe’a i Treynora alfa Jensena jest absolutną miarą efektywności, którą można wykorzystać do porównań wyników funduszy dopiero po przeskalowaniu z uwzględnieniem ryzyka (po podzieleniu przez współczynnik beta).

Dodatkowe stopy zwrotu z portfela funduszu mogą mieć dwa podstawowe źródła: (1) trafną selekcję walorów do portfela (*selectivity*) i (2) wycucie krótkookresowych trendów na rynku finansowym, pozwalające na wybór właściwego momentu zakupu/sprzedazy papierów wartościowych (*market timing*). Jako pierwszy tego rodzaju dekompozycję dodatkowych stóp zwrotu zaproponował Fama w 1972 roku. Propozycja ta dała asumpt do dalszych studiów w tej dziedzinie, które w rezultacie doprowadziły do powstania metod oceny efektywności funduszy inwestycyjnych, pozwalających na wydzielenie z całkowitej dodatkowej stopy zwrotu dwóch składowych: tej, którą da się wyjaśnić trafną selekcją walorów, i tej, która wynika z wycucia rynku. Alfę Jensena (i pozostałe omówione do tej pory wskaźniki) uważa się za miary efektywności, które nie pozwalają na taką dekompozycję. W kolejnych latach powstawały jednak – wciąż na bazie modelu CAPM – kolejne metody tworzone z myślą o umożliwieniu wydzielenia efektu selekcji i efektu wycucia rynku. Należą do nich przede wszystkim modele: Treynor–Mazuy, Henriksson–Merton, Connor–Korajczyk i Bhattacharya–Pfleiderer. Tak jak CAPM, są to modele regresji, jednak w odróżnieniu od CAPM nie jest to regresja liniowa. Dodatkowo – ukierunkowane na uchwycenie skutków zmian strategii inwestycyjnej – odchodzą one od typowego dla CAPM założenia o stałej zawartości portfela (reagowanie na trendy rynkowe wymaga zmian w strategii inwestycyjnej).

Wyczerpujący przegląd wykorzystywanych dotąd metod oceny efektywności funduszy inwestycyjnych podają Cogneau i Hübner (2009) w artykule o wymownym tytule *The 101 ways to measure portfolio performance*, czyli „101 sposobów pomiaru wyników portfela inwestycyjnego”. W polskiej literaturze dobry przegląd można znaleźć u Dawidowicz (2012), dlatego w niniejszym artykule nie podajemy szczegółowych opisów bibliograficznych dotyczących prac, w których wprowadzono do świata nauki poszczególne metody pomiaru efektywności funduszy inwestycyjnych.

2.3. Empiryczny pomiar efektywności funduszy inwestycyjnych

Pomimo że instytucje zbiorowego inwestowania – w tym fundusze inwestycyjne – rozpoczęły swoją działalność w Polsce na początku lat 90. XX wieku, historia badania ich efektywności jest znacznie krótsza. Większość artykułów zredagowanych na podstawie wyników takich badań powstała w drugiej dekadzie XXI wieku, nieliczne wcześniej. W związku z tym, że przegląd wyników badań przepro-

wadzonych w latach 90. XX wieku i w pierwszej dekadzie XXI wieku przedstawia Sikora (2010), w niniejszym artykule ograniczamy się do zwięzłego omówienia kluczowych wyników prac badawczych zrealizowanych w 2009 roku i później (zakładając, że publikacja Sikory z 2010 roku może nie uwzględniać wyników innych badaczy zaprezentowanych w literaturze w 2009 roku). Wyczerpujący przegląd zagranicznego empirycznego dorobku w tej dziedzinie można znaleźć z kolei – oprócz Sikory (2010) – u Zamojskiej (2012).

Przegląd publikacji prezentujących wyniki badania efektywności funduszy inwestycyjnych w Polsce pozwala na wyciągnięcie pewnych ogólnych wniosków. Po pierwsze, dotychczasowi badacze posługiwali się stosunkowo małymi próbami badawczymi (kilka, kilkanaście, czasami kilkadziesiąt funduszy). Z oczywistych powodów wnioskowanie na podstawie takiego materiału empirycznego – dające możliwość przeniesienia obserwacji na całą populację – napotyka zrozumiałe ograniczenia. Po drugie, najczęściej badane były fundusze akcyjne. Nieliczni autorzy sięgali po dane mniej typowe, np. dane funduszy nieruchomości (Trzebiński 2012), funduszy SRI (Jamróz 2014), czy wreszcie UFK (Dopierała i Wojciechowski 2015). Po trzecie, w badaniach znajdziemy pełną paletę rozwiązań odnoszących się do okresów, dla jakich wyznaczane były stopy zwrotu (dziennie, tygodniowe, miesięczne, kwartalne), choć najczęściej wybór padał na okres miesięczny (podobna różnorodność cechuje badania pod względem doboru innych kluczowych zmiennych, takich jak stopa zwrotu wolna od ryzyka i benchmark). Po czwarte, w badaniach odnajdujemy zarówno rezultaty pomiaru efektywności funduszy w sensie trafnej selekcji aktywów do portfela funduszu (z wykorzystaniem klasycznych miar, takich jak wskaźniki Sharpe'a i Treynora oraz alfa Jensena), jak i rezultaty pomiaru efektywności w sensie dobrego wycucia rynku (najczęściej modele Treynor–Mazuy i Henriksson–Merton). Niektórzy autorzy sięgali po oryginalne instrumentarium badawcze. Na przykład Zamojska (2009) testowała w ocenie efektywności funduszy inwestycyjnych metodę DEA, znaną z badań operacyjnych. Sikora (2010) wykorzystał w tym celu wnioskowanie bayesowskie. Z kolei Włodarczyk i Skrodzka (2013) użyły standardowego modelu Treynor–Mazuy, ale przełączanego łańcuchem Markowa. Po piąte, zebrane przez nas wyniki dotychczasowych badań świadczą o tym, że – ogólnie rzecz biorąc – efektywność badanych funduszy inwestycyjnych jest niska, zwłaszcza efektywność rozumiana jako zdolność do osiągnięcia dodatkowych stóp zwrotu, będących rezultatem wycucia trendów rynkowych.

Z punktu widzenia celów niniejszego artykułu kluczowe znaczenie – jako punkt odniesienia – mają jednak publikacje Dopierały i Wojciechowskiego (2015) oraz Homy i Mościbrodzkiej (2015), jako jedyne poświęcone efektywności UFK.

W odróżnieniu od nas Dopierała i Wojciechowski (2015) badali wyłącznie UFK powiązane z IKE. Pomijając kwestie podatkowe, od pozostałych UFK odróżnia je przede wszystkim limit środków, które można w nie inwestować. Jako

obiekty badawcze UFK analizowane przez Dopierałę i Wojciechowskiego różnią się zatem istotnie od UFK badanych przez nas, a dodatkowo na różnice te nakładają się nieporównywalne próby badawcze (16 UFK u Dopierały i Wojciechowskiego i 242 UFK na końcu okresu naszego badania). Także metody pomiaru efektywności są w obu przypadkach inne: model Henriksson–Merton u Dopierały i Wojciechowskiego oraz wskaźnik Treynora, alfa Jensena, błąd odwzorowania i współczynnik determinacji z modelu CAPM u nas.

Także Homa i Mościbrodzka (2015) wykorzystały modele *market timing* do oceny UFK (Treynor–Mazuy oraz Henriksson–Merton). Ciekawa jest adaptacja parametrów spopularyzowanych przez trójczynnikowy model Fama–French do dwu wymienionych modeli wycucia rynku i zaprężenie tak zmodyfikowanych modeli do oszacowania efektywności ubezpieczeniowych funduszy kapitałowych (tygodniowe dane z okresu pomiędzy marcem 2009 a październikiem 2014 roku). Badanie zostało jednak przeprowadzone na wynikach osiągniętych przez zaledwie 34 UFK a jego celem było raczej przetestowanie zmodyfikowanych modeli *market timing* niż analiza efektywności UFK *per se*.

3. Dane, zmienne i specyfikacja modelu

Dane wykorzystane w naszym badaniu pochodzą z bazy serwisu Analizy.pl zajmującego się monitorowaniem funduszy inwestycyjnych, skąd zostały zakupione. W badaniu wykorzystano tygodniowe logarytmiczne stopy zwrotu. Także wartości parametrów modelu CAPM, wykorzystane następnie w estymacji wybranych wskaźników efektywności badanych UFK, i wreszcie one same były mierzone w okresach tygodniowych. Oszacowanie parametrów modelu CAPM wymaga jednak użycia miar statystycznych (np. odchylenia standardowego, współczynnika korelacji itd.), to zaś implikuje konieczność wyboru długości okna obserwacji, pozwalającego na zbadanie, w jaki sposób tygodniowe stopy zwrotu – z UFK i benchmarku – zachowywały się w dłuższym okresie i na wnioskowanie na temat związku pomiędzy nimi. Na potrzeby realizacji tego celu w badaniu wykorzystaliśmy dwuletnie kroczące okna obserwacji.

Cały okres poddany analizie objął prawie dziewięć lat (od 29 grudnia 2006 do 25 września 2015 roku). Tak długi okres badania pozwala na istotne zredukowanie wpływu pojedynczych obserwacji na wnioskowanie. W badaniu zostały uwzględnione wyłącznie fundusze akcji rynku polskiego, przy czym cała obserwowana próba cechowała się zmienną strukturą zaprezentowaną w Tabeli 1, a jej liczebność systematycznie rosła z poziomu 44 na początku okresu obserwacji do 242 na jego końcu.

Traktując jako punkt odniesienia zadeklarowane przez fundusze i opublikowane w serwisie Analizy.pl benchmarki, za portfel wzorcowy (modelowy) do ba-

dania efektywności UFK przyjęliśmy portfel składający się z 90% z WIG i 10% z WIBID3M, dla którego – tak jak dla każdego indywidualnego funduszu – policzone zostały tygodniowe logarytmiczne stopy zwrotu.

W roli stopy zwrotu wolnej od ryzyka użyliśmy Bloomberg EFFAS Bond Indices Poland Govt All >1 Yr TR (indeks instrumentów dłużnych emitowanych, gwarantowanych lub poręczonych przez Skarb Państwa lub Narodowy Bank Polski o terminie wykupu powyżej jednego roku). Realizując cele artykułu, średnie stopy zwrotu badanej próby UFK porównaliśmy również ze średnimi stopami zwrotu FIO akcji rynku polskiego.

Tabela 1. Liczebność i struktura badanej próby UFK (wszystkie akcji rynku polskiego)

Rodzaj UFK	Początek okresu badania	Koniec okresu badania	Liczebność na początku okresu badania	Liczebność na końcu okresu badania
Małych i średnich spółek	2008.07.04	2015.09.25	1	39
Sektorowych pozostałe	2010.01.22	2015.09.25	1	2
Uniwersalne	2006.12.29	2015.09.25	44	191
Pozostałe	2013.01.18	2015.09.25	2	10
Ogółem	2006.12.29	2015.09.25	44	242

Źródło: opracowanie własne.

Do oceny efektywności badanych UFK zdecydowaliśmy się użyć dwóch mierników: alfy Jensena i wskaźnika Treynora, którego wartości zostały następnie porównane z wartościami wskaźnika Treynora oszacowanymi dla benchmarku w celu ustalenia dodatkowych stóp zwrotu osiągniętych przez badane fundusze. Wspomagająco wykorzystaliśmy również błąd odwzorowania (*tracking error*) oraz współczynnik determinacji z modelu regresji linowej, za pomocą którego oszacowaliśmy parametry ryzyka dla modelu CAPM jako miary informujące o stopniu, w jakim premie za ryzyko z portfeli UFK można wyjaśnić rynkowymi premiami za ryzyko (osiąganych na benchmarku), a zatem przenoszące ładunek informacyjny na temat aktywności/pasywności zarządzania portfelem. Zrezygnowaliśmy z wykorzystania wskaźnika Sharpe'a z powodu kontrowersji związanych z możliwościami jego użycia w przypadkach ujemnych stóp zwrotu funduszu (zob. np. McLeod i van Vuuren 2004). Z tego samego powodu odrzuciliśmy wskaźnik informacyjny (*information ratio*), wykorzystujący w liczniku właśnie wskaźnik Sharpe'a (w relacji do jego wartości oszacowanej dla benchmarku). Metody badania efektywności funduszy inwestycyjnych odzwierciedlające tzw. wyczucie rynku zostały odrzucone jako wychodzące poza zakres niniejszego ar-

tykułu. W odróżnieniu od niektórych autorów (np. Skrodzka 2012 czy Kopiński 2013), uważających za miary efektywności funduszy traktowane autonomicznie stopy zwrotu i mierniki ryzyka (np. odchylenie standardowe stóp zwrotu), w niniejszym artykule pod pojęciem miar efektywności funduszy inwestycyjnych rozumiemy wyłącznie miary bazujące jednocześnie na rentowności (stopach zwrotu) i na ryzyku.

Alfa Jensena jest różnicą pomiędzy stopą zwrotu zrealizowaną na inwestycji a stopą zwrotu, która jest oczekiwana na podstawie estymacji wynikających z założeń przyjętego modelu opisującego związek pomiędzy ryzykiem i stopami zwrotu z inwestycji. W naszym badaniu wykorzystaliśmy model CAPM. Pokazuje on w prosty i intuicyjny sposób, jak ryzyko – odzwierciedlone we współczynniku beta – wpływa na oczekiwaną stopę zwrotu z inwestycji:

$$E(R_{it}) = R_{ft} + \beta_{it} \times (E(R_{bt}) - R_{ft}) \quad (1)$$

gdzie: $E(R_{it})$ – oczekiwana stopa zwrotu z inwestycji i w okresie t ; R_{ft} – stopa zwrotu wolna od ryzyka w okresie t ; β_{it} – współczynnik beta i -tej inwestycji w okresie t , który odzwierciedla ryzyko systematyczne; $E(R_{bt})$ – oczekiwana stopa zwrotu z benchmarku w okresie t .

W rezultacie alfa Jensena dla i -tej inwestycji w okresie t to następująca różnica:

$$\text{alfa Jensena}_{it} = R_{it} - E(R_{it}) \quad (2)$$

gdzie: R_{it} to stopa zwrotu z i -tej inwestycji faktycznie osiągnięta w okresie t .

Alfę Jensena można również obliczyć inaczej, cały czas pozostając jednak w ramach nakreślonych przez CAPM (Damodaran 2007, 328). Zdecydowaliśmy się na tę alternatywną metodę, ponieważ jej punktem wyjścia jest model regresji liniowej, pozwalający na wnioskowanie na temat tego, w jakim stopniu stopy zwrotu z wybranego instrumentu finansowego albo portfela (u nas: UFK) da się wyjaśnić stopami zwrotu z przyjętego benchmarku. Zatem w pierwszym kroku, na podstawie szeregów czasowych tygodniowych stóp zwrotu z portfeli UFK i stóp zwrotu z benchmarku (w obu przypadkach wyznaczonych dla zakresu danych za ostatnie dwa lata), dla każdego UFK oszacowaliśmy klasyczną metodą najmniejszych kwadratów parametry modelu regresji liniowej o następującej postaci:

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it} \times R_{bt} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

gdzie: R_{it} – stopa zwrotu z portfela osiągnięta przez i -ty UFK w tygodniu t ; α_{it} – odcięta modelu dla i -tego UFK w tygodniu t ; β_{it} – współczynnik kierunkowy modelu (nachylenie linii regresji) dla i -tego UFK w tygodniu t ; R_{bt} – stopa zwrotu z benchmarku osiągnięta w tygodniu t ; ε_{it} – składnik losowy modelu dla i -tego UFK w tygodniu t .

Metoda prezentowana przez Damodarana polega na obliczaniu alfy Jensena (u nas dla i -tego UFK w tygodniu t) jako różnicy pomiędzy odciętą modelu regresji liniowej a liczbą wyznaczoną jako $R_{ft} \times (1 - \beta_{it})$:

$$\text{alfa Jensena}_{it} = \alpha_{it} - R_{ft} \times (1 - \beta_{it}) \quad (4)$$

Model CAPM, standardowo pokazywany za pomocą wzoru (1), da się bowiem w prosty sposób przekształcić do postaci funkcji liniowej, w której odcięta jest właśnie $R_{ft} \times (1 - \beta_{it})$:

$$R_{it} = R_{ft} - R_{ft} \times \beta_{it} + \beta_{it} \times R_{bt} = R_{ft} \times (1 - \beta_{it}) + \beta_{it} \times R_{bt} \quad (5)$$

Model regresji liniowej zastosowany do stóp zwrotu dał nam w rezultacie szeregi czasowe parametrów α i β dla każdego UFK i dla całego okresu obserwacji. Następnie na tej podstawie policzyliśmy średnie tygodniowe parametry modelu – zarówno α , jak i β – w badanej próbie. Informacje na temat istotności oszacowanych parametrów modelu zostały zamieszczone w aneksie.

W drugim kroku, na podstawie tych samych szeregów czasowych tygodniowych stóp zwrotu z portfeli UFK i stóp zwrotu z benchmarku (w obu przypadkach wyznaczonych dla zakresu danych za ostatnie dwa lata), oszacowaliśmy wartości wskaźnika Treynora oraz błąd odwzorowania (dla każdego UFK i dla benchmarku). Następnie policzyliśmy średnie tygodniowe wartości tych wskaźników, osobno dla UFK i dla benchmarku. Do oszacowania wskaźnika Treynora wykorzystaliśmy standardową formułę:

$$T_{it} = \frac{R_{it} - R_{ft}}{\beta_{it}} \quad (6)$$

gdzie T_{it} to wskaźnik Treynora dla i -tego UFK w tygodniu t ; pozostałe oznaczenia jak wcześniej.

Także błąd odwzorowania został obliczony w typowy, znany z literatury sposób, jako odchylenie standardowe dodatkowych stóp zwrotu z portfela funduszu ponad stopy zwrotu z benchmarku.

4. Wyniki i dyskusja

W Tabeli 2, dzięki zanalizowaniu wartości kluczowych parametrów, zaprezentowano ogólny obraz otrzymanych przez nas wyników. Zawiera ona zarówno szacunki średnich stóp zwrotu, jak i ryzyka (całkowitego oraz wyłącznie systematycznego), a także parametrów modelu CAPM, z uwzględnieniem współczynnika determinacji. Nawet pobieżny przegląd liczb zawartych w Tabeli 2 pozwala zauważyć, że zarysowują się tu pewne prawidłowości. Po pierwsze, średnia stopa zwrotu oscyluje wokół zera (średnia roczna wartość stopy zwrotu z całego okresu obser-

wacji wynosi niecałe 0,05%). Po drugie, w okresach ujemnych stóp zwrotu ryzyko ulega podwyższeniu. Po trzecie, zgodnie z oczekiwaniami teoretycznymi średnia wartość współczynnika beta znajduje się blisko wartości 1. Po czwarte, współczynnik determinacji przyjmuje wysokie wartości, świadcząc o dużym stopniu, w jakim stopy zwrotu z benchmarku wyjaśniają stopy zwrotu z badanych UFK.

Tabela 2. Wybrane parametry zastosowanego modelu regresji liniowej opisujące badaną próbę UFK (wartości średnie, ujęcie roczne)

Rok	n	\bar{R}_i	$\bar{\sigma}_i$	$\bar{\beta}_i$	$\bar{\alpha}_i$	\bar{R}_i^2
2007	52	0,59%	2,51%	0,8743	0,0006	0,8724
2008	52	-0,05%	2,97%	0,9249	0,0000	0,8860
2009	52	-0,57%	3,78%	0,9668	-0,0006	0,8929
2010	53	0,02%	3,43%	0,9118	-0,0005	0,8611
2011	52	0,23%	2,22%	0,8694	-0,0002	0,8375
2012	52	-0,10%	2,26%	0,9371	-0,0009	0,8554
2013	52	0,03%	2,13%	0,8995	-0,0004	0,8395
2014	52	0,17%	1,86%	0,8816	-0,0001	0,8245
2015	39	0,09%	1,84%	0,8787	-0,0002	0,8194

Uwagi: n – liczba tygodni uwzględnionych w szacunkach średnich; \bar{R}_i – średnia stopa wzrostu; $\bar{\sigma}_i$ – średnie odchylenie standardowe; $\bar{\beta}_i$ – średni współczynnik beta; $\bar{\alpha}_i$ – średni współczynnik alfa; \bar{R}_i^2 – średni współczynnik determinacji.

Źródło: opracowanie własne.

Zmiany średnich tygodniowych logarytmicznych stóp zwrotu badanych UFK w okresie obserwacji (Rycina 1) są typowe dla ryzykownych inwestycji. Na Rycinie 1 widać końcowe stadium przedkryzysowej hossy ze szczytem w połowie 2007 roku, następnie kryzysową bessę z dnem na początku 2009 roku i wreszcie dwuletni okres dobrej koniunktury (2009–2010), kiedy stopy zwrotu średnio rosły. Od 2011 roku wyraźne jest zawężenie obszaru wahań średnich stóp zwrotu UFK – najpierw nieznacznie poniżej zera (2011–2012), później powyżej zera (2013–2015). Na Rycinie 1 na krzywą pokazującą zmiany średnich stóp zwrotu UFK nałożyliśmy ich odchylenie standardowe opisujące całkowite ryzyko, co dało intrygujące wyniki. Wyraźnie widać, że w okresach niskich stóp zwrotu odchylenie standardowe jest wysokie, i odwrotnie, co świadczy o kumulacji zjawisk negatywnych dla inwestorów w okresach bessy (niskie stopy zwrotu i wysokie ryzyko) i pozytywnych w okresach hossy (wysokie stopy zwrotu i niskie ryzyko). Warto też zwrócić uwagę na ustabilizowanie się ryzyka mierzonego odchyleniem standardowym stóp zwrotu na relatywnie niskim poziomie (poniżej 2,5%), począwszy od końca 2010 roku.

Odnotowany efekt nakładania się wysokiego ryzyka na niskie stopy zwrotu w tych samych okresach to cecha charakterystyczna funduszy o polityce inwesty-

cyjnej skoncentrowanej na jednym rynku i na jednej klasie aktywów (akcjach). Brakuje tu możliwości ucieczki od ryzyka w stronę bezpieczniejszych aktywów, czy nawet dywersyfikacji geograficznej poprzez inwestycje w akcje spoza GPW w Warszawie. Fakt, że koszyk akcji jest tak homogeniczny, powoduje, że niemożliwe jest zdywersyfikowanie ryzyka w okresie bessy, co wpływa na oba parametry inwestycyjne analizowanych UFK. Dobrą ilustracją jest tu nagły skok ryzyka w październiku 2008 roku, wynikający z wzrostu zmienności spowodowanej gwałtowną przeceną na rynku akcji. Brak możliwości ucieczki przed przeceną spowodował szczególnie silne w tym okresie nałożenie się wysokiego ryzyka na niską rentowność.

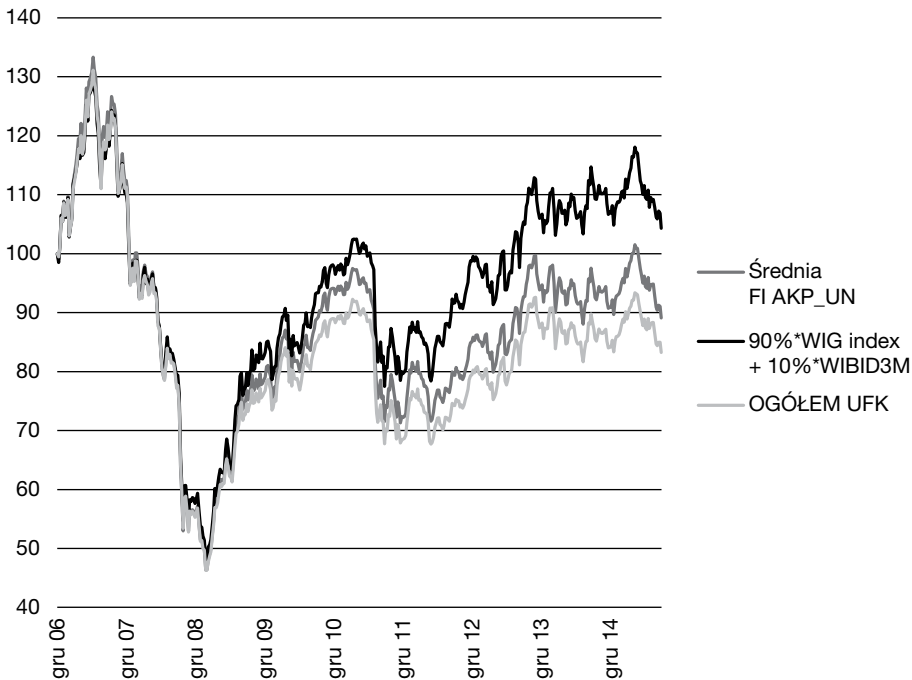


Rycina 1. Średnie tygodniowe stopy zwrotu i odchylenia standardowe stóp zwrotu w badanej próbie UFK

Źródło: opracowanie własne.

Biorąc pod uwagę cele artykułu, ważnych obserwacji dostarcza Rycina 2. Pokazano na niej zmianę w okresie obserwacji 100 zł zainwestowanych w trzy różne portfele: składający się z badanych UFK, FIO i portfel wzorcowy (benchmark), który można potraktować jak przybliżenie portfela rynkowego (za jego zmiany w 90% odpowiada WIG). Ujmując rzecz inaczej, na Rycinie 2 przedstawiono skumulowane średnie tygodniowe stopy zwrotu zapewnione w okresie obserwacji przez trzy wymienione portfele. Wyraźnie widać tu, że ani klasyczne akcyjne FIO, ani też UFK nie pokonały portfela wzorcowego pod względem stóp zwrotu osiągniętych pomiędzy końcem 2006 a połową 2015 roku. FIO zapewniły mimo

wszystko lepsze wyniki niż UFK. Krzywe ilustrujące skumulowane stopy zwrotu trzech analizowanych portfeli zaczynają się rozwarstwiać w 2009 roku. Dotyczy to zwłaszcza oderwania się krzywej portfela wzorcowego od dwóch pozostałych. Jeśli chodzi o UFK, to da się to powiązać z rosnącym rozrzutem stóp zwrotu poszczególnych funduszy w drugiej połowie okresu obserwacji (chodzi tu zwłaszcza o minimalne stopy zwrotu mocno odstające od średniej). Więcej piszemy o tym w dalszej części artykułu. Rozwarstwianie się krzywych na Rycinie 2 (w tendencji rosnącej) świadczy o tym, że wyniki UFK słabsze od wyników portfela wzorcowego można uznać za zjawisko trwałe.



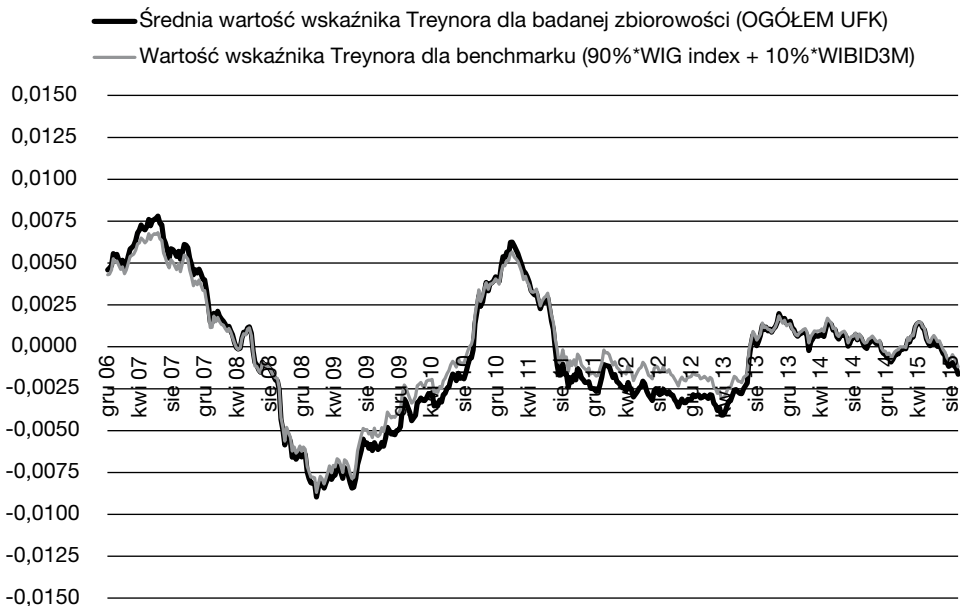
Rycina 2. Zmiana wartości 100 PLN zainwestowanych w badane portfele (w okresie obserwacji): UFK, FIO i wzorcowy (benchmark)

Źródło: opracowanie własne.

Dla otrzymania bardziej miarodajnych wniosków, zestawiliśmy krzywe pokazujące zmiany wskaźnika Treynora dla badanej próby UFK i dla portfela wzorcowego (Rycina 3). Otrzymane wyniki potwierdziły wcześniejsze obserwacje. Przez większość okresu obserwacji badane UFK jako zbiorowość były mniej efektywne niż portfel wzorcowy. Różnice w efektywności portfela UFK i portfela wzorcowego są szczególnie duże w okresach niskich stóp zwrotu. Jednak na szczytach hossy z 2007 roku i hossy z przełomu lat 2010 i 2011 to UFK, choć krótko, przynosiły lepsze wyniki mierzone wskaźnikiem Treynora. Wyraźnie znajduje tu odzwierciedlenie efekt nakładania się wysokiego ryzyka na niskie

stopy zwrotu i niskiego ryzyka na wysokie stopy zwrotu, o którym pisaliśmy wcześniej.

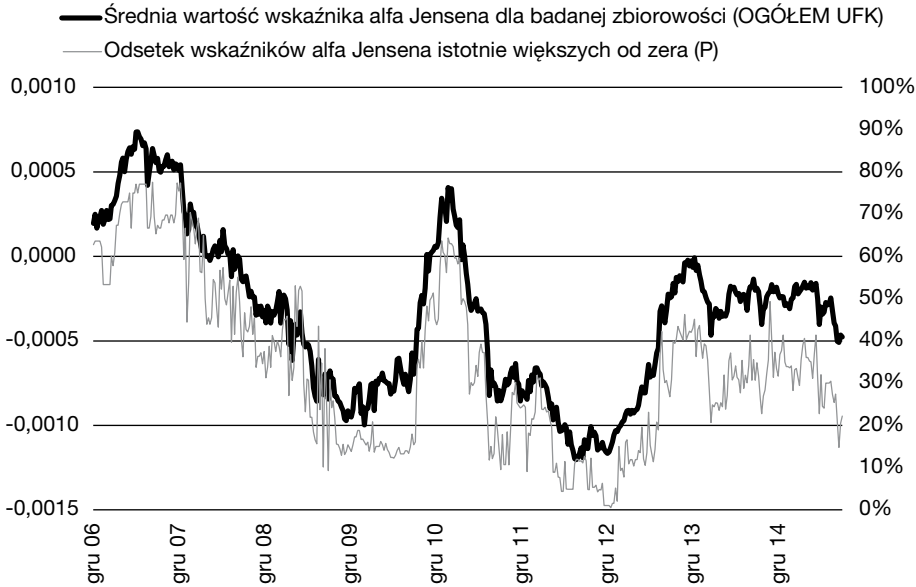
W dyskusji na temat otrzymanych wyników trzeba jednak uwzględnić właściwości wybranego benchmarku. Decydując się na wykorzystanie w tej roli portfela składającego się z 90% z WIG i 10% z WIBID3M, kierowaliśmy się deklaracjami badanych UFK. Dodatkowo, indeks szerokiego rynku (WIG) jest najczęściej wykorzystywanym benchmarkiem w ocenie wyników funduszy akcyjnych, w tym w badaniach naukowych, do których wyników porównywaliśmy rezultaty naszego. Nieliczne badania poświęcone trafności wyboru portfela referencyjnego przez zarządzających funduszami w Polsce (np. Miziołek 2014) świadczą o tym, że w większości przypadków benchmarki są przez nich właściwie dobierane. Dodatkowo, 50 największych spółek notowanych na GPW odpowiada za 84,9% kapitalizacji indeksu WIG i generuje 84,5% średniego dziennego obrotu (według stanu na dzień 29 kwietnia 2016 roku). WIG, choć zasadniczo adekwatny do strategii inwestycyjnej funduszy akcyjnych (i lepszy np. od WIG20, który nie jest indeksem dywidendowym, stąd stawia oceniane fundusze w sztucznie lepszym świetle), może być mimo wszystko dyskusyjnym punktem odniesienia ze względu m.in. na ograniczenia w faktycznej dostępności niektórych walorów. W rezultacie WIG bywa uważany za benchmark trudny do pokonania, co trzeba brać pod uwagę przy ocenie wyników również naszego badania.



Rycina 3. Wskaźnik Treynora w badanej próbie UFK na tle benchmarku

Źródło: opracowanie własne.

Zarysowany do tej pory obraz efektywności UFK potwierdzają szacunki alfy Jensena, których rezultaty zostały zaprezentowane na Rycinie 4. Średnia alfa Jensena dla badanej próby UFK oscyluje wokół zera, co jest zgodne z teoretycznymi oczekiwaniami wynikającymi z modelu CAPM, przy czym okresy, kiedy średnie alfy Jensena były dodatnie, są wyraźnie rzadsze (pokrywają się one ze szczytami fal hossy z 2007 i pierwszej połowy 2011 roku). Przez większość okresu obserwacji średnia wartość alfy Jensena dla próby UFK znajduje się poniżej zera.

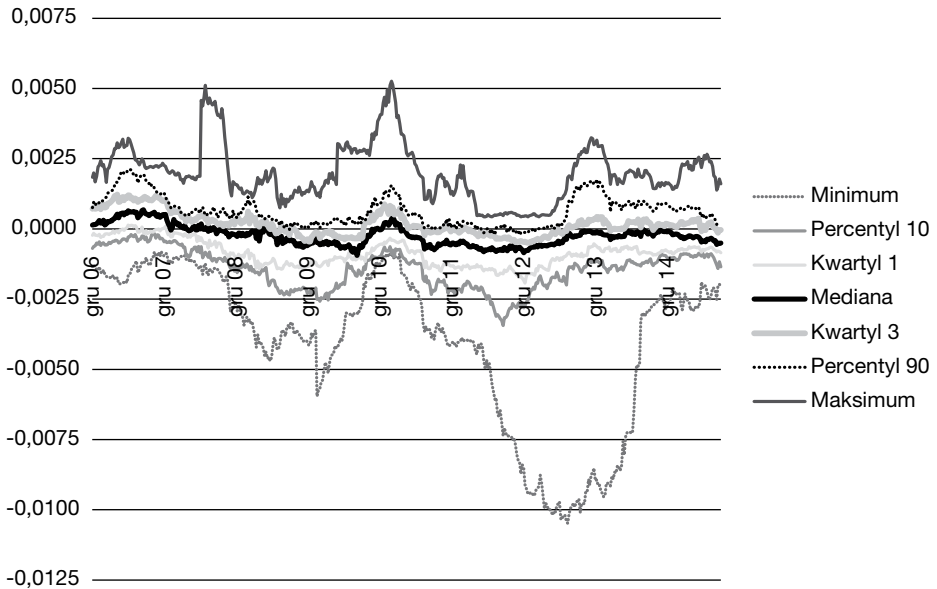


Rycina 4. Średnia alfa Jensena w badanej próbie UFK

Źródło: opracowanie własne.

Dla otrzymania pełniejszego obrazu badanego zjawiska oszacowaliśmy najważniejsze statystyki opisowe w badanej próbie. Wyniki przedstawiono na Rycinie 5. Pierwszy wniosek, jaki się nasuwa, jest taki, że przez większość okresu analizy 50% badanych UFK miało alfę Jensena mniejszą od zera. Co ciekawe, wyraźnie większe dysproporcje w efektywności UFK pojawiły się nie w okresie kryzysu z 2008 roku, ale od momentu wprowadzenia pierwszych zmian dotyczących OFE (maj 2011 roku). W przypadku kryzysu z 2008 roku rozstęp wartości alf Jensena trudno bowiem uznać za duży, a wartości 10% najgorszych obserwacji, choć ujemne, były wyższe niż przykładowo wartość pierwszego kwartylu w sierpniu 2012 roku. Największe różnice w efektywności poszczególnych UFK pojawiły się w 2011 roku, gdy 10% najgorszych wyników wyraźnie zaczęło odstawać od rezultatów pozostałych UFK, znacząco rozwarstwiając wykres w jego dolnej części. Wraz z poprawą efektywności zarządzania UFK rozpoczętą w trzecim kwartale 2012 roku, różnice uległy niewielkiemu zawężeniu, natomiast

wśród UFK pojawiły się obserwacje odstające o wyraźnie gorszych wynikach, czego dowodem jest przebieg alfy Jensena dla wartości minimalnej rozkładu.



Rycina 5. Alfa Jensena w badanej próbie UFK: statystyki opisowe

Źródło: opracowanie własne

Do zbadania stopnia, w jakim zachowanie stóp zwrotu badanych UFK w czasie da się wyjaśnić zmianami stóp zwrotu z portfela wzorcowego, wykorzystaliśmy dwa współczynniki: współczynnik determinacji (R^2), oszacowany w modelu CAPM, oraz błąd odwzorowania pokazujący, jak bardzo średnie stopy zwrotu portfela UFK odchylają się od stóp zwrotu portfela wzorcowego. Na Rycinie 6 pokazano średnie wartości współczynnika determinacji w okresie obserwacji. Zasadniczo przez cały czas jego wartości utrzymują się powyżej 0,8, świadcząc o dużym dopasowaniu modelu do danych empirycznych i jednocześnie o dużym stopniu, w jakim stopy zwrotu UFK można wyjaśnić stopami zwrotu portfela wzorcowego (jedynie 20% stopy zwrotu UFK nie jest wyjaśniane stopą zwrotu benchmarku). Co ciekawe, wartość współczynnika determinacji w tendencji się obniża (od 2009 roku), co z pewnością ma związek ze wspomnianym wcześniej rosnącym rozrzutem stóp zwrotu w badanej próbie UFK i, pośrednio, ze zmianami dotyczącymi OFE. Na Rycinie 6 widać też, że dopasowanie modelu mierzone współczynnikiem R^2 obniża się w okresach gorszych wyników inwestycyjnych.



Rycina 6. Średnia wartość współczynnika determinacji (R²) modelu CAPM w badanej próbie UFK

Źródło: opracowanie własne.

Do podobnych wniosków prowadzi analiza zmian w czasie błędu odwzorowania (Rycina 7). Jako tradycyjna miara aktywnego zarządzania, która odzwierciedla zmienność różnic w stopach zwrotu danego funduszu oraz jego benchmarku, jest ona narażona na zaburzenia wynikające zarówno z różnych sposobów wyceny jednostek funduszy (niektóre TFI podają wartość jednostki na koniec dnia, inne zaś biorą do obliczeń kursy spółek z godziny dwunastej), jak i z różnic w poziomie kosztów pobieranych za zarządzanie aktywami (w skrajnym przypadku fundusz o wysokich opłatach może mieć wyższy błąd odwzorowania mimo dokładnej replikacji benchmarku). Dlatego uzyskane wyniki warto zestawić z wartością kosztów o charakterze operacyjnym (odzwierciedla je np. wskaźnik TER – *total expense ratio*).

Otrzymane przez nas wyniki pokazują, że początkowo wartość błędu odwzorowania rośnie do 2009 roku, a następnie – po przejściowej stabilizacji na najwyższym poziomie odnotowanym w całym okresie obserwacji – gwałtownie spada w 2010 roku, stabilizując się do końca okresu obserwacji w przedziale 0,8%–0,9% w ujęciu tygodniowym. Po zannualizowaniu daje to wartość 5,8%–6,5%, co w przypadku gorszych wyników od benchmarku i przy średnim TER dla funduszy UFK akcji polskich na poziomie 3,89% (wartość na 30 czerwca 2015 roku) świadczy o tym, że znaczna część braku replikacji portfela wzorcowego wynika z wysokich kosztów, jakimi fundusz obciąża inwestorów. Co ciekawe, wartość TER dla UFK jest nieznacznie wyższa od TER dla klasycznych funduszy

inwestycyjnych (3,70% na dzień 30 czerwca 2015 roku), co nie pozwala wyjaśnić gorszych stóp zwrotu UFK wyższymi kosztami operacyjnymi.



Rycina 7. Błąd odwzorowania (*tracking error*) w badanej próbie UFK

Źródło: opracowanie własne.

Biorąc pod uwagę przebieg krzywej pokazującej błąd odwzorowania, okres obserwacji można podzielić na trzy podokresy. Pierwszy, do połowy 2009 roku, kiedy wartość tego wskaźnika rosła, pokazuje, że w końcowej fazie hossy w 2007 roku i w trakcie bessy z 2008 roku wyniki inwestycyjne osiągnięte przez analizowane UFK coraz bardziej różniły się od wyników benchmarku. Okres dwunastu miesięcy od września 2010 roku to czas zacierania się wspomnianych różnic. Trzeci okres, trwający od września 2011 roku do dziś, to czas stabilizacji średniego poziomu wskaźnika na poziomie zbliżonym do jego historycznych minimów. Różnice pomiędzy przeciętnymi wynikami UFK a wynikami benchmarku są zatem od ponad czterech lat niewielkie i stabilne, co świadczy o daleko posuniętym naśladownictwie polityki inwestycyjnej przez badane UFK.

5. Podsumowanie

Wyniki przeprowadzonego przez nas badania świadczą o tym, że pod względem efektywności analizowana próba UFK przegrała z przyjętym benchmarkiem, odnotowując ujemne dodatkowe stopy zwrotu przez prawie cały okres obserwacji (prawie dziewięć lat). Dotyczy to wyników ocenianych w kontekście wartości

zarówno wskaźnika Treynora, jak i alfy Jensena. Ten sam wniosek można wyciągnąć w odniesieniu do klasycznych akcyjnych FIO, choć ich wyniki były nieco lepsze. Takie rezultaty potwierdzają ustalenia innych badaczy, którzy wcześniej analizowali efektywność funduszy inwestycyjnych w Polsce, choć na znacznie mniejszych próbach. Biorąc jednak pod uwagę kontrowersje związane z właściwościami indeksu WIG jako portfela referencyjnego dla oceny wyników funduszy akcyjnych, i szerzej – kontrowersje związane z doбором benchmarku w ogóle – otrzymane przez nas wyniki powinny stanowić motywację do podjęcia dalszych badań uwzględniających modelowanie benchmarku jako kluczowej zmiennej decydującej o efektywności funduszy inwestycyjnych. Jednocześnie wyniki te należy oceniać ze świadomością ograniczeń WIG jako benchmarku.

Z oszacowań modelu CAPM wynika też silny związek pomiędzy rentownością benchmarku i rentownością UFK, oscylujący wokół 80%. Świadczy to o daleko posuniętym „replikowaniu rynku” przez badaną próbę UFK, dowodząc raczej pasywnego stylu zarządzania. Dodatkowo, takie wyniki oznaczają relatywnie dużą ekspozycję UFK na ryzyko systematyczne, którego nie da się zredukować przez dywersyfikację. Co więcej, zarządzanie portfelami UFK staje się w tendencji coraz bardziej pasywne, a silny efekt odwzorowywania benchmarku ulega wyraźnemu utrwalaniu w ostatnich latach. Świadczą o tym zarówno wskazania współczynnika determinacji oszacowanego w modelu CAPM, jak i wartości błędu odwzorowania, które są zbieżne.

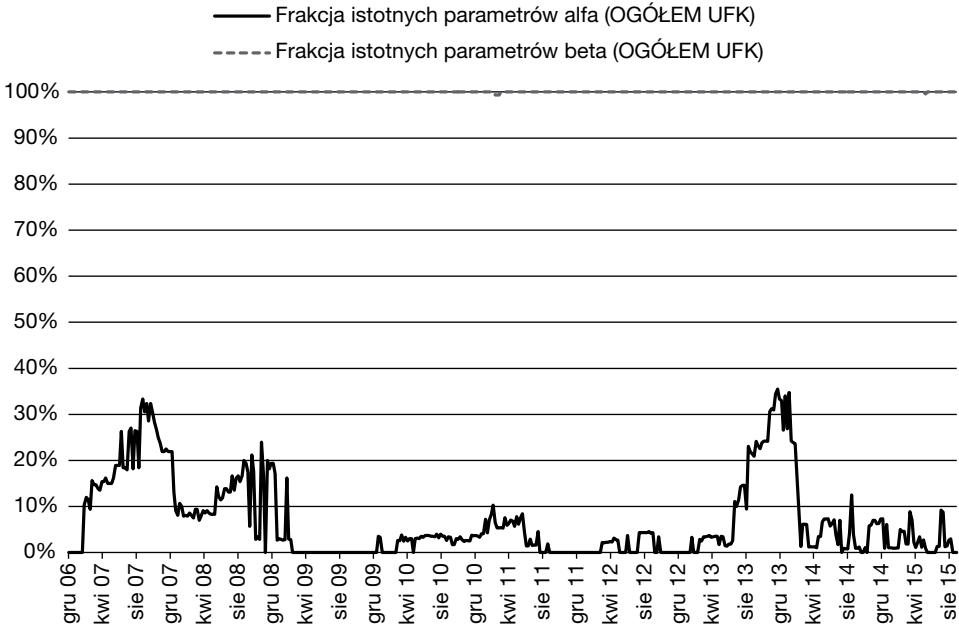
Otrzymane przez nas wyniki potwierdzają też występowanie efektu wzrostu ryzyka w okresach niskich stóp zwrotu i kumulowania w ten sposób negatywnych dla inwestorów zjawisk w okresach bessy, co wiąże się z profilem badanych funduszy i da się wytłumaczyć koncentracją na jednym rynku i jednej klasie aktywów.

Bibliografia

- Cogneau, Philippe i Georges Hübner. 2009. *The 101 ways to measure portfolio performance*. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1326076 (dostęp: 16.02.2016).
- Damodaran, Aswath. 2007. *Finanse korporacyjne. Teoria i praktyka*. Gliwice: Helion.
- Dawidowicz, Dawid. 2012. *Fundusze inwestycyjne. Rodzaje – metody oceny – analiza*. Warszawa: CeDeWu.
- Dopierała, Łukasz i Liwiusz Wojciechowski. 2015. „Efektywność inwestycji ubezpieczeniowych funduszy kapitałowych dostępnych w ramach indywidualnych kont emerytalnych w świetle modelu Henrikssona–Mertona”. *Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego* 41 (3): 55–67.
- Homa, Magdalena i Monika Mościbrodzka. 2015. „Application of multifactorial market-timing models to assess risk and effectiveness of equity-linked insurance funds in Poland”. *Statistics in Transition New Series* 16 (2): 279–292.

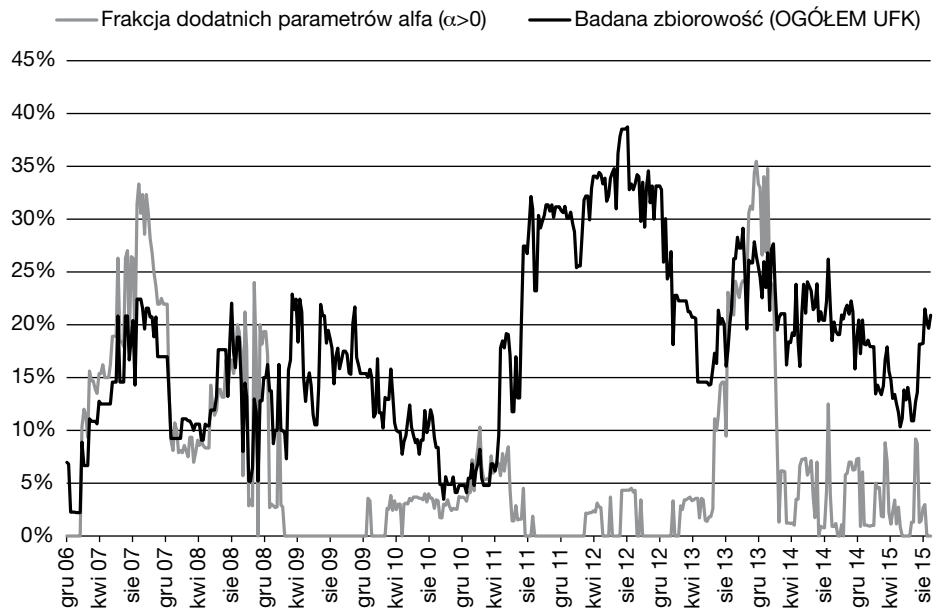
- Jamróz, Paweł. 2014. „Badanie efektywności zarządzających funduszami społecznie odpowiedzialnymi”. *Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego* 36 (2): 273–285.
- Karkowska, Renata i Katarzyna Niewińska. 2013. „Analiza zmienności stóp zwrotu funduszy inwestycyjnych w Polsce”. *Zarządzanie i Finanse* 11 (1): 255–267.
- Kopiński, Adam. 2013. „Analiza polskich funduszy inwestycyjnych w okresie 2009–2012 (miernik rozwoju Hellwiga na tle innych metod)”. *Annales Universitatis Mariae Curie-Skłodowska. Sectio H. Oeconomia* 47 (3): 313–326.
- McLeod, Warren i Gary van Vuuren, G. 2004. „Interpreting the sharpe ratio when excess returns are negative”. *Investment Analysts Journal* 33 (59): 15–20.
- Michór, Andrzej. 2015. „Ubezpieczenia na życie z ubezpieczeniowym funduszem kapitałowym a ochrona konsumenta”. *Bezpieczny Bank* 1 (58): 156–182.
- Miziołek, Tomasz. 2014. „Czy benchmarki funduszy akcyjnych są adekwatne do ich polityki inwestycyjnej?”. <http://www.parkiet.com/artykul/1402052.html?print=tak&p=0> (dostęp: 10.05.2016).
- Pietrzyk, Radosław. 2014. „Porównanie metod pomiaru efektywności zarządzania portfelami funduszy inwestycyjnych”. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu* 23 (328): 290–298.
- Rzecznik Ubezpieczonych. 2012. „Ubezpieczenia na życie z ubezpieczeniowym funduszem kapitałowym. Raport Rzecznika Ubezpieczonych”. http://rf.gov.pl/pdf/Raport_UFK.pdf (dostęp: 16.02.2016).
- Sikora, Tomasz. 2010. „Analiza wyników funduszy inwestycyjnych w Polsce z wykorzystaniem wnioskowania bayesowskiego”. *Materiały i Studia NBP* 248: 1–81.
- Skrodzka, Wioletta. 2012. „Analiza efektywności funduszy obligacji w czasie bessy”. *Logistyka* 5: 172–176.
- Staszal, Aneta. 2013. „Rodzaje oferty inwestycyjnej towarzystw ubezpieczeń na życie”. *Zarządzanie i Finanse* 11 (2): 261–272.
- Szczepańska, Magdalena. 2011. *Ubezpieczenie na życie z ubezpieczeniowym funduszem kapitałowym*. Warszawa: Wolters Kluwer.
- Trzebiński, Artur. 2012. „Badanie efektywności polskich funduszy nieruchomości w latach 2005–2011”. *Oeconomia Copernicana* 3 (4): 59–71.
- Ünal, Gözde i Tan, Ömer Faruk. 2015. „Selectivity and market timing ability of polish fund managers analysis of selected equity funds”. *Procedia – Social and Behavioral Sciences* 213: 411–416.
- Włodarczyk, Aneta i Skrodzka, Wioletta. 2013. „Modelowanie procesów decyzyjnych na rynku funduszy inwestycyjnych z wykorzystaniem przełącznikowego modelu Trenora-Mazuy’ego”. *Zarządzanie i Finanse* 11 (4/4): 211–226.
- Zamojska, Anna. 2009. „Zastosowanie metody DEA w klasyfikacji funduszy inwestycyjnych”. *Przegląd Statystyczny* LVI (3–4): 51–66.
- Zamojska, Anna. 2012. *Efektywność funduszy inwestycyjnych w Polsce: studium teoretyczno-empiryczne*. Warszawa: C.H. Beck

Załączniki



Rycina A. Odsetek parametrów alfa i beta modelu regresji liniowej istotnych statystycznie na poziomie $p = 0,05$

Źródło: opracowanie własne.



Rycina B. Odsetek dodatnich parametrów alfa modelu regresji liniowej istotnych statystycznie na poziomie $p = 0,05$

Źródło: opracowanie własne.

The effectiveness of unit-linked insurance funds in Poland

Abstract

Demographic changes along with shifts in pension system in Poland lead to increasing interest in investment products allowing for voluntary cumulation of retirement capital. What is key for the selection of such product, is its effectiveness measured by the relation of benefits to costs, including risk. The article demonstrates the results of study in which we estimated and evaluated the effectiveness of unit-linked insurance funds which represent such class of financial products. The examination was aimed at checking whether the funds under research generate abnormal and superior rates of return as well as whether they are managed actively or passively. We utilized OLS method to estimate CAPM parameters for studied funds and we calculated Treynor ratios, Jensen alphas and tracking errors for them. As the result, we obtained estimations evidencing negative abnormal and negative superior rates of return for almost entire observation period. We also reported passivity in managing the funds.

Keywords: unit-linked insurance funds, effectiveness, CAPM, Treynor ratio, Jensen alpha

JEL Codes: G11, G12

DOI: 10.17451/eko/45/2016/203