

MATERIAŁY I STUDIA

Zeszyt nr 236

Powtarzalność wyników funduszy inwestycyjnych w Polsce

Krzysztof Jackowicz, Dariusz Filip

Warszawa, czerwiec 2009 r.

Krzysztof Jackowicz – Akademia Leona Koźmińskiego w Warszawie

Dariusz Filip – Akademia Leona Koźmińskiego w Warszawie

Projekt graficzny:

Oliwka s.c.

Skład i druk:

Drukarnia NBP

Wydął:

Narodowy Bank Polski

Departament Edukacji i Wydawnictw

00–919 Warszawa, ul. Świętokrzyska 11/21

tel. 022 653 23 35, fax 022 653 13 21

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2009

Materiały i Studia są rozprowadzane bezpłatnie.

Dostępne są również na stronie internetowej NBP: <http://www.nbp.pl>

Spis treści

Spis tabel	4
Spis wykresów	6
Streszczenie	7
Wprowadzenie	8
1. Dorobek literatury przedmiotu	9
1.1. Występowanie powtarzalności	9
1.2. Przyczyny występowania powtarzalności	12
2. Metody badawcze, weryfikowane hipotezy, charakterystyka danych	14
2.1. Rozwiązania metodologiczne	14
2.1.1. <i>Miary wyników funduszy</i>	14
2.1.2. <i>Narzędzia analizy powtarzalności</i>	15
2.2. Weryfikowane hipotezy	20
2.3. Wykorzystane dane	21
3. Rezultaty badawcze	23
3.1. Fundusze akcyjne	23
3.1.1. <i>Powtarzalność w perspektywie rocznej</i>	23
3.1.2. <i>Powtarzalność w perspektywie półrocznej</i>	28
3.2. Fundusze hybrydowe	34
3.2.1. <i>Powtarzalność w perspektywie rocznej</i>	34
3.2.2. <i>Powtarzalność w perspektywie półrocznej</i>	39
3.3. Wrażliwość rezultatów badawczych	45
4. Podsumowanie	50
Bibliografia	52

Spis tabel

Tabela 2.1. Weryfikowane hipotezy i argumenty przemawiające na ich korzyść – podsumowanie	20
Tabela 2.2. Liczba otwartych funduszy inwestycyjnych uwzględnionych w badaniu powtarzalności	22
Tabela 3.1. Powtarzalność rocznych stóp dochodu oferowanych przez fundusze akcyjne – wyniki testów nieparametrycznych	23
Tabela 3.2. Powtarzalność rocznych wskaźników Sharpe’a osiągniętych przez fundusze akcyjne – wyniki testów nieparametrycznych	24
Tabela 3.3. Modele regresji rankingów percentylowych nadanych na podstawie rocznych stóp dochodu osiągniętych przez fundusze akcyjne	25
Tabela 3.4. Modele regresji rankingów percentylowych nadanych na podstawie rocznych wskaźników Sharpe’a funduszy akcyjnych	26
Tabela 3.5. Wyniki w okresie oceny funduszy akcyjnych zakwalifikowanych do grupy lepszych i gorszych	26
Tabela 3.6. Powtarzalność półrocznych stóp dochodu oferowanych przez fundusze akcyjne – wyniki testów nieparametrycznych	28
Tabela 3.7. Powtarzalność półrocznych wskaźników Sharpe’a funduszy akcyjnych – wyniki testów nieparametrycznych	29
Tabela 3.8. Modele regresji rankingów percentylowych nadanych na podstawie półrocznych stóp dochodu osiągniętych przez fundusze akcyjne	31
Tabela 3.9. Modele regresji rankingów percentylowych nadanych na podstawie półrocznych wskaźników Sharpe’a funduszy akcyjnych	32
Tabela 3.10. Wyniki w okresie oceny funduszy zakwalifikowanych do grupy lepszych i gorszych – analiza w okresach półrocznych	33
Tabela 3.11. Powtarzalność rocznych stóp dochodu oferowanych przez fundusze hybrydowe – wyniki testów nieparametrycznych	34
Tabela 3.12. Powtarzalność rocznych wskaźników Sharpe’a osiągniętych przez fundusze hybrydowe – wyniki testów nieparametrycznych	35
Tabela 3.13. Modele regresji rankingów percentylowych przyznanych na bazie osiągniętych przez fundusze hybrydowe rocznych stóp dochodu	37

Tabela 3.14. Modele regresji rankingów percentylowych przyznanych na podstawie wartości wskaźników Sharpe'a osiągniętych przez fundusze hybrydowe	37
Tabela 3.15. Wyniki w okresie oceny funduszy hybrydowych zakwalifikowanych do grupy lepszych i gorszych.	38
Tabela 3.16. Powtarzalność półrocznych stóp dochodu oferowanych przez fundusze hybrydowe – wyniki testów nieparametrycznych	40
Tabela 3.17. Powtarzalność półrocznych wskaźników Sharpe'a osiągniętych przez fundusze hybrydowe – wyniki testów nieparametrycznych.	42
Tabela 3.18. Modele regresji rankingów percentylowych nadanych na podstawie osiągniętych przez fundusze hybrydowe półrocznych stóp dochodu	43
Tabela 3.19. Modele regresji rankingów percentylowych przyznanych na podstawie półrocznych wskaźników Sharpe'a funduszy hybrydowych.	44
Tabela 3.20. Wyniki w okresie oceny funduszy hybrydowych zakwalifikowanych do grupy lepszych i gorszych	44
Tabela 3.21. Rezultaty badania powtarzalności wyników funduszy akcyjnych z dominującym krajowym komponentem inwestycji – synteza	47
Tabela 3.22. Rezultaty badania powtarzalności wyników funduszy stabilnego wzrostu – synteza	48
Tabela 3.23. Rezultaty badania powtarzalności wyników funduszy zrównoważonych – synteza	49

Spis wykresów

Wykres 2.1. Przykładowe dwuwymiarowe odwzorowanie jądra stochastycznego	18
Wykres 3.1. Jądro stochastyczne dla wyników funduszy akcyjnych mierzonych osiąganą roczną stopą dochodu	24
Wykres 3.2. Jądro stochastyczne dla wyników funduszy akcyjnych mierzonych rocznymi wskaźnikami Sharpe'a	25
Wykres 3.3. Kształtowanie się wartości indeksu WIG od początku 2000 r. do końca I połowy 2008 r.	27
Wykres 3.4. Jądro stochastyczne dla wyników funduszy akcyjnych mierzonych półroczną stopą dochodu.	30
Wykres 3.5. Jądro stochastyczne dla wyników funduszy akcyjnych mierzonych półrocznym wskaźnikiem Sharpe'a	30
Wykres 3.6. Jądro stochastyczne dla wyników funduszy hybrydowych mierzonych roczną stopą dochodu	35
Wykres 3.7. Jądro stochastyczne dla wyników funduszy hybrydowych mierzonych rocznymi wskaźnikami Sharpe'a	36
Wykres 3.8. Kształtowanie się minimalnej rentowości operacji otwartego rynku prowadzonych przez NBP (w %)	39
Wykres 3.9. Jądro stochastyczne dla wyników funduszy hybrydowych mierzonych półroczną stopą dochodu.	41
Wykres 3.10. Jądro stochastyczne dla wyników funduszy hybrydowych mierzonych półrocznymi wskaźnikami Sharpe'a.	42
Wykres 4.1. Średnie miesięczne ponadbranżowe stopy dochodu i ich odchylenia standardowe w całym okresie badania – grupa funduszy akcyjnych.	51
Wykres 4.2. Średnie miesięczne ponadbranżowe stopy dochodu i ich odchylenia standardowe w całym horyzoncie badania – grupa funduszy hybrydowych	51

Streszczenie

Opracowanie bada zjawisko powtarzalności wyników funduszy akcyjnych i hybrydowych w Polsce. Otrzymane wyniki generalnie potwierdzają występowanie krótkookresowej powtarzalności. Obraz związków wyników funduszy w kolejnych okresach jest przy tym bardziej jednoznaczny w przypadku funduszy akcyjnych niż hybrydowych. Okresy odwracania wyników są znacznie rzadsze niż okresy powtarzalności niezależnie od rozważanego rodzaju funduszy. Pokrywanie się okresów odwracania wyników z czasem istotnych zmian trendów na rynkach finansowych oraz występowanie najsilniejszej powtarzalności w okresach wyraźnie zdefiniowanych tendencji rynkowych przemawiają na korzyść hipotezy, że zjawisko powtarzalności w Polsce jest kształtowane głównie przez czynniki rynkowe, a nie zróżnicowanie cech i umiejętności menadżerskich.

Słowa kluczowe: powtarzalność wyników, fundusze inwestycyjne

JEL: G23, G11, G29.

Wprowadzenie

O powtarzalności wyników podmiotu gospodarczego możemy mówić wtedy, gdy w kolejnych okresach notuje konsekwentnie dobre lub złe wyniki. W pierwszym przypadku mamy do czynienia z powtarzalnością sukcesu, w drugim – powtarzalnością porażki. Przeciwnością zjawiska powtarzalności jest tendencja do odwracania wyników polegająca na tym, że w kolejnych okresach obrachunkowych zwycięzcy i przegrani zamieniają się miejscami w rozkładzie rezultatów gospodarowania.

Powtarzalności i odwracaniu wyników funduszy w obcojęzycznym piśmiennictwie naukowym poświęcono dziesiątki prac. Co roku wspomniany nurt literatury przedmiotu wzbogaca się o dalsze, istotne pozycje, które nie tylko uzupełniają katalog ustaleń empirycznych, ale także prezentują udoskonalenia w zakresie wykorzystywanych metod badawczych. W polskiej literaturze przedmiotu dociekania poświęcone tym zagadnieniom są prawie nieobecne. Stąd też nasza decyzja, aby zająć się analizą powtarzalności wyników funduszy inwestycyjnych w Polsce.

Zagadnienie powtarzalności wyników funduszy jest istotne przynajmniej z trzech względów. Po pierwsze, potencjalna powtarzalność jest ważną przesłanką decyzji inwestycyjnych. Po drugie, występowanie powtarzalności może być w pewnych warunkach, szczególnie opisanych podpunkcie 2.2, jednym z argumentów na rzecz hipotezy o występowaniu trwale zróżnicowanych umiejętności zarządzających funduszami. Po trzecie, określenie siły i charakteru zjawiska powtarzalności może pomagać przy ocenie natężenia konkurencji w branży oraz efektywności rynków. Silna konkurencja, jak argumentują Berger i in. (2000), powinna bowiem przez mechanizmy imitacji najlepszych strategii szybko zbliżać do siebie wyniki podmiotów działających w branży. Podobne oddziaływanie, wzmacniające konwergencję wyników, powinien też wywierać wysoki stopień informacyjnej efektywności rynków.

Podstawowym celem opracowania jest odpowiedź na pytanie, czy wyniki działających w Polsce funduszy inwestycyjnych charakteryzują się powtarzalnością. Ponadto staraliśmy się bliżej scharakteryzować wspomniane zjawisko oraz określić jego znaczenie ekonomiczne. W sensie podmiotowym naszym badaniem objęliśmy fundusze inwestujące swoje środki wyłącznie lub częściowo w akcje, a więc tzw. fundusze akcyjne oraz hybrydowe (tj. zrównoważone i stabilnego wzrostu). Aby wykluczyć przypadkowość uzyskanych rezultatów, zastosowaliśmy różnorodne narzędzia: testy parametryczne i nieparametryczne, estymację jąder stochastycznych, prostą symulację oraz regresję rankingów percentylowych. Dodatkowo, w większości przypadków badaliśmy powtarzalność w dwóch perspektywach: rocznej i półrocznej.

Reszta opracowania składa się z czterech części. Rozdział pierwszy charakteryzuje dotychczasowy dorobek literatury przedmiotu. Drugi omawia wykorzystane metody badawcze oraz weryfikowane przy ich pomocy hipotezy badawcze, prezentuje też zgromadzony zestaw danych. W rozdziale trzecim przedstawiliśmy rezultaty badawcze wraz z proponowaną ich interpretacją, a także analizę wrażliwości rezultatów na zmiany stopnia homogeniczności wyróżnionych próbek funduszy inwestycyjnych. Opracowanie zamyka krótkie podsumowanie najważniejszych ustaleń oraz opis wynikających z nich perspektyw badawczych.

Analiza zjawiska powtarzalności jest niezwykle pracochłonna na etapie obróbki danych. Etap ten skróciło wykorzystanie dwóch programów komputerowych specjalnie stworzonych na nasze potrzeby. Ich autorowi – panu Łukaszowi Kozłowskiemu – chcielibyśmy w tym miejscu złożyć podziękowania. Projekt badawczy, którego wymiernym efektem jest prezentowane opracowanie, został zrealizowany w Akademii Leona Koźmińskiego w Warszawie.

1

Dorobek literatury przedmiotu

1

Studia nad powtarzalnością wyników funduszy inwestycyjnych podejmują przede wszystkim dwa problemy. Po pierwsze, weryfikują samą hipotezę o występowaniu powtarzalności. Po drugie zaś, starają się poszukiwać przyczyn jej występowania. Wprowadzony, prosty podział problemów badawczych będzie elementem porządkującym prezentację dotychczasowego dorobku literatury przedmiotu.

1.1. Występowanie powtarzalności

Hipoteza o występowaniu powtarzalności wyników funduszy inwestycyjnych była weryfikowana najczęściej na podstawie danych dotyczących funduszy otwartych lokujących zebrane środki we właścicielskie papiery wartościowe. Obecnie jednak omawiane zjawisko coraz częściej badane jest w odniesieniu do funduszy inwestujących w instrumenty dłużne i funduszy hedgingowych. Przybliżony, historyczny porządek pojawiania się badań dotyczących różnych typów funduszy inwestycyjnych zdecydował o kolejności prezentacji w tym podpunkcie badań budujących dorobek literatury przedmiotu. I tak w pierwszej kolejności omówimy ustalenia dotyczące powtarzalności wyników funduszy akcyjnych, potem zaś – funduszy obligacyjnych i hedgingowych.

Brown i Goetzmann (1995) wykorzystali w swoim badaniu dane dotyczące rynku amerykańskiego w latach 1976–1988. W zależności od roku analizy liczba funduszy akcyjnych występujących w próbie wahała się od 372 do 829. Przyjęta metoda badawcza bazowała na tablicach liczebności warunkowych i testach nieparametrycznych, a więc narzędziach, które bliżej scharakteryzujemy w podpunkcie 2.1.2. Wspomniani autorzy dowiedli, że w siedmiu dwuletnich podokresach roczne wyniki inwestycyjne cechowały się statystycznie istotną powtarzalnością. W dwóch podokresach nastąpiło natomiast statystycznie istotne odwrócenie relatywnych wyników funduszy z próby. Za występowanie powtarzalności odpowiedzialne były przede wszystkim fundusze konsekwentnie ponoszące porażki. Rezultaty referowane przez Browna i Goetzmana znalazły potwierdzenie w pracy Eltona i in. (1996). W tej ostatniej okres analizy był zbliżony, obejmował bowiem lata 1977–1993. Liczebność próby była jednak niższa i wynosiła 188 funduszy. Odmiennie też wyglądała metoda badawcza, której podstawą było wyróżnienie okresów klasyfikacji i oceny wyników funduszy (bliższe omówienie wariantu tej metody zawarliśmy we wspomnianym podpunkcie 2.1.2). Powtarzalność wyników amerykańskich funduszy zaobserwowano tym razem, co warto podkreślić, nie tylko w przypadku kolejnych rocznych okresów, ale także w trzyletnich podokresach. To ostatnie ustalenie, dotyczące istnienia powtarzalności w średnim okresie, w omawianym nurcie literatury przedmiotu znajduje potwierdzenie tylko jeszcze w artykule Jana i Hunga (2004), w którym posłużono się podobnymi narzędziami analitycznymi i rozbudowanym zestawem danych z lat 1961–2000 dla 3316 funduszy. Szybsze tempo zanikania dobrych wyników (w okresie oceny) funduszy zaliczonych do czołówki na podstawie przeszłych rezultatów (w okresie klasyfikacji) sugeruje Carhart w swojej bardzo często cytowanej pracy z 1997 roku. Dowodzi on na podstawie obserwacji z lat 1962–1993, zgromadzonych dla 1892 zdywersyfikowanych funduszy akcyjnych, że powtarzalność ma charakter krótkookresowy. Argumentów przeciwko hipotezie o występowaniu powtarzalności wyników amerykańskich funduszy akcyjnych dostarcza opracowanie Prater i in. (2004). W oszacowanym w nim, przy wykorzystaniu danych ze stosunkowo krótkiego okre-

su (1996–2000), modelu regresji objaśniającym wyniki funduszy, parametr obliczony dla opóźnionej w czasie zmiennej zależnej (alfy Jensena) jest bowiem ujemny i statystycznie istotny, co wskazuje na dominację zjawiska powrotu wyników do średniej nad zjawiskiem powtarzalności. Negacji występowania powtarzalności nie odnajdujemy jednak w najnowszych pracach posługujących się danymi z rynku amerykańskiego. Huij i Verbeek (2007) przy użyciu metod bayesowskich do estymacji miar wyników i próby, obejmującej prawie wszystkie fundusze inwestujące w akcje w latach 1984–2003, dostarczają kolejnego potwierdzenia występowania krótkookresowej powtarzalności. Kosowski i in. (2008) pokazują z kolei, że w latach 1975–2002 w przebadanej przez nich próbie 1788 funduszy silna powtarzalność wyników dotyczyła funduszy zakwalifikowanych do górnego decyla zwycięzców.

Omówione do tej pory pozycje literatury przedmiotu posługiwały się wyłącznie danymi z rynku amerykańskiego. Dane z innych rynków oczywiście także były wykorzystywane do weryfikacji hipotezy o występowaniu powtarzalności wyników funduszy akcyjnych. Poniżej krótko przedstawimy rezultaty uzyskane dla rynku brytyjskiego, kanadyjskiego oraz południowoafrykańskiego.

Wyniki pierwszego przeprowadzonego na rynku brytyjskim badania powtarzalności nie są jednoznaczne. Fletcher i Forbes (2002) na podstawie analizy danych z lat 1982–1996, zgromadzonych dla 724 funduszy, używając odmiany metody badawczej wypracowanej przez Carharta, zaobserwowali bowiem, że wyniki testów występowania powtarzalności zależą silnie od obranej metody pomiaru wyników funduszy (stopy dochodu lub różnie estymowane alfy). Cuthbertson i in. (2008), przy okazji badania zróżnicowania umiejętności menedżerów funduszy akcyjnych, dowiedli z kolei występowania silnej powtarzalności porażek na rynku brytyjskim. Bazą ich wnioskowania był jeszcze obszerniejszy niż u Fletchera i Forbesa zestaw danych – obejmujący 935 funduszy i lata 1975–2002. Rezultaty otrzymane przez Deavesa (2004) dla rynku kanadyjskiego, przy wykorzystaniu metod bazujących na tablicach liczebności warunkowych i na wyróżnieniu okresów klasyfikacji i oceny, zgadzają się z zasadniczym nurtem ustaleń dla funduszy działających w Stanach Zjednoczonych. W wynikach funduszy kanadyjskich w latach 1988–1998 można było bowiem zaobserwować wyraźną krótkookresową powtarzalność zarówno sukcesów, jak i porażek. Z istnienia tej prawidłowości zdawali sobie przy tym sprawę inwestorzy, o czym świadczył napływ środków do tych funduszy, które ostatnio oferowały wysokie stopy dochodu. Znacznie skromniejszym zestawem danych niż w większości referowanych powyżej badań dysponowali Collinet i Firer (2003), którzy zgromadzili dane dla 47 południowoafrykańskich funduszy funkcjonujących w latach 1980–1999. Powtarzalność wyników badali za pomocą testów nieparametrycznych i regresji rankingów percentylowych (metody przedstawianej bliżej w podpunkcie 2.1.2). Okazało się, że badane zjawisko występuje głównie dla krótkich, bo sześciomiesięcznych podokresów. Co ciekawe, w miarę wydłużania horyzontu analizy otrzymywane rezultaty stawały się coraz bardziej wrażliwe na dobór początku okresu badania.

Prace weryfikujące hipotezę o występowaniu powtarzalności, które wykorzystywały dane zebrane dla funduszy lokujących swoje środki w dłużne instrumenty finansowe, pojawiły się w literaturze przedmiotu nieco później. Fundusze akcyjne, w przypadku których rola umiejętności menadżerskich w kształtowaniu wyników jest potencjalnie największa, długo wydawały się bowiem najbardziej naturalnym wyborem do testowania związków wyników funduszy w kolejnych okresach. Wbrew tego rodzaju oczekiwaniom badania przeprowadzone dla funduszy obligacyjnych dość jednoznacznie potwierdzają istnienie powtarzalności. Z pięciu opracowań, do których udało nam się dotrzeć, cztery dotyczą funduszy domicylowanych w Stanach Zjednoczone, a jedno – funduszy europejskich. Philpot i in. (2000) objęli analizą 73 amerykańskie fundusze kupujące obligacje wysokiego ryzyka (o rankingu spekulacyjnym), obligacje zagraniczne oraz zamienne. Zgromadzone dane dotyczyły lat 1988–1997. Zastosowana metoda badawcza była mo-

dyfikacją podejścia wykorzystującego czteropolowe tablice liczebności warunkowych. W dwuletnich podokresach powtarzalność wyników występowała w całej próbie oraz w dominującej w niej podgrupie funduszy inwestujących w obligacje wysokiego ryzyka. Po przedłużeniu okresu analizy do pięciu lat brak było jednak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku związku wyników w następujących po sobie podokresach. Fundusze nabywające obligacje rządowe i przedsiębiorstw znalazły się w kręgu zainteresowań Dromsa i Walkera (2006). Na przebadaną próbę składało się 797 podmiotów, których wyniki obserwowano dla lat 1990–1999. Po przeprowadzeniu odpowiednich obliczeń, na podstawie tradycyjnie konstruowanych tablic liczebności warunkowych, okazało się, że w zdecydowanej większości dwuletnich podokresów występują statystycznie istotne związki (powtarzalność lub odwrócenie) wyników notowanych w kolejnych latach. Amerykańskie fundusze lokujące swoje środki w obligacje zagraniczne były przedmiotem dociekań Polwitoona i Tawatnuntachaiego (2006), którzy na podstawie danych z lat 1993–2004 dowiedli, że wyniki tego rodzaju pośredników finansowych mierzone wskaźnikami Sharpe'a są statystycznie istotnie pozytywnie skorelowane w rocznych i trzyletnich podokresach. Siła związków korelacyjnych była jednak niższa w przypadku dłuższego okresu analizy. Wyniki najnowszego badania wykorzystującego dane z rynku amerykańskiego autorstwa Du i in. (2008) także pozytywnie weryfikują hipotezę o występowaniu powtarzalności. Tym razem jej istnienie stwierdzono na bazie danych z lat 1992–2003 dla amerykańskich funduszy kupujących obligacje przedsiębiorstw o dobrym standingu finansowym przy zastosowaniu metody porównywania wyników funduszy w okresach klasyfikacji i oceny. Zaobserwowana powtarzalność była krótkookresowa i dotyczyła podokresów: kwartalnych, półrocznych i rocznych. Była też silniej zaznaczona w lewym ogonie rozkładu, a więc dla podmiotów stale ponoszących porażki. Silva i in. (2005) posłużyli się danymi z lat 1994–2000, dotyczącymi funduszy obligacyjnych z: Francji, Hiszpanii, Niemiec, Portugalii, Wielkiej Brytanii i Włoch. Do analizy związków wyników funduszy użyli metody regresji alf z kolejnych okresów oraz testów nieparametrycznych bazujących na wielkościach pochodzących z tablic liczebności warunkowych. Okazuje się, że na rynku europejskim także możliwe jest uzyskanie argumentów na rzecz hipotezy o występowaniu powtarzalności. O takim wyniku decydują jednak przede wszystkim prawidłowości zaobserwowane dla funduszy francuskich, hiszpańskich i niemieckich. Powtarzalność złych wyników była ponadto na analizowanych rynkach silniejsza niż powtarzalność dobrych rezultatów.

Trzecim rodzajem funduszy, dla których w literaturze przedmiotu jest weryfikowana hipoteza o występowaniu powtarzalności wyników, są fundusze hedgingowe. Mimo specyfiki tej grupy pośredników finansowych, odnoszące się do nich rezultaty badawcze zgadzają się z ustaleniami poczynionymi na podstawie danych dotyczących funduszy akcyjnych i obligacyjnych. I tak Agarwal i Naik (2000) dzięki informacjom z lat 1982–1998 o amerykańskich funduszach hedgingowych, wykorzystując testy nieparametryczne i regresje wyników w kolejnych podokresach, dochodzą do wniosku, że powtarzalność ich wyników ma charakter krótkookresowy. Jest najsilniejsza w przypadku okresów kwartalnych i słabnie w miarę wydłużania okresu analizy. Występowanie umiarkowanej powtarzalności wyników funduszy hedgingowych wywodzących się z rynku amerykańskiego na dużej próbie 2796 podmiotów obserwowanych w latach 1994–2000 potwierdzają Cappocci i Hubner (2004) przy użyciu metody pierwotnie opracowanej przez Carharta. Co ciekawe, wspomniani autorzy dowody istnienia powtarzalności znajdują przede wszystkim dla funduszy sytuujących się w środkowej części rozkładu wyników. Włoskie fundusze hedgingowe, inwestujące głównie w instrumenty emitowane przez inne fundusze hedgingowe, były przedmiotem dociekań Steriego i in. (2008). Po wyliczeniu wartości statystyk testowych na podstawie tablic liczebności warunkowych oraz wyestymowaniu modeli regresji wyników zanotowanych w następujących po sobie okresach okazało się, że wyniki tego typu funduszy były powtarzalne przede wszystkim w krótkich, miesięcznych lub kwartalnych okresach. Otrzymany obraz powtarzalności zależał ponadto od rodzaju zastosowanej metodologii badawczej.

* * *

Dokonany przegląd rezultatów badań weryfikujących hipotezę o występowaniu powtarzalności pozwala, w naszym przekonaniu, sformułować kilka wniosków ogólniejszej natury. Po pierwsze, istnienie powtarzalności wyników funduszy inwestycyjnych potwierdza zdecydowana większość przeprowadzonych do tej pory analiz empirycznych. Odpowiednie dowody uzyskano przy tym dla funduszy stosujących różne strategie inwestycyjne i wywodzących się z różnych rynków geograficznych. Po drugie, powtarzalność wyników ma przede wszystkim charakter krótkookresowy. Sygnałów jej słabnięcia w czasie dostarczają m.in. prace: Carharta (1997), Philpota i in. (2000), Agarwala i Naika (2000), Collineta i Firera (2003), Tonksa (2005), Polwitoona i Tawatnuntachaiego (2006) oraz Steriego (2008). Średniookresową powtarzalność w okresach trzyletnich udało się wykryć tylko: Eltonowi i in. (1996) oraz Janowi i Hungowi (2004). Po trzecie, powtarzalność porażek wydaje się być zjawiskiem silniejszym niż powtarzalność sukcesów. Sugestię taką zawierają prace: Browna i Goetzmanna (1995), Carharta (1997), Fletchera i Forbesa (2002), Silvy i in. (2005), Cuthbertsona i in. (2008) oraz Du i in. (2008). Po czwarte, zaobserwowana w niektórych badaniach (Huij i Verbeek 2007; Fletcher i Forbes 2002; Steri i in. 2008) zależność rezultatów od przyjętych rozwiązań metodologicznych powoduje, że aby uzyskać wiarygodne wyniki, konieczne jest zastosowanie w analizach zjawiska powtarzalności zróżnicowanych narzędzi.

1.2. Przyczyny występowania powtarzalności

W literaturze przedmiotu ścierają się dwa poglądy dotyczące przyczyn występowania powtarzalności. Zwolennicy pierwszego z nich twierdzą, że mechanizm jej powstawania jest związany z oddziaływaniem czynników rynkowych na podgrupy funduszy stosujących podobne strategie inwestycyjne. Jeśli wpływ wspomnianych czynników utrzymuje się w czasie, pewne fundusze będą nieuchronnie odnosić kolejne sukcesy, a inne doznawać dalszych porażek. Drugi sposób objaśniania zjawiska powtarzalności zakłada zróżnicowanie umiejętności i cech osób zarządzających funduszami. W tym ujęciu fundusze z lepiej wykształconymi, bardziej doświadczonymi, skłonny do wysiłku menadżerami powinny regularnie odnotowywać dobre wyniki, fundusze pozbawione zaś tego rodzaju kadr – złe rezultaty. Spór między tymi dwoma szkołami myślenia nie jest rozstrzygnięty. Do roku 2006, używając terminologii sportowej, lekką przewagę miała szkoła czynników rynkowych, potem jednak silne argumenty empiryczne na poparcie swojego stanowiska zyskali przedstawiciele szkoły zróżnicowanych umiejętności i cech menedżerskich. Przyjrzyjmy się ustaleniom empirycznym, którymi dysponują obie szkoły.

Brown i Goetzmann (1995) interpretują występowanie okresów zarówno powtarcia, jak i odwracania wyników jako dowód tego, że powtarzalność wynika z obrania wspólnych strategii inwestycyjnych przez podgrupy funduszy inwestycyjnych. Dodatkowo przyczyn powtarzalności upatrują w niepełnej eliminacji podmiotów z najgorszymi wynikami. Znaczenie tego ostatniego czynnika potwierdzają badania Deavesa (2004), który zaobserwował, że ponoszące porażki fundusze nie odnotowują silnego odpływu środków oraz Cuthbertsona i in. (2008), którzy zidentyfikowali sporą grupę funduszy oferujących niskie stopy dochodu inwestorom i mimo tego zdolnych do utrzymania się w branży. Źródłami wolnego tempa znikania z rynku najsłabszych podmiotów mogą być koszty transakcyjne, trudności w ocenie wyników oraz irracjonalność inwestorów. Stanowisko podobne do Browna i Goetzmanna zajmują Carhart (1997) oraz Droms i Walker (2006). Zdaniem Carharta powtarzalność, za wyjątkiem lewego ogona rozkładu wyników, może być objaśniona za pomocą wspólnych elementów ekspozycji na ryzyko i wysokości kosztów działania funduszy. Droms i Walker (2006) upatrują z kolei argumentów przeciwko hipotezie o zróżnicowaniu umiejętności menadżerskich w występowaniu okresów odwracania wyników funduszy papierów dłużnych. Dużego znacznie zmiennych odzwierciedlających wspólne warunki gospodarowania i strategie inwestycyjne w determinowaniu wyników

amerykańskich funduszy akcyjnych dowodzą Prater i in. (2004). Według Fletchera i Forbesa (2002) zaś silna zależność rezultatów analizy powtarzalności od metody pomiaru wyników brytyjskich funduszy zaprzecza dysponowaniu przez niektórych menadżerów wyższymi umiejętnościami w zakresie doboru składników portfela.

Jak już wspominaliśmy, materiał empiryczny świadczący o zróżnicowaniu cech i umiejętności menadżerskich do roku 2006 był skromny. W zasadzie tworzyły go wyniki jedynie trzech badań. Chevalier i Ellison (1996) na podstawie danych z lat 1988–1994 zbudowali model uzależniający wyniki funduszy od rozmaitych cech osób nimi zarządzających. Po dokonaniu obliczeń okazało się, że statystycznie istotny, pozytywny wpływ na wyniki funduszy wywierała jakość szkół wyższych ukończonych przez menadżerów. Philpot i in. (2000) pokazali, że wyniki funduszy obligacyjnych poprawiają się statystycznie istotnie wraz ze wzrostem doświadczenia kadr zarządzających. Identyczną obserwację w odniesieniu do zamkniętych funduszy inwestycyjnych poczynili Bers i Madura (2000). Zasadniczy przełom w dokumentowaniu znaczenia umiejętności menadżerskich dla wyników funduszy inwestycyjnych zawdzięczamy wykorzystaniu technik bootstrapowych. Kosowski i in. (2006) zastosowali je w analizie danych zgromadzonych dla amerykańskich funduszy akcyjnych, Cuthbertson i in. (2008) – dla brytyjskich. Pierwszy ze wspomnianych zespołów badawczych dowiódł z jednej strony, że dobre wyniki 10% najlepszych funduszy mogą być wyjaśnione tylko za pomocą wyższych umiejętności doboru akcji, z drugiej zaś, że złe wyniki najgorszych funduszy nie są tylko efektem braku szczęścia. Drugi zespół sformułował bardzo podobne wnioski. Na rynku brytyjskim bowiem ponadprzeciętne umiejętności wyboru akcji mają bowiem menadżerowie od 5 do 10% najlepszych funduszy. W lewym ogonie rozkładu słabe wyniki aż do kwantyla rzędu 40% nie mogą być z kolei przypisane wyłącznie pechowi inwestycyjnemu. Rezultatom badań Kosowskiego i in. oraz Cuthbertsona i in. odpowiadają otrzymane tradycyjnymi metodami wnioski Du i in. (2008). Autorzy ci przypisują występowanie powtarzalności oddziaływaniu umiejętności menadżerskich z dwóch powodów. Po pierwsze, w analizowanej przez nich próbie powtarzalność była silniejsza w dużych funduszach, przyciągających najlepszych menadżerów. Po drugie, po wymianie menadżmentu wyniki ulegały pogorszeniu w funduszach w przeszłości należących do grona zwycięzców, poprawie zaś w funduszach ponoszących w przeszłości porażki.

2

Metody badawcze, weryfikowane hipotezy,
charakterystyka danych

Podstawowym celem naszego badania, jak zaznaczyliśmy we wprowadzeniu, jest ustalenie, czy wyniki działających w Polsce funduszy akcyjnych i hybrydowych są powtarzalne. Przy okazji możliwe stanie się zweryfikowanie hipotezy o występowaniu zjawiska odwracania wyników funduszy w kolejnych okresach. Dodatkowo będziemy starali się sprawdzić, czy potencjalna powtarzalność jest rezultatem zróżnicowania umiejętności menadżerskich, czy też wspólnych strategii inwestycyjnych pewnych grup funduszy. Dane, którymi dysponujemy, pozwolą na uzyskanie bezpośrednich dowodów istnienia bądź też nieistnienia powtarzalności. W przypadku analizy przyczyn jej występowania umożliwią one natomiast jedynie wnioskowanie pośrednie.

2.1. Rozwiązania metodologiczne

Projektując badanie zjawiska powtarzalności, trzeba dokonać dwóch wyborów: miar odzwierciedlających wyniki funduszy oraz narzędzi analizy zależności wyników w następujących po sobie okresach. Z uwagi na zaobserwowaną w literaturze przedmiotu wrażliwość uzyskanych rezultatów na zastosowane rozwiązania metodologiczne, zdecydowaliśmy się użyć trzech miar wyników oraz czterech metod weryfikacji ich związków.

2.1.1. Miary wyników funduszy

Wykorzystane w badaniu miary wyników funduszy inwestycyjnych bazują na wartościach jednostek uczestnictwa. Pierwszą z nich, najprostszą, jest stopa dochodu. Obliczamy ją według następującego wzoru:

$$Y_{t,i} = \frac{WNJU_{t,i} - WNJU_{t-1,i}}{WNJU_{t-1,i}} \quad (1),$$

gdzie $Y_{t,i}$ – jest stopą dochodu i -tego funduszu w okresie t , $WNJU_{t \text{ lub } t-1,i}$ są zaś wartościami netto jednostek uczestnictwa i -tego funduszu na koniec i początek analizowanego okresu. Stopy dochodu kalkulujemy zarówno dla okresów rocznych, jak i sześciomiesięcznych.

Wadą stopy dochodu jako miary wyników funduszy jest to, że pomija różnice w poziomie podejmowanego ryzyka. W przybliżony sposób różnice te, w postaci zaobserwowanego odchylenia standardowego, uwzględnia wskaźnik Sharpe'a. Wzór na jego obliczanie przyjmuje poniższą postać:

$$WS_{t,i} = \frac{Y_{t,i}^{sr} - r_f}{S(Y_{t,i})} \quad (2),$$

gdzie: $WS_{t,i}$ oznacza wskaźnik Sharpe'a dla i -tego funduszu w okresie t , $Y_{t,i}^{sr}$ – średnią stopę dochodu w okresie t , r_f – właściwą pod względem terminu zapadalności stopę dochodu instrumentu dłużnego nieobciążonego ryzykiem niewypłacalności emitenta (tzw. stopę wolną od ryzyka), $S(Y_{t,i})$ zaś – odchylenie standardowe stopy dochodu funduszu i w okresie t . Średnią stopę dochodu oraz odchylenie standardowe stopy dochodu kalkulujemy, z powodu ograniczeń zbudowanej przez nas bazy danych, na podstawie obserwacji miesięcznych. Dlatego też wskaźniki Sharpe'a dla okresów półrocznych należy traktować z pewną dozą ostrożności.

Odzwierciedlenie przeciętnej różnicy między stopą dochodu funduszu a stopą dochodu rynku, na którym on operuje, dają wyrazy wolne odpowiednio skonstruowanych modeli regresji. Stąd dla każdego funduszu akcyjnego oszacowaliśmy model o następującej specyfikacji:

$$Y_t = \alpha + \beta Y_{R,t} + \varepsilon_t \quad (3),$$

gdzie: Y_t jest stopą dochodu danego funduszu w okresie t , α – poszukiwaną miarą wyników inwestycyjnych, $Y_{R,t}$ – stopą dochodu rynku akcji w Polsce w okresie t wyliczoną na bazie zmian indeksu WIG. Obserwacje służące estymacji współczynnika α były miesięczne, co spowodowało, że omawiany rodzaj miar wyników funduszy analizowaliśmy tylko w ujęciu rocznym. O ile stopy dochodu i wskaźniki Sharpe'a obliczaliśmy dla wszystkich funduszy akcyjnych działających na rynku polskim, o tyle alfy tylko dla tych, które inwestowały większość środków w kraju.

W przypadku funduszy hybrydowych konieczne było dołączenie drugiej zmiennej objaśniającej do modelu (3). Zmienna ta odzwierciedla stopy dochodu oferowane przez Indeks Rynku Obligacji Skarbowych, tzw. IROS. Ostatecznie model szacowany dla funduszy stabilnego wzrostu i zrównoważonych miał poniższą postać:

$$Y_t = \alpha + \beta_R Y_{R,t} + \beta_O Y_{O,t} + \varepsilon_t \quad (4),$$

gdzie: $Y_{O,t}$ – oznacza stopę dochodu na rynku skarbowych instrumentów dłużnych w Polsce skalkulowaną na podstawie zmian indeksu IROS. Podobnie jak poprzednio, model (4) estymowaliśmy, wykorzystując obserwacje miesięczne, przez co wiarygodne wartości alf otrzymaliśmy jedynie w perspektywie rocznej.

2.1.2. Narzędzia analizy powtarzalności

Analiza powtarzalności i odwracania wyników jest specjalnym przypadkiem badania dynamiki rozkładów. Tę ostatnią można prowadzić na dwa sposoby: wykorzystując zabieg dyskretyzacji zmiennych ciągłych oraz nie dokonując przekształcenia zmiennych ciągłych w dyskretne. W naszych dociekaniach użyliśmy obu sposobów.

Podstawą zastosowania metod wykorzystujących zabieg dyskretyzacji jest zaliczenie funduszy do grona zwycięzców (W) lub przegranych (L) w danym okresie. Obrany przez nas kryterium klasyfikacji jest fakt osiągnięcia lub nieosiągnięcia wartości mediany w rozkładzie wyników. Zestawienie wyników klasyfikacji dla kolejnych okresów pozwala na opracowanie tzw. tabeli liczebności warunkowych (ang. *contingency tables*). Wspomniane tabele ukazują liczbę funduszy, które: odniosły sukces w kolejnych dwóch okresach (WW), poniosły porażkę w obu rozważanych okresach (LL), w pierwszym okresie należały do grupy zwycięzców, a w drugim do grupy przegranych (WL) oraz po porażce w pierwszym okresie, w drugim znalazły się w grupie zwycięzców (LW).

Tabele liczebności warunkowych dają możliwość przeprowadzenia dwóch prostych, nieparametrycznych testów hipotezy zerowej o braku związku wyników funduszy w okresie bieżącym z rezultatami osiągniętymi w okresie wcześniejszym, a więc o braku zjawiska powtarzalności. (Brown i Goetzmann 1995, Carpenter i Lynch 1999, Agarwal i Naik 2000, Tonks 2005, Jackowicz 2006, Jackowicz 2008).

Pierwszy z zastosowanych testów hipotezy zerowej bazuje na stopie CPR obliczanej według wzoru:

$$CPR = \frac{WW * LL}{WL * LW} \quad (5).$$

W przypadku braku powiązania wyników funduszy prawdopodobieństwo odniesienia sukcesu (poniesienia porażki) w okresie bieżącym powinno być takie samo dla podmiotów, które w poprzednim roku zostały sklasyfikowane jako zwycięzcy lub przegrani. Stąd hipoteza zerowa odpowiada wartości CPR równej 1. W dużych próbach z niezależnymi obserwacjami błąd standardowy logarytmu naturalnego stopy CPR może być oszacowany za pomocą wzoru:

$$\sigma_{\ln CPR} = \sqrt{\frac{1}{WW} + \frac{1}{WL} + \frac{1}{LW} + \frac{1}{LL}} \quad (6),$$

co pozwala nam określić wartość statystyki testowej Z:

$$Z = \frac{\ln CPR}{\sigma_{\ln CPR}} \quad (7),$$

która ma rozkład asymptotycznie normalny. Podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej o niezależności wyników funduszy w kolejnych okresach pojawiają się, gdy obliczona na podstawie próby wartość z statystyki Z jest co do modułu większa od wartości krytycznej z_α odczytanej dla poziomu istotności α , a więc gdy:

$$|z| \geq z_\alpha \quad (8).$$

Jak łatwo sprawdzić, wspomniane wartości krytyczne wynoszą odpowiednio: 1,65; 1,96 i 2,58 dla poziomów istotności: 10%, 5% i 1%. Wysokie dodatnie wartości statystyki Z, umożliwiające odrzucenie hipotezy zerowej sugerują przy tym występowanie powtarzalności. Wyższe co do modułu od wartości krytycznych, ale ujemne wartości statystyki Z przemawiają natomiast na korzyść hipotezy o odwracaniu wyników przez fundusze w następujących po sobie okresach.

Drugi test bazujący na tablicach liczebności warunkowych jest uproszczoną, dostosowaną do rozpatrywanego przypadku (dwudzielnej klasyfikacji podmiotów w dwóch kolejnych okresach przy użyciu jako punktu odniesienia wartości mediany w rozkładzie wyników w każdym z okresów) wersją dobrze znanego z podręczników testu niezależności. Sposób obliczania statystyki CHI w opisanej sytuacji ilustruje następujący wzór:

$$CHI = \frac{(WW - N/4)^2 + (WL - N/4)^2 + (LW - N/4)^2 + (LL - N/4)^2}{N/4} \quad (9),$$

gdzie N – jest liczbą funduszy działających w obu analizowanych okresach. Zmienna CHI ma asymptotyczny rozkład *chi*-kwadrat z jednym stopniem swobody. Statystyka CHI mierzy rozbieżność między rozkładem rzeczywiście zaobserwowanym a oczekiwanym w przypadku braku zależności wyników inwestycyjnych. Obszar krytyczny będzie miał zatem charakter jednostronny. Odrzucenie hipotezy zerowej jest możliwe, gdy *chi* – czyli wartość statystyki CHI skalkulowana na podstawie próby jest większa od $chi_{\alpha, 1st. sw.}$, czyli wartości krytycznej odczytanej dla 1. stopnia swobody i poziomu istotności α , a więc gdy spełniony jest warunek:

$$chi \geq chi_{\alpha, 1st. sw.} \quad (10).$$

Wartości krytyczne dla omawianego testu wynoszą: 2,706; 3,841 i 6,635 dla standardowych poziomów istotności: 10%, 5% i 1%. Omawiany obecnie test, w przeciwieństwie do tego bazującego na statystyce Z, nie daje bezpośrednio po odrzuceniu hipotezy zerowej podstaw, aby wnioskować, czy mamy do czynienia ze zjawiskiem powtarzalności, czy też odwracania wyników. Wnioskowanie takie wymaga dodatkowej analizy rozkładu obserwacji w poszczególnych polach tabeli liczebności warunkowych.

Rezultaty badania zjawisk powtarzalności i odwracania wyników funduszy otrzymane przy użyciu zabiegu dyskretyzacji należy traktować jako wstępne z trzech powodów. Po pierwsze, rezultaty te są uzależnione od arbitralnych decyzji co do liczby i definicji uwzględnianych dyskretnych stanów. Po drugie, w procesie przekształcania zmiennej ciągłej w dyskretną w sposób nieuchronny następuje utrata informacji zawartych w zgromadzonym zbiorze danych. Po trzecie, w wielu okresach dysponujemy próbami, które nie sposób określić jako duże. Stąd też podjęliśmy decyzję o wykorzystaniu trzech kolejnych procedur badawczych, niewymagających już dyskretyzacji wyników funduszy. Procedury te bazują na: estymacji jąder stochastycznych, regresji rankingów percentylowych oraz testach istotności różnic średnich i median.

Jądro stochastyczne możemy definiować na dwa sposoby: intuicyjny i sformalizowany. (Quah 1997; Epstein i in. 2000; Jackowicz i Kozłowski 2008). W ujęciu intuicyjnym może być ono rozumiane jako ciągły odpowiednik macierzy prawdopodobieństw przejść – dobrze znanych z modeli pomiaru ryzyka kredytowego i okresowych publikacji agencji ratingowych. W takim podejściu jądro stochastyczne jest formą macierzy prawdopodobieństw przejść z nieskończoną liczbą wierszy i kolumn, a zatem nieskończoną liczbą stanów, w jakich może się znaleźć badany proces stochastyczny. Ściślej rzecz ujmując, jądro stochastyczne jest określane poprzez funkcję gęstości $f(x(t+1)|x(t))$ warunkowego rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej losowej $(X(t+1)|X(t))$, gdzie $X(t+1)$ oraz $X(t)$ są stanami, w jakich znalazł się proces stochastyczny w dwóch następujących po sobie okresach. Estymacja funkcji jądra stochastycznego odbywa się na drodze odrębnej estymacji funkcji gęstości dwóch różnych rozkładów prawdopodobieństwa: rozkładu dwuwymiarowej zmiennej losowej $(X(t), X(t+1))$ oraz rozkładu zmiennej $X(t)$. W rezultacie estymator funkcji gęstości $f(x(t+1)|x(t))$ możemy zapisać następująco:

$$\hat{f}(x(t+1)|x(t)) = \hat{g}(x(t), x(t+1)) / \hat{h}(x(t)) \quad (11),$$

gdzie \hat{g} jest estymatorem funkcji gęstości rozkładu zmiennej $(X(t), X(t+1))$, zaś \hat{h} – estymatorem funkcji gęstości rozkładu zmiennej $X(t)$.

Przyjmijmy, że zaobserwowanych zostało n wartości zmiennej losowej $(X(t), X(t+1))$, które oznaczymy jako $(x_i(t), x_i(t+1))$, przy czym $i = 1, 2, 3, \dots, n$. Oczywiście estymacja funkcji gęstości rozkładów prawdopodobieństwa \hat{g} oraz \hat{h} może się odbywać za pomocą histogramów. Wykorzystanie tej techniki sprowadzałoby jednak analizę dynamiki rozkładu do tradycyjnej analizy przy wykorzystaniu macierzy prawdopodobieństw przejść, ponieważ zmienne losowe musiałyby zostać poddane dyskretyzacji. Aby uniknąć zmniejszenia stopnia precyzji podczas szacowania postaci funkcji gęstości ciągłej zmiennej losowej, wykorzystujemy się powszechnie estymator jądrowy. Ostatecznie estymatory funkcji gęstości \hat{g} oraz \hat{h} dane są wzorami (Hyndman i in. 1996):

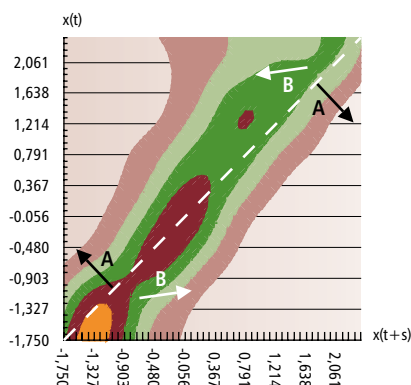
$$\hat{g}(x(t), x(t+1)) = \frac{1}{nab} \sum_{i=1}^n K_2 \left[\left(\frac{|x(t) - x_i(t)|}{a} \right) \left(\frac{|x(t+1) - x_i(t+1)|}{b} \right) \right] \quad (12),$$

$$\hat{h}(x(t)) = \frac{1}{na} \sum_{i=1}^n K_1 \left(\frac{|x(t) - x_i(t)|}{a} \right) \quad (13),$$

gdzie K_2 jest funkcją dwuwymiarowego jądra, tj. funkcją gęstości wybranego dwuwymiarowego rozkładu prawdopodobieństwa, K_1 – funkcją jednowymiarowego jądra, tj. funkcją gęstości wybranego jednowymiarowego rozkładu prawdopodobieństwa, a i b są zaś – szerokościami pasma. W obecnym badaniu, jak i w poprzednich prowadzonych dla sektora bankowego (Jackowicz i Kozłowski 2008) wykorzystamy najpopularniejsze funkcje jądra, tj. funkcje gęstości standardowego dwuwymiarowego rozkładu normalnego (jako K_2) i standardowego jednowymiarowego rozkładu normalnego (jako K_1). Szerokości pasma dla rozkładów symetrycznych, jakimi są rozkłady normalne, wyznaczmy zgodnie z procedurami proponowanymi w literaturze przedmiotu (Gajek i Kałużka 2000).

Pełna graficzna prezentacja wartości jądra stochastycznego wymaga trójwymiarowej przestrzeni. Łatwiejszy w interpretacji jest rzut wartości jądra na płaszczyznę. Przykładowe dwuwymiarowe odzwierciedlenie jądra stochastycznego przedstawia wykres 2.1. Na osiach rzędnych i odciętych odłożone są wartości badanej zmiennej (w naszym przypadku wybranej miary wyników funduszy inwestycyjnych) zanotowane odpowiednio w okresach: t i $t+s$. Zasadniczym elementem wykresu są izoliny łączące punkty o jednakowej wartości jądra stochastycznego. Omawiany wykres oddaje zatem rzeczywisty kształt jądra stochastycznego na podobnej zasadzie, jak mapa opisuje ukształtowanie terenu za pomocą izohips.

Wykres 2.1. Przykładowe dwuwymiarowe odwzorowanie jądra stochastycznego



Źródło: Jackowicz i Kozłowski (2008).

W odróżnieniu jednak od map interpretacji poddawane jest nie tylko samo „ukształtowanie powierzchni jądra”, ale także jego usytuowanie w stosunku do prostej nachylonej pod kątem 45 stopni w stosunku do osi odciętych (oznaczonej linią przerywaną na wykresie 2.1). Jeżeli jądro stochastyczne ułożone jest wzdłuż wspomnianej prostej, świadczy to o braku mobilności. Podmioty z próby w kolejnych okresach sytuują się w tych samych fragmentach rozkładu. W analizie dynamiki rozkładów wyników oznacza to występowanie zjawiska powtarzalności. Rotacja jądra w kierunku zgodnym z ruchem wskazówek zegara (strzałki A na wykresie 2.1) dowodzi: pogłębiania się różnic pomiędzy podmiotami i wzrostu znaczenia zjawiska powtarzalności sukcesów i porażek. Obrót w kierunku przeciwnym do ruchu wskazówek zegara (strzałki B na wykresie 2.1) sugeruje występowanie procesów konwergencji wyników. Silna rotacja jądra stochastycznego o 90 stopni w kierunku przeciwnym do ruchu wskazówek zegara w stosunku do położenia oznaczającego występowanie powtarzalności dowodzi dominacji tendencji do odwracania wyników przez fundusze w kolejnych okresach. Z kolei występowanie kilku maksimów lokalnych jądra stochastycznego przemawia w analizie dynamiki wyników inwestycyjnych na korzyść tezy o polaryzacji sytuacji podmiotów z próby.

Zaletą badania zjawisk powtarzalności i odwracania wyników za pomocą jądra stochastycznego jest uzyskanie łatwego do interpretacji, graficznego obrazu zasad rządzących dynamiką rozkładów wyników. Wadą omawianej metody są zaś jej wysokie wymagania co do liczby obserwacji niezbędnych do otrzymania wiarygodnych oszacowań kształtu jądra stochastycznego. Z tego względu dwuwymiarowe odwzorowania jąder stochastycznych będziemy w stanie przedstawić jedynie dla obserwacji zgromadzonych z całego okresu objętego badaniem, a nie dla obserwacji pochodzących z dwóch kolejnych lat lub półroczy.

Propozycję wykorzystania do analizy powtarzalności i odwracania wyników regresji rankingów percentylowych sformułowali Collinet i Firer (2003). Ranking percentylowy pokazuje relatywną pozycję funduszu w rozkładzie wyników w danym roku. Obliczany jest on według następującego prostego wzoru:

$$RP_{i,t} = \frac{MW_{i,t} - MW_{\min,t}}{MW_{\max,t} - MW_{\min,t}} \quad (14),$$

gdzie $RP_{i,t}$ oznacza ranking percentylowy nadany i -temu funduszowi w okresie t , $MW_{i,t}$ – osiągniętą przez i -ty fundusze w okresie t wartość obranej miary wyników, $MW_{\max,t}$ – maksymalną zanotowaną w roku t wartość miary wyników, $MW_{\min,t}$ zaś – wartość minimalną. Wnioskowanie o charakterze zależności wyników w kolejnych okresach wymaga w tym ujęciu oszacowania modeli regresji postaci:

$$RP_{t,i} = c + dRP_{t-1,i} + \varepsilon_i \quad (15),$$

gdzie $RP_{t-1,i}$ jest opóźnionym o jeden okres rankingiem percentylowym. Testowana hipoteza zerowa stanowi, że ranking percentylowy w okresie $t-1$ nie determinuje rankingów w okresie t , a więc że wyestymowany parametr d równa się zero. Statystyczną istotność parametru d weryfikujemy w standardowy dla modeli regresji liniowej sposób – testem t . Podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej istnieją, jeśli obliczona wartość statystyki testowej jest większa co do modułu od wartości krytycznej odczytanej z tablic rozkładu t -Studenta dla danego poziomu istotności i $n-2$ stopni swobody. Znak parametru d w przypadku jego statystycznej istotności informuje nas o charakterze zależności rankingów percentylowych, a w konsekwencji o kierunku zależności wyników w kolejnych okresach. Dodatni parametr d jest potwierdzeniem występowania zjawiska powtarzalności, ujemny zaś – zjawiska odwracania wyników.

Ostatnie z zastosowanych przez nas narzędzi badawczych najwygodniej przedstawić w postaci algorytmu postępowania. W pierwszym etapie, na podstawie wyników inwestycyjnych osiągniętych w tzw. okresie klasyfikacji, przyporządkowujemy fundusze do grupy lepszych i gorszych. Do pierwszej zaliczamy te podmioty, które osiągnęły stopę dochodu równą medianie lub wyższą od niej, do drugiej – pozostałe podmioty. W drugim etapie, używając danych z kolejnego okresu, określanego mianem okresu oceny, kalkulujemy średnią stopę dochodu oraz medianę stóp dochodu funduszy z obu grup. Następnie (etap trzeci) badamy statystyczną istotność różnic średnich i median stóp dochodu w grupie lepszych i gorszych funduszy w okresie oceny.

Statystyka służąca testowaniu istotności różnic średnich ma następującą postać (Kanji 2006):

$$t = \frac{Y_{sr,L} - Y_{sr,G}}{\left(\frac{s_L^2}{n_L} + \frac{s_G^2}{n_G}\right)^{0,5}} \quad (16),$$

gdzie: $Y_{sr,L}$ i $Y_{sr,G}$ są średnimi wartościami stopy dochodu zanotowanymi w okresie oceny w grupie odpowiednio: lepszych i gorszych funduszy w okresie klasyfikacji, s_L i s_G – odchyleniami standardowymi stóp dochodu w grupie lepszych i gorszych funduszy, n_L i n_G – liczebnościami wspomnianych grup. Hipotezę zerową o równej wartości średniej stopy dochodu w grupach lepszych i gorszych funduszy możemy odrzucić, gdy wartość bezwzględna statystyki t obliczonej na podstawie próby jest większa od wartości krytycznej odczytanej dla danego poziomu istotności oraz liczby stopni swobody skalkulowanej według wzoru:

$$v = \frac{\left(\frac{s_L^2}{n_L} + \frac{s_G^2}{n_G}\right)^2}{\frac{s_L^4}{n_L^2(n_L - 1)} + \frac{s_G^4}{n_G^2(n_G - 1)}} \quad (17),$$

gdzie v oznacza poszukiwaną liczbę stopni swobody. Dodatkowo, pozwalające na odrzucenie hipotezy zerowej wartości statystyki określonej wzorem (16) przemawiają na korzyść tezy o występowaniu powtarzalności, ujemne zaś – tezy o istnieniu zjawiska odwracania wyników przez fundusze.

Do badania statystycznej istotności różnic median w grupie lepszych i gorszych funduszy używamy testu Duckwortha-Tukeya (Kanji 2006). Jego zastosowanie jest możliwe wtedy, gdy jedna z wyróżnionych grup (oznaczymy ją symbolem B) zawiera podmiot o najwyższej zanotowanej wartości cechy, druga zaś podmiot – o najniższej wartości (oznaczymy tę grupę symbolem S). W tych warunkach statystyka testowa (DT) jest sumą liczby podmiotów z grupy B o wartościach cechy wyższych niż w całej grupie B i liczby podmiotów z grupy S o wartościach cechy niższych niż w całej grupie L. Jeśli statystyka DT jest większa odpowiednio od 5, 6 i 10, hipotezę zerową o równości median możemy odrzucić na poziomach istotności: 10%, 5% i 1%.

Dla celów ilustracyjnych w etapie czwartym omawianej obecnie procedury badawczej obliczamy złotówkową różnicę wartości końcowych kapitału 1000 zł zainwestowanego w okresie oceny w równoważony portfel jednostek uczestnictwa lepszych funduszy inwestycyjnych oraz w równoważony portfel jednostek uczestnictwa gorszych funduszy inwestycyjnych. Zaproponowana przez nas powyżej metoda badania zjawisk powtarzalności i odwracania wyników funduszy jest przystosowaną do warunków polskich wersją rozwiązań spotykanych w literaturze przedmiotu (Elton i in. 1996, Carhart 1997, Huij i Verbeek 2007). Jej odmienność polega na tym, że z uwagi na skromną liczbę obserwacji w poszczególnych latach fundusze w okresie klasyfikacji dzielimy tylko na dwie grupy. Standardem analizy dla rynków rozwiniętych jest zaś podział funduszy w pierwszym z okresów na dziesięć grup.

2.2. Weryfikowane hipotezy

W trakcie omawiania metod, które umożliwiają analizę związków wyników funduszy w kolejnych okresach (podpunkt 2.1.2) sygnalizowaliśmy już, jakie argumenty przemawiają na korzyść hipotez o występowaniu zjawiska powtarzalności i odwracania wyników. Nie będziemy zatem tej kwestii ponownie omawiać w tym miejscu. Ograniczymy się do zestawienia wspomnianych argumentów w części A tabeli 2.1.

Bardziej skomplikowane jest wnioskowanie o przyczynach zjawiska powtarzalności. Jak wspomnieliśmy na początku rozdziału 2, jest ono możliwe tylko pośrednio. Żadna ze stosowanych przez nas metod nie sprawdza bowiem wprost ani stopnia zróżnicowania umiejętności menedżerskich, ani istnienia wspólnych elementów strategii inwestycyjnych funduszy. Prawdopodobieństwo istnienia dobrze i źle zarządzanych funduszy jest jednak wyższe, gdy zjawisko powtarzalności wyników jest silne i dotyczy podmiotów lokujących się w obu ogonach rozkładu. Ponadto hipoteza o wartościowych umiejętnościach menedżerskich implikuje, że powtarzalność mająca tego rodzaju źródła powinna występować także w okresach zaburzeń gospodarczych i zmian tendencji na rynkach finansowych. Przeplatanie się okresów powtarzalności z okresami odwracania wyników, zwłaszcza gdy te ostatnie przypadają na czas zmiany trendów na rynkach finansowych, przemawia z kolei na korzyść wyjaśnienia zjawiska powtarzalności obieraniem przez grupy funduszy wspólnych strategii inwestycyjnych. Podsumowanie potencjalnych, pośrednich dowodów prawdziwości dwóch konkurencyjnych hipotez dotyczących determinant powtarzalności wyników funduszy inwestycyjnych zawiera część B tabeli 2.1.

Tabela 2.1. Weryfikowane hipotezy i argumenty przemawiające na ich korzyść – podsumowanie

A. Wnioskowanie bezpośrednie	
Hipoteza dotycząca występowania:	Argumenty przemawiające na korzyść hipotezy:
powtarzalności wyników funduszy	<ul style="list-style-type: none"> • dodatnie, pozwalające na odrzucenie H_0 o niezależności wyników wartości statystyki Z (wzór 7) • wysokie, pozwalające na odrzucenie H_0 o niezależności wyników wartości statystyki CHI (wzór 9) oraz wyraźnie większa liczba podmiotów sklasyfikowanych jako WW i LL niż funduszy zmieniających przynależność grupową (LW lub WL) w tablicach liczebności warunkowych • ułożenie jądra stochastycznego wzdłuż prostej nachylonej pod kątem 45 stopni do osi odciętych i lekka rotacja jądra stochastycznego w kierunku zgodnym z ruchem wskazówek zegara • dodatni znak oszacowanego parametru d w modelu regresji opisywanym równaniem (15) oraz statystyczna istotność tego parametru • wyższa wartość końcowa kapitału ulokowanego w okresie oceny w jednostki uczestnictwa funduszy lepszych w okresie klasyfikacji oraz wysoka, dodatnia wartość statystyki t (wzór 16) umożliwiająca odrzucenie H_0 o równości średnich i wyższa od krytycznej wartość statystyki DT

odwracania wyników przez fundusze	<ul style="list-style-type: none"> ujemne, pozwalające na odrzucenie H_0 o niezależności wyników wartości statystyki Z (wzór 7) wysokie, pozwalające na odrzucenie H_0 o niezależności wyników wartości statystyki CHI (wzór 9) oraz wyraźnie większa liczba podmiotów zmieniających przynależność grupową (LW lub WL) niż funduszy pozostających w gronie zwycięzców lub przegranych (WW lub LL) rotacja jądra stochastycznego o 90 stopni w stosunku do położenia sugerującego występowanie powtarzalności w kierunku przeciwnym do ruchu wskazówek zegara ujemny znak oszacowanego parametru d w modelu regresji opisywanym równaniem (15) oraz statystyczna istotność tego parametru niższa wartość końcowa kapitału ulokowanego w okresie oceny w jednostki uczestnictwa funduszy lepszych w okresie klasyfikacji niż w jednostki uczestnictwa funduszy gorszych w tym okresie oraz ujemna, wysoka co do wartości bezwzględnej wartość statystyki t umożliwiająca odrzucenie H_0 o równości średnich
B. Wnioskowanie pośrednie	
Hipoteza wyjaśniająca przyczyny występowania powtarzalności:	Argumenty przemawiające na korzyść hipotezy:
zróżnicowanie cech i umiejętności menadżerskich	<ul style="list-style-type: none"> silna powtarzalność wyników funduszy istnienie powtarzalności zarówno sukcesów, jak i porażek brak okresów statystycznie istotnego odwracania wyników funduszy występowanie powtarzalności w okresach zaburzeń na rynkach finansowych i zmian panujących na nich tendencji
wspólne strategie inwestycyjne grupy funduszy	<ul style="list-style-type: none"> przeplatanie się okresów statystycznie istotnej powtarzalności i odwracania wyników tożsamość okresów odwracania wyników z czasem pojawienia się zaburzeń gospodarczych i zmian trendów na rynkach finansowych

Źródło: opracowanie własne.

2.3. Wykorzystane dane

Ramy czasowe prowadzonej analizy wyznaczyliśmy na podstawie przesłanek o charakterze merytorycznym i praktycznym. Dolną granicę okresu badania ustaliliśmy na rok 2000. Wcześniej liczba funduszy była na tyle niska, że nie pozwalała na rzetelną weryfikację hipotez o występowaniu powtarzalności i odwracania wyników. Górną granicę określiliśmy na koniec czerwca 2008 roku ze względu na moment zakończenia budowy bazy danych.

Badanie w sensie podmiotowym objęło, jak informowaliśmy we wprowadzeniu, otwarte fundusze inwestycyjne sklasyfikowane przez Izbę Zarządzających Funduszami i Aktywami (IZFiA) jako akcyjne, zrównoważone oraz stabilnego wzrostu. Z uwagi na małą liczbę funduszy dwóch ostatnich typów w przeważającej części przyjętego okresu analizy, podjęliśmy decyzję o połączeniu funduszy zrównoważonych i stabilnego wzrostu w jedną kategorię funduszy hybrydowych (mieszanych). Zaletą takiego podejścia jest umożliwienie wykorzystania procedur statystycznych i ekonometrycznych opisanych w podpunkcie 2.2., wadą zaś – potencjalnie zniekształcenie obrazu zjawiska powtarzalności i odwracania wyników związane z trwałymi różnicami w profilach ryzyka funduszy zrównoważonych i stabilnego wzrostu.

Uwzględnienie funduszu w badaniu powtarzalności jest możliwe tylko wtedy, gdy działał on nieprzerwanie w poprzednim: półroczu lub roku. Stąd też liczba funduszy, których wyniki służą nam do dokonywania obliczeń i formułowania wniosków, jest w poszczególnych latach niższa od liczby aktywnych funduszy podawanej przez IZFiA lub KNF. Dokładne dane o liczebności próby zestawia tabela 2.2.

Tabela 2.2. Liczba otwartych funduszy inwestycyjnych uwzględnionych w badaniu powtarzalności

Rodzaj funduszy:	Lata:	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
akcyjne		18	19	20	22	24	29	59	59
hybrydowe, w tym:		21	24	25	25	30	34	50	70
stabilnego wzrostu		8	10	12	12	17	21	31	38
zrównoważone		13	14	13	13	13	13	19	32

Źródło: opracowanie własne.

Dane o wynikach funduszy zaczerpnięto z programu *MojeFundusze 2008 Lite*. Dodatkowo, aby nie popełnić sygnalizowanego w literaturze przedmiotu tzw. błędu przetrwania (ang. *survivorship bias*), bazę danych poszerzyliśmy o wyniki nieistniejących bądź połączonych funduszy na podstawie informacji publikowanych przez dziennik *Rzeczpospolita*. Konieczność ręcznego uzupełniania elektronicznych baz danych spowodowała, że dla wszystkich funduszy dysponujemy danymi jedynie w układzie miesięcznym. Wartości indeksu WIG niezbędne do estymacji parametrów modelu (3) pochodzą z serwisu internetowego GPW *Infostrefa*. Wartości indeksu IROS potrzebne przy szacowaniu parametrów modelu (4) uzyskaliśmy z kolei dzięki uprzejmości firmy *Analizy Online sp. z o.o.*

3

Rezultaty badawcze

3.1. Fundusze akcyjne

Rezultaty analizy występowania powtarzalności dla funduszy akcyjnych przedstawimy najpierw dla okresów rocznych, a następnie półrocznych.

3.1.1. Powtarzalność w perspektywie rocznej

Tabele 3.1 i 3.2 prezentują rezultaty testów nieparametrycznych hipotezy zerowej o braku związku wyników funduszy akcyjnych w kolejnych latach oraz w całym okresie badania. W pierwszej z nich jako miarę wyników wykorzystano stopę dochodu, w drugiej – wskaźnik Sharpe'a.

Tabela 3.1. Powtarzalność rocznych stóp dochodu oferowanych przez fundusze akcyjne – wyniki testów nieparametrycznych

Badany okres	Miara wyników funduszy: Stopa dochodu				Wartość statystyki	
	WW	LL	WL	LW	Z	CHI
	2001/2000	5	4	4	4	0,2289
2002/2001	5	3	4	4	-0,0635	0,5000
2003/2002	7	7	3	2	1,9852**	4,3684**
2004/2003	8	7	2	4	1,9288*	4,3333***
2005/2004	10	7	2	5	2,0040**	5,6667**
2006/2005	13	8	2	6	2,3171**	8,6552***
2007/2006	23	22	7	7	3,8144***	16,3220***
Łącznie 2007–2000	71	58	24	32	5,2013***	31,3243***

Uwaga: *, **, *** oznaczają istnienie podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej na poziomach istotności odpowiednio 10%, 5% i 1%. Suma liczb podmiotów zaliczonych do kategorii WW i LW nie zgadza się z sumą liczb podmiotów zaklasyfikowanych jako LL i WL ze względu na silny wzrost liczby funduszy w okresie badania.

Źródło: opracowanie własne.

Z tabeli 3.1 wynika, że stopy dochodu realizowane przez polskie fundusze akcyjne są powtarzalne w całym okresie badania, tj. w latach 2000–2007 oraz w pięciu na siedem wyróżnionych dwuletnich podokresów. Wskazania dwóch użytych testów nieparametrycznych są przy tym zgodne, a odrzucenie hipotez zerowych odbywa się, z jednym tylko wyjątkiem, na poziomie istotności 5% lub lepszym.

Po zmianie miary wyników funduszy ze stopy dochodu na wskaźnik Sharpe'a testy nieparametryczne wciąż dostarczają dowodów na istnienie powtarzalności, choć otrzymane argumenty są tym razem słabsze. Hipoteza o braku powiązania wyników w następujących po sobie rocznych okresach jest odrzucana dwukrotnie w przypadku użycia statystyki Z i trzykrotnie – w przypadku statystyki CHI. Dla całego okresu badania poziomy istotności, na których możliwe jest odrzucenie hipotezy zerowej na rzecz alternatywnej, są w dwóch zastosowanych testach wyraźnie gorsze (tj. wyższe), niż w poprzednio omawianym przypadku.

Tabela 3.2. Powtarzalność rocznych wskaźników Sharpe'a osiągniętych przez fundusze akcyjne – wyniki testów nieparametrycznych

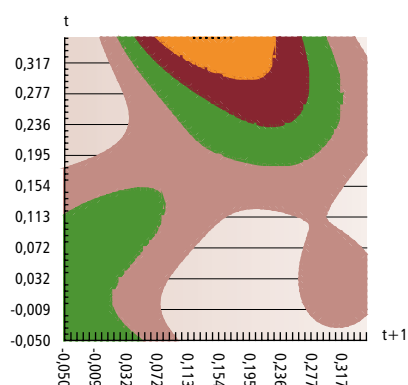
Badany okres	Miara wyników funduszy: Wskaźnik Sharpe'a				Wartość statystyki	
	WW	LL	WL	LW	Z	CHI
	2001/2000	5	3	4	5	-0,2901
2002/2001	5	5	2	4	1,0625	1,5000
2003/2002	4	5	6	4	-0,1958	0,5789
2004/2003	4	4	6	7	-1,0726	1,2857
2005/2004	10	8	2	4	2,3319**	6,6667***
2006/2005	11	5	4	9	0,5249	4,5172**
2007/2006	20	19	10	10	2,4267**	6,1525**
łącznie 2007–2000	59	49	34	43	2,2723**	7,1514***

Uwaga: *, **, *** oznaczają istnienie podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej na poziomach istotności odpowiednio 10%, 5% i 1%. Suma liczb podmiotów zaliczonych do kategorii WW i LW nie zgadza się z sumą liczb podmiotów zaklasyfikowanych jako LL i WL ze względu na silny wzrost liczby funduszy w okresie badania.
Źródło: opracowanie własne.

Wnioski sformułowane na podstawie analizy tabel 3.1 i 3.2 należy traktować, jak wspominaliśmy, jako wstępne. Zostały bowiem otrzymane przy użyciu, powodującego znaczną utratę informacji, zabiegu dyskretyzacji zmiennej ciągłej umożliwiającego sporządzenie tablic liczebności warunkowych. Pierwszym etapem ich weryfikacji będzie estymacja jąder stochastycznych. Wykresy 3.1 i 3.2 przedstawiają dwuwymiarowe odwzorowania kształtu jąder stochastycznych dla wyników funduszy mierzonych odpowiednio: stopami dochodu i wskaźnikiem Sharpe'a.

Jądro stochastyczne wyestymowane na bazie obserwacji z lat 2000–2007 ukazane na wykresie 3.1 generalnie potwierdza występowanie powtarzalności wyników funduszy akcyjnych. Jego główny grzbiet jest w przybliżeniu położony wzdłuż prostej nachylonej pod kątem 45 stopni do osi odciętych. Widoczna jest rotacja jądra w kierunku przeciwnym do ruchu wskazówek zegara, zwłaszcza dla wysokich i niskich wyjściowych wartości stóp dochodu. Oznacza to istnienie konwergencji wyników funduszy. Część funduszy z najlepszymi rezultatami ma problemy z utrzymaniem swojej czołowej pozycji, niektóre najsłabsze zaś zdecydowanie poprawiają w kolejnym okresie zrealizowaną stopę dochodu.

Wykres 3.1. Jądro stochastyczne dla wyników funduszy akcyjnych mierzonych osiąganą roczną stopą dochodu

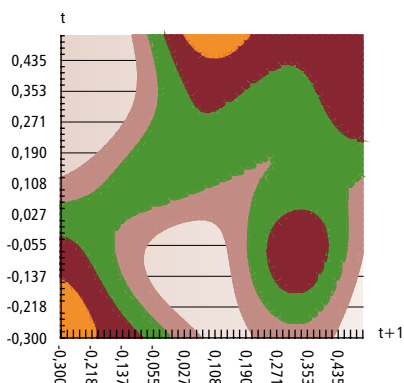


Źródło: opracowanie własne.

Zbliżoną interpretację można nadać kształtowi jądra stochastycznego oszacowanego dla przypadku pomiaru wyników funduszy wskaźnikiem Sharpe'a (wykres 3.2). Jedyna

różnica sprowadza się do tego, że tym razem procesy konwergencji są silniej zaznaczone w dole rozkładu wyników, słabiej zaś w jego górze.

Wykres 3.2. Jądro stochastyczne dla wyników funduszy akcyjnych mierzonych rocznymi wskaźnikami Sharpe'a



Źródło: opracowanie własne.

Rezultaty estymacji parametrów modeli regresji rankingów percyntylowych dobrze wpisują się w zarysowujący się już obraz powtarzalności rocznych wyników funduszy akcyjnych działających w Polsce. Tabele 3.3 i 3.4 zawierają informacje o: znaku i wartości parametru oszacowanego dla opóźnionego o rok rankingu, jego statystycznej istotności oraz otrzymanym współczynniku determinacji. Elementem różniącym je, tak jak w przypadku tabel 3.1 i 3.2, jest rodzaj zastosowanej miary wyników funduszy.

Jak wynika z tabeli 3.3, rankingi percyntylowe przyznane na podstawie osiągniętych stóp dochodu w roku poprzednim wpływają statystycznie istotnie i pozytywnie na pozycję funduszu w branży w latach 2003–2005 oraz w roku 2007. Zależność taka występuje także dla obserwacji zebranych w całym okresie badania. Hipotezę o zerowej wartości oszacowanego parametru d w czterech na pięć przypadków możemy przy tym odrzucić na poziomie istotności 1%. Otrzymane wartości współczynników determinacji dla dwuletnich podokresów, biorąc pod uwagę prostotę modelu, są satysfakcjonujące. Wahają się bowiem od prawie 30% do 47,5%.

Tabela 3.3. Modele regresji rankingów percyntylowych nadanych na podstawie rocznych stóp dochodu osiągniętych przez fundusze akcyjne

Badany okres	Miara wyników funduszy: Stopa dochodu		
	Wybrane charakterystyki oszacowanych modeli		
	d	t	R^2
2001/2000	0,1049	0,4856	0,0155
2002/2001	0,2082	0,6351	0,0280
2003/2002	0,3054	2,5016**	0,2944
2004/2003	0,8285	3,7860***	0,4300
2005/2004	0,5740	4,4647***	0,4754
2006/2005	0,2318	1,5832	0,0850
2007/2006	0,5114	5,6598***	0,3598
łącznie: 2007–2000	0,2862	4,4549***	0,0998

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

Źródło: opracowanie własne.

Liczba lat, w których opóźniony o rok ranking percentylowy nadany na podstawie wskaźnika Sharpe'a oddziałuje statystycznie istotnie i pozytywnie na bieżący ranking, jest, jak dokumentuje tabela 3.4, wyraźnie niższa. Dzieje się tak tylko w latach 2005 i 2007. W łącznym okresie badania hipoteza o nieistotności zmiennej objaśniającej jest odrzucana jedynie na poziomie 5%. Uzyskane wyniki sugerują zatem po raz drugi, że powtarzalność wartości wskaźnika Sharpe'a jest słabiej zaznaczona niż powtarzalność stóp dochodu.

Tabela 3.4. Modele regresji rankingów percentylowych nadanych na podstawie rocznych wskaźników Sharpe'a funduszy akcyjnych

Miara wyników funduszy: Wskaźnik Sharpe'a			
Badany okres	Wybrane charakterystyki oszacowanych modeli		
	d	t	R ²
2001/2000	-0,0001	-0,0003	0,0000
2002/2001	0,3758	1,7409	0,1780
2003/2002	-0,0023	-0,0169	0,0000
2004/2003	-0,0302	-0,1002	0,0005
2005/2004	0,4321	2,8754***	0,2732
2006/2005	0,0314	0,2250	0,0019
2007/2006	0,6311	6,9103***	0,4559
Łącznie: 2007–2000	0,1585	2,3425**	0,0291

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

Źródło: opracowanie własne.

W tabeli 3.5 odnajdujemy średnie stopy dochodu w okresach oceny dla funduszy przyporządkowanych do grupy lepszych i gorszych według kryterium wyników uzyskanych w okresie klasyfikacji, wartości statystyk testujących różnice średnich i median w wspomnianych grupach oraz informacje o skutkach finansowych inwestowania w jednostki funduszy odnoszących w przeszłości sukcesy.

Tabela 3.5. Wyniki w okresie oceny funduszy akcyjnych zakwalifikowanych do grupy lepszych i gorszych

Badany okres:	Wartość średnia stopy dochodu w roku $t+1$ (okresie oceny)		Test t dla średnich	Test DT dla median	Różnica końcowej wartości 1000 zł zainwestowanego w grupę lepszych i gorszych funduszy
	w grupie lepszych funduszy w roku t (okresie klasyfikacji)	w grupie gorszych funduszy w roku t (okresie klasyfikacji)			
2001/2000	-0,1247	-0,1539	0,9802	3	29,2073
2002/2001	-0,0400	-0,0168	-0,4016	4	-23,2541
2003/2002	0,3501	0,2785	1,7001	bpz	71,5600
2004/2003	0,2220	0,0863	1,9610*	6*	135,7107
2005/2004	0,2472	0,1709	2,1984**	4	76,3249
2006/2005	0,4152	0,3048	1,5523	bpz	110,4017
2007/2006	0,1033	-0,0016	3,8301***	17***	104,8985

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

Źródło: opracowanie własne.

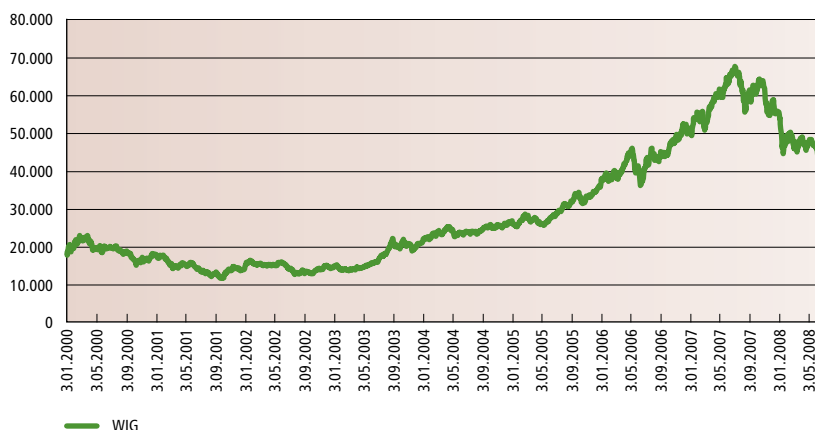
W sześciu na siedem dwuletnich podokresów różnica między wartością końcową kapitału zainwestowanego w instrumenty emitowane przez zwycięskie i przegrane

w pierwszym roku (w okresie klasyfikacji) fundusze jest dodatnia. Dla początkowej wartości kapitału pieniężnego 1000 zł wspomniane dodatnie różnice wahają się od 29 zł w 2001 roku do 136 zł w roku 2004. W trzech okresach oceny: 2004, 2005 i 2007 istnieją podstawy do odrzucenia hipotezy o równości średnich stóp dochodu w grupach lepszych i gorszych funduszy. Poziomy istotności, na których możemy to uczynić, wynoszą odpowiednio: 10%, 5% i 1%. Hipotezę o równości median można zweryfikować negatywnie tylko dla dwóch okresów oceny: 2004 i 2007 na poziomach istotności kolejno: 10% i 1%. Łącznie wyniki obliczeń zawarte w tabeli 3.5 dają podstawę do stwierdzenia, że przynajmniej w niektórych okresach powtarzalność wyników funduszy akcyjnych jest nie tylko zjawiskiem statystycznie istotnym, ale też znaczącym w wymiarze ekonomicznym.

Aby pogłębić analizę powtarzalności, dla wszystkich funduszy akcyjnych oszacowaliśmy w poszczególnych latach objętych badaniem współczynniki *alfa*. Wykorzystaliśmy w tym celu opisany w rozdziale drugim model jednoczynnikowy (równanie 3). Niestety, okazało się, że ponad 80% wyestymowanych *alf* było statystycznie nieistotnych. W związku z tym uznaliśmy za merytorycznie nieuzasadnione formułowanie wniosków na podstawie dynamiki rozkładów ich wartości.

* * *

Wykres 3.3. Kształtowanie się wartości indeksu WIG od początku 2000 r. do końca I połowy 2008 r.



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GPW.

Podsumowując tę część rozważań, należy w naszym przekonaniu zwrócić uwagę przede wszystkim na to, że wszystkie zastosowane metody dostarczają dowodów występowania powtarzalności wyników funduszy akcyjnych w okresie badania traktowanym jako całość oraz w niektórych wyróżnionych w nim dwuletnich podokresach. Nie zaobserwowaliśmy natomiast ani jednego przypadku statystycznie istotnego odwrócenia wyników funduszy w kolejnych latach. Siła zjawiska powtarzalności generalnie rośnie w miarę zbliżania się do końca okresu analizy. Do roku 2002 brak jest bowiem podstaw do odrzucenia hipotez zerowych o braku związku wyników funduszy akcyjnych w następujących po sobie okresach. Od roku 2003 powtarzalność stóp dochodu, wskaźników Sharpe'a i nadanych na ich podstawie rankingów percentylowych potwierdzają każdorazowo przynajmniej dwie z wykorzystanych metod. Przyczyny opisanego stanu rzeczy mogą być dwojakie. Po pierwsze, w późniejszych podokresach dysponujemy wyższą liczbą obserwacji. Po drugie, siła zjawiska powtarzalności może być powiązana z ogólną koniunkturą na polskim rynku akcji. Jak pokazuje wykres 3.3, w latach 2000–2002 na rynku dominowały tendencje spadkowe i stagnacyjne. Od roku 2003 rozpoczął się trwający kilka lat trend wzrostowy, który uległ wyraźnemu przyspieszeniu w połowie 2005

roku. Dobrej okazji do weryfikacji drugiej z przedstawionych hipotez dostarczy analiza powtarzalności w okresach półrocznych zaprezentowana w podpunkcie 3.1.2. Warto odnotować, że rezultaty uzyskane przy użyciu różnych miar wyników funduszy akcyjnych i metod badania powtarzalności są w dużej mierze zbieżne. Szczególnie dobrze widoczne jest to w przypadku zastosowania różnych metod analizy wyników funduszy mierzonych w ten sam sposób. Prawidłowość ta zwiększa, naszym zdaniem, wiarygodność sformułowanych wniosków.

3.1.2. Powtarzalność w perspektywie półrocznej

Punktem wyjścia analizy zjawiska powtarzalności i odwracania wyników funduszy akcyjnych w perspektywie półrocznej będą, tak jak poprzednio, tabele liczebności warunkowych i obliczone na ich podstawie wartości statystyk testowych. Ponownie też do określenia zwycięzców i przegranych w każdym z okresów użyjemy stóp dochodu (tabela 3.6) oraz wskaźników Sharpe'a (tabela 3.7).

Hipotezę o braku związku stóp dochodu realizowanych przez fundusze akcyjne w kolejnych półroczach można odrzucić w ośmiu na szesnaście przypadków. Siedmiokrotnie mamy przy tym do czynienia ze statystycznie istotną powtarzalnością wyników, a raz z ich odwróceniem. To ostatnie zjawisko pojawia się w II połowie 2007 roku w porównaniu z pierwszym półroczem tego samego roku. W łącznym okresie badania liczba podmiotów, które dwukrotnie z rzędu odniosły sukces (WW) lub poniosły porażkę (LL) jest znacząco wyższa od liczby funduszy zmieniających przynależność grupową w następujących po sobie półroczach (WL lub LW), co daje podstawy do odrzucenia hipotezy o braku powtarzalności na poziomie istotności 1%.

Tabela 3.6. Powtarzalność półrocznych stóp dochodu oferowanych przez fundusze akcyjne – wyniki testów nieparametrycznych

Badany okres:	Miara wyników funduszy: Stopa dochodu				Wartość statystyki	
	WW	LL	WL	LW	Z	CHI
	II poł. 2000/I poł. 2000	5	5	4	4	0,4704
I poł. 2001/II poł. 2000	7	6	5	4	0,8513	0,9091
II poł. 2001/I poł. 2001	4	4	5	7	-0,8526	1,2000
I poł. 2002/II poł. 2001	7	8	1	3	2,3129**	6,8947***
II poł. 2002/I poł. 2002	8	7	2	3	2,1284**	5,2*
I poł. 2003/II poł. 2002	7	6	5	4	0,8513	0,9091
II poł. 2003/I poł. 2003	7	7	5	5	0,8127	0,6667
I poł. 2004/II poł. 2003	8	7	2	4	1,9288*	4,3333***
II poł. 2004/I poł. 2004	8	8	4	4	1,6008	2,6667
I poł. 2005/II poł. 2004	6	5	8	9	-1,1276	1,4286
II poł. 2005/I poł. 2005	8	7	7	7	0,1795	0,1034
I poł. 2006/II poł. 2005	17	12	2	6	3,1503***	14,1351***
II poł. 2006/I poł. 2006	27	24	3	5	4,8136***	31,7797***
I poł. 2007/II poł. 2006	31	30	4	5	5,3471***	38,6857***
II poł. 2007/I poł. 2007	13	15	35	32	-3,8759***	16,2842***
I poł. 2008/II poł. 2007	39	38	18	19	3,6642***	14,0702***
Łącznie: I poł. 2008 – I poł. 2000	202	189	110	121	6,3432***	42,0900***

Uwaga: *, **, *** oznaczają istnienie podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej na poziomach istotności odpowiednio 10%, 5% i 1%. Suma liczb podmiotów zaliczonych do kategorii WW i LW nie zgadza się z sumą liczb podmiotów zaklasyfikowanych jako LL i WL ze względu na silny wzrost liczby funduszy w okresie badania.
Źródło: opracowanie własne.

Zastąpienie stopy dochodu wskaźnikiem Sharpe'a w roli kryterium klasyfikacyjnego zwiększa, a nie zmniejsza jak to miało miejsce w przypadku analizy powtarzalności w perspektywie rocznej, liczbę okresów, w których wyniki są statystycznie istotnie powiązane ze sobą. Jak wynika z danych zawartych w tabeli 3.7, mamy obecnie do czynienia z ośmioma okresami powtarzalności i dwoma odwróceniami wyników, przy czym zdecydowana większość tych okresów pokrywa się z tymi zidentyfikowanymi przy użyciu stopy dochodu jako miary wyników funduszy. W odniesieniu do zjawiska powtarzalności różnice dotyczą II połowy 2001 roku oraz obu półroczy roku 2004, w stosunku zaś do odwracania wyników – II połowy 2005 roku. Statystyki Z i CHI dla całego czasowego horyzontu badania zaprezentowane w tabeli 3.7 są niższe od przedstawionych w tabeli 3.6, ale wciąż dają podstawę do odrzucenia hipotezy o braku związków wyników funduszy mierzonych wskaźnikiem Sharpe'a na poziomie istotności 1%.

Tabela 3.7. Powtarzalność półrocznych wskaźników Sharpe'a funduszy akcyjnych – wyniki testów nieparametrycznych

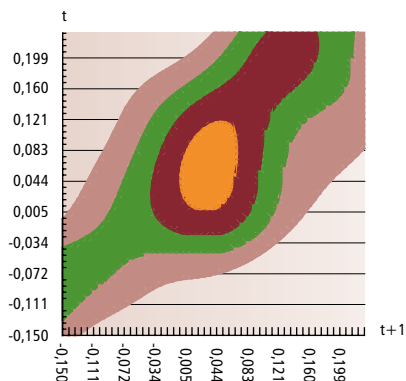
Badany okres	Miara wyników funduszy: Wskaźnik Sharpe'a				Wartość statystyki	
	WW	LL	WL	LW	Z	CHI
	II poł. 2000/I poł. 2000	4	4	5	5	-0,4704
I poł. 2001/II poł. 2000	6	4	6	6	-0,4682	0,5455
II poł. 2001/I poł. 2001	8	7	2	3	2,1285**	5,2**
I poł. 2002/II poł. 2001	6	7	2	4	1,6110	3,1053*
II poł. 2002/I poł. 2002	8	7	3	2	2,1285**	5,2**
I poł. 2003/II poł. 2002	7	6	5	4	0,8513	0,9091
II poł. 2003/I poł. 2003	5	5	7	7	-0,8127	0,6667
I poł. 2004/II poł. 2003	6	5	4	6	0,2521	0,5238
II poł. 2004/I poł. 2004	9	9	4	2	2,3478**	6,3333**
I poł. 2005/II poł. 2004	6	5	8	9	-1,1276	1,4286
II poł. 2005/I poł. 2005	5	4	10	10	-1,9963**	4,2414**
I poł. 2006/II poł. 2005	17	10	2	8	2,6693***	12,4054***
II poł. 2006/I poł. 2006	19	19	11	10	2,1837**	4,9322**
I poł. 2007/II poł. 2006	24	21	11	14	2,3636**	6,2286**
II poł. 2007/I poł. 2007	12	15	36	32	-4,0602***	18,2211***
I poł. 2008/II poł. 2007	44	43	13	14	5,3113***	31,6140***
Łącznie: I poł. 2008 – I poł. 2000	186	171	129	126	3,6665***	14,4887***

Uwaga: *, **, *** oznaczają istnienie podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej na poziomach istotności odpowiednio 10%, 5% i 1%. Suma liczb podmiotów zaliczonych do kategorii WW i LW nie zgadza się z sumą liczb podmiotów zaklasyfikowanych jako LL i WL ze względu na silny wzrost liczby funduszy w okresie badania.
Źródło: opracowanie własne.

Przeprowadzone testy nieparametryczne bazujące na tablicach liczebności warunkowych wskazują, że okresy statystycznie istotnej powtarzalności wyników są kilkukrotnie częstsze niż okresy ich odwracania. Prawidłowość tę potwierdza ułożenie jąder stochastycznych oszacowanych w przypadku wykresu 3.4 przy wykorzystaniu stóp dochodu, a wykresu 3.5 – wskaźników Sharpe'a. Grzbiety obu jąder stochastycznych przebiegają generalnie wzdłuż prostej nachylonej pod kątem 45 stopni do osi odciętych, co dowodzi dominacji zjawiska powtarzalności nad tendencją do odwracania wyników. Środkowa część jądra stochastycznego wyestymowanego dla półrocznych stóp dochodu (wykres 3.4) jest obrócona w kierunku przeciwnym do ruchu wskazówek zegara. Sugeruje to, że o powtarzalności oferowanych przez fundusze akcyjne półrocznych stóp dochodu decydują przede wszystkim podmioty lokujące się w ogonach rozkładu wyników. Osłabienia

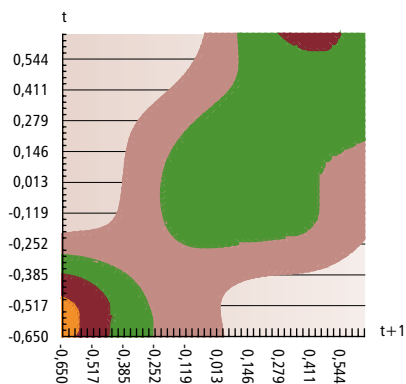
siły związków wyników w kolejnych okresach w środkowej części rozkładu nie obserwujemy natomiast w przypadku wskaźnika Sharpe'a (wykres 3.5). Zestawiając dwuwymiarowe odwzorowania jąder stochastycznych sporządzonych dla danych rocznych (wykresy 3.1 i 3.2) z obecnie omawianymi, dochodzimy do wniosku, że mimo występowania zjawiska odwracania wyników w niektórych półroczach, procesy konwergencji wyników funduszy akcyjnych były silniej zaznaczone w perspektywie rocznej.

Wykres 3.4. Jądro stochastyczne dla wyników funduszy akcyjnych mierzonych półroczną stopą dochodu



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 3.5. Jądro stochastyczne dla wyników funduszy akcyjnych mierzonych półrocznym wskaźnikiem Sharpe'a



Źródło: opracowanie własne.

Przedstawione w tabeli 3.8 rezultaty regresji rankingów percentylowych nadanych na podstawie półrocznych stóp dochodu ujawniają występowanie aż dziesięciu przypadków statystycznie istotnej powtarzalności wyników funduszy oraz dwóch ich statystycznie istotnego odwracania. Współczynniki determinacji w modelach z dodatnim i statystycznie istotnym parametrem d wahają się od 5% do blisko 74%, przy czym pięć z nich przekracza 50%. W I połowie 2005 roku i II połowie 2007 roku, a więc okresach statystycznie istotnego odwracania wyników, współczynniki R^2 wynoszą zaś odpowiednio: 10,7% i 26,5%. W całym okresie badania hipoteza o braku związku rankingów percentylowych w kolejnych półroczach jest odrzucana na poziomie istotności wyraźnie lepszym od 1%.

Tabela 3.8. Modele regresji rankingów percentylowych nadanych na podstawie półrocznych stóp dochodu osiągniętych przez fundusze akcyjne

Miara wyników funduszy: Stopa dochodu			
Badany okres	Wybrane charakterystyki oszacowanych modeli		
	d	t	R ²
II poł. 2000/I poł. 2000	-0,0081	-0,0460	0,0001
I poł. 2001/II poł. 2000	0,4932	2,0078*	0,1677
II poł. 2001/I poł. 2001	-0,2464	-1,4967	0,1107
I poł. 2002/II poł. 2001	0,6445	2,6667**	0,2949
II poł. 2002/I poł. 2002	0,4349	3,5914***	0,4174
I poł. 2003/II poł. 2002	0,2345	1,7371*	0,1311
II poł. 2003/I poł. 2003	0,1171	0,4336	0,0085
I poł. 2004/II poł. 2003	0,9187	5,6799***	0,6294
II poł. 2004/I poł. 2004	0,4951	4,9992***	0,5318
I poł. 2005/II poł. 2004	-0,3290	-1,7608*	0,1065
II poł. 2005/I poł. 2005	-0,3558	-1,5159	0,0784
I poł. 2006/II poł. 2005	0,4493	6,4459***	0,5428
II poł. 2006/I poł. 2006	0,6200	8,2674***	0,5453
I poł. 2007/II poł. 2006	1,1851	13,7919***	0,7367
II poł. 2007/I poł. 2007	-0,3997	-5,7859***	0,2647
I poł. 2008/II poł. 2007	0,2762	2,4553**	0,0511
Łącznie: I poł. 2008 – I poł. 2000	0,3091	7,7501***	0,0883

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

Źródło: opracowanie własne.

Analiza korelacji rankingów percentylowych przyznanych na podstawie wartości wskaźnika Sharpe'a generalnie pozwala sformułować wnioski zbieżne z tymi, które już zaprezentowano dla okresów półrocznych. Potwierdza się bowiem, jak widać w tabeli 3.9, liczebna przewaga okresów statystycznie istotnej powtarzalności wyników nad okresami ich odwracania. Tym razem okresów pierwszego rodzaju jest osiem, drugiego – trzy. Ponownie też w modelu oszacowanym dla wszystkich obserwacji opóźniony ranking percentylowy wpływa statystycznie istotnie i pozytywnie na ranking bieżący. Porównując wyniki regresji rankingów percentylowych przedstawione w tabelach 3.8 i 3.9 z rezultatami testów nieparametrycznych podanymi w tabelach 3.6 i 3.7, łatwo zauważyć, że poważne różnice wskazań dotyczą tylko czterech podokresów. W przypadku obu półroczy roku 2001 dwie wspomniane metody badawcze nie dają spójnego obrazu charakteru związku wyników w kolejnych okresach. Dla I półrocza 2003 roku regresje rankingów percentylowych konsekwentnie sugerują istnienie powtarzalności, dla pierwszej połowy 2005 roku zaś – odwracania wyników, podczas gdy testy nieparametryczne nie dawały w obu tych podokresach podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o niezależności stóp dochodu lub wskaźników Sharpe'a realizowanych przez fundusze akcyjne.

Tabela 3.9. Modele regresji rankingów percentylowych nadanych na podstawie półrocznych wskaźników Sharpe'a funduszy akcyjnych

Miara wyników funduszy: Wskaźnik Sharpe'a			
Badany okres	Wybrane charakterystyki oszacowanych modeli		
	d	t	R ²
II poł. 2000/I poł. 2000	-0,2294	-0,9265	0,0509
I poł. 2001/II poł. 2000	-0,0352	-0,1282	0,0008
II poł. 2001/I poł. 2001	0,1248	0,8106	0,0352
I poł. 2002/II poł. 2001	0,9032	4,4525***	0,5384
II poł. 2002/I poł. 2002	0,3901	3,2116***	0,3643
I poł. 2003/II poł. 2002	0,3529	3,0983***	0,3243
II poł. 2003/I poł. 2003	-0,1855	-0,7067	0,0222
I poł. 2004/II poł. 2003	-0,4059	-1,3694	0,0898
II poł. 2004/I poł. 2004	0,7005	4,9834***	0,5303
I poł. 2005/II poł. 2004	-0,3234	-2,4312**	0,1852
II poł. 2005/I poł. 2005	-0,5429	-2,3351**	0,1680
I poł. 2006/II poł. 2005	0,5522	5,3499***	0,4499
II poł. 2006/I poł. 2006	0,3735	3,5906***	0,1845
I poł. 2007/II poł. 2006	0,4621	4,4811***	0,2280
II poł. 2007/I poł. 2007	-0,2178	-2,0191**	0,0420
I poł. 2008/II poł. 2007	0,5507	6,0531***	0,2465
Łącznie: I poł. 2008 – I poł. 2000	0,1824	4,7358***	0,0349

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

Źródło: opracowanie własne.

Inwestowanie w jednostki uczestnictwa funduszy, które w ostatnim półroczu należały do grupy zwycięzców, jak pokazuje tabela 3.10, w dwunastu przypadkach prowadziłyby do zrealizowania wyższej średniej stopy dochodu w ciągu kolejnych sześciu miesięcy niż ta możliwa do uzyskania poprzez lokowanie środków w instrumenty emitowane przez fundusze, które w ostatnim półroczu poniosły porażkę. Różnica średnich stóp dochodu była przy tym statystycznie istotnie dodatnia w dziewięciu z dwunastu wspomnianych okresów. W wymiarze pieniężnym dodatkowe korzyści inwestora dysponującego kapitałem początkowym 1000 zł i stosującego strategię preferowania funduszy odnoszących sukcesy wynosiłyby w analizowanych półroczach od 12,5 zł do blisko 200 zł. Powierzenie pieniędzy funduszom ponoszącym porażki było lepszym rozwiązaniem w czterech podokresach, z których w przypadku dwóch występowały podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej o równości średnich stóp dochodu oferowanych przez grupę lepszych i gorszych funduszy. Maksymalna (w wartości bezwzględnej) różnica końcowych wartości zainwestowanego kapitału związana z wystąpieniem zjawiska odwracania wyników funduszy akcyjnych przypadła, biorąc pod uwagę nasze dotychczasowe ustalenia, dość spodziewanie na II połowę 2007 roku i wynosiła 83 zł.

Tabela 3.10. Wyniki w okresie oceny funduszy zakwalifikowanych do grupy lepszych i gorszych – analiza w okresach półrocznych

Badany okres:	Wartość średnia stopy dochodu w półroczu $t+1$ (okresie oceny)		Test t dla średnich	Test DT dla median	Różnica końcowej wartości 1000 zł zainwestowanego w grupę lepszych i gorszych funduszy
	w grupie lepszych funduszy w półroczu t (okresie klasyfikacji)	w grupie gorszych funduszy w półroczu t (okresie klasyfikacji)			
II poł. 2000/I poł. 2000	-0,0760	-0,0885	0,6548	3,0	12,5003
I poł. 2001/II poł. 2000	-0,1378	-0,1756	1,6410	5,0	37,7691
II poł. 2001/I poł. 2001	0,0070	0,0425	-1,9349*	8**	-35,5327
I poł. 2002/II poł. 2001	0,0162	-0,0684	3,9519***	8**	84,6014
II poł. 2002/I poł. 2002	0,0128	-0,0736	2,7335 **	7**	86,3624
I poł. 2003/II poł. 2002	0,1141	0,0778	1,7656*	4,0	36,2334
II poł. 2003/I poł. 2003	0,2398	0,2056	1,1252	3,0	34,1713
I poł. 2004/II poł. 2003	0,1574	0,0635	3,5416***	10***	93,9353
II poł. 2004/I poł. 2004	0,0829	0,0001	2,5978**	9**	82,8664
I poł. 2005/II poł. 2004	0,0353	0,0382	-0,1781	bpz	-2,8914
II poł. 2005/I poł. 2005	0,1396	0,1835	-1,5263	bpz	-43,9518
I poł. 2006/II poł. 2005	0,1341	0,0723	2,6916**	bpz	61,8408
II poł. 2006/I poł. 2006	0,2572	0,1130	6,9814***	22***	144,1979
I poł. 2007/II poł. 2006	0,2874	0,0899	6,42052***	17***	197,4835
II poł. 2007/I poł. 2007	-0,1451	-0,0620	-4,8764***	9**	-83,0889
I poł. 2008/II poł. 2007	-0,0666	-0,1926	2,66123***	bpz	126,0406

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

* * *

Skrócenie analizy do okresów półrocznych zaowocowało pojawieniem się w niektórych spośród nich, nieobserwowanego wcześniej, statystycznie istotnego odwracania wyników funduszy akcyjnych. Przypadki, gdy zwycięzcy zamieniali się miejscami z przegranymi w rozkładzie wyników, pozostają jednak rzadkie. Ich liczba w zależności od zastosowanej miary rezultatów funduszy inwestycyjnych i obranej metody badania powtarzalności wynosiła od 1 do 3. Zjawisko powtarzalności w okresach półrocznych okazało się silniejsze. O jego dominacji świadczy liczba kolejnych półroczy, w których wyniki są statystycznie istotnie dodatnio powiązane. Wspomniana liczba półroczy kształtuje się przy zastosowaniu różnych rozwiązań metodologicznych na poziomie od 7 do 10. Po połączeniu wszystkich obserwacji w jeden zbiór odrzucenie hipotezy zerowej o braku powtarzalności było ponadto każdorazowo możliwe na poziomie istotności 1%.

Stożek zgodności rezultatów otrzymanych przy zastosowaniu różnych miar wyników funduszy akcyjnych i metod analizy ich zależności wykazuje, naszym zdaniem, interesujące związki z występowaniem na rynku akcji dobrze zdefiniowanych tendencji (por. wykres 3.3). Najbardziej jednoznaczne sygnały istnienia powtarzalności uzyskaliśmy dla obu półroczy 2002 roku, kiedy rynek znajdował się w trendzie stagnacyjnym; dla okresu od II połowy 2005 roku do I połowy 2007 roku, gdy mieliśmy do czynienia z szybkim wzrostem notowań oraz w ostatnim analizowanym półroczu, w którym ceny akcji poważnie spadły. Najsilniejsze i niepodlegające dyskusji odwrócenie wyników funduszy akcyjnych nastąpiło zaś w II połowie roku 2007. Jak wynika z wykresu 3.3, był to okres zmiany średniookresowego trendu na rynku akcji ze wzrostowego na spadkowy. Mniej jednoznaczne sygnały odwracania wyników funduszy pojawiły się dla obu

półroczny 2005 roku, kiedy to przyspieszyło tempo wzrostu cen akcji na warszawskiej giełdzie. Zaznaczając się prawidłowość pokrywania się okresów powtarzalności wyników funduszy akcyjnych z okresami wyraźnie zdefiniowanych tendencji na rynku akcji oraz okresów odwracania wyników z czasem zmiany tych tendencji jest argumentem na rzecz tezy, że powtarzalność i odwracanie wyników są rezultatem obrania przez pewne grupy funduszy określonych strategii inwestycyjnych, a nie trwałego zróżnicowania umiejętności kadr menadżerskich.

Na stabilność rezultatów badania powtarzalności w okresach półrocznych mogła mieć też wpływ zmieniająca się liczba funduszy akcyjnych aktywnych na rynku polskim. W miarę zbliżania się do końca badanego okresu liczba ta wyraźnie rosła. Nasze rezultaty, niezależnie czy wskazują na występowanie powtarzalności, czy też odwracania wyników, począwszy od II półrocza 2005 roku mają jednoznaczną wymowę. Wcześniej zaś wyniki obliczeń dają czasami sprzeczne sygnały.

3.2. Fundusze hybrydowe

Badanie zjawiska powtarzalności i odwracania wyników funduszy hybrydowych dostarcza, jak pokażą podpunkty 3.2.1 i 3.2.2, interesujących, ale niejednoznacznych wniosków.

3.2.1. Powtarzalność w perspektywie rocznej

Użycie stóp dochodu i wskaźników Sharpe'a jako miar wyników funduszy inwestujących zarówno w akcje, jak i instrumenty dłużne oraz zastosowania wartości median jako punktu odniesienia w ocenie wyników prowadzi do otrzymania tablic liczebności warunkowych zaprezentowanych odpowiednio w tabelach 3.11 i 3.12. Jak wynika z tabeli 3.11, w całym badanym okresie hipotezę o braku zależności stóp dochodu w kolejnych okresach odrzucamy dla obu testów (Z i CHI) na poziomie istotności 1% na rzecz hipotezy o występowaniu powtarzalności. Podobną jednoznaczną decyzję można podjąć dla podokresów kończących się w latach 2001, 2004 i 2005. W przypadku podokresów obejmujących lata 2001–2002 oraz 2005–2006 wskazania testów nieparametrycznych są niejednoznaczne. Wartości statystyk Z obliczone na podstawie próby są poniżej wartości krytycznych odczytanych dla konwencjonalnych poziomów istotności, statystyk CHI zaś – powyżej wartości krytycznych. W latach 2002–2003 następuje statystycznie istotne odwrócenie stóp dochodu osiąganych przez zwycięskie i przegrywające w przeszłości fundusze. Warto zwrócić uwagę, że to ostatnie zjawisko nie występowało w perspektywie rocznej w przypadku funduszy akcyjnych.

Tabela 3.11. Powtarzalność rocznych stóp dochodu oferowanych przez fundusze hybrydowe – wyniki testów nieparametrycznych

Miara wyników funduszy: Stopa dochodu						
Badany okres	WW	LL	WL	LW	Wartość statystyki	
					Z	CHI
2001/2000	7	7	4	2	1,7809***	3,6*
2002/2001	8	6	4	3	1,4820	2,8095*
2003/2002	3	2	10	8	-2,5179**	7,7826***
2004/2003	10	8	3	4	2,1101**	5,24**
2005/2004	12	11	3	4	2,7550***	8,6667***
2006/2005	13	6	4	10	0,8668	5,9091**
2007/2006	16	14	9	11	1,4087	2,3200
Łącznie: 2007–2000	69	54	37	42	3,0201***	12,0594***

Uwaga: *, **, *** oznaczają istnienie podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej na poziomach istotności odpowiednio: 10%, 5% i 1%. Suma liczb podmiotów zaliczonych do kategorii WW i LW nie zgadza się z sumą liczb podmiotów zaklasyfikowanych jako LL i WL ze względu na wzrost liczby funduszy w okresie badania.
Źródło: opracowanie własne.

Uwzględnienie zróżnicowania poziomu ryzyka podejmowanego przez fundusze hybrydowe poprzez zastosowania wskaźnika Sharpe'a zmienia całkowicie, jak pokazuje tabela 3.12, obraz zależności wyników. Podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej występują tylko dla dwóch ostatnich dwuletnich podokresów, przy czym znak statystyki Z oraz liczba podmiotów pozostających w tej samej kategorii i migrujących między kategoriami wskazują, że w latach 2005–2006 mamy do czynienia ze statystycznie istotnym odwróceniem wyników, a w latach 2006–2007 – z ich powtarzalnością. Dla całkowitego okresu badania rozkład podmiotów w tabeli liczebności warunkowych jest na tyle równomierny, że obliczone na jego podstawie wartości statystyk testowych są niższe od wartości krytycznych nawet przy obraniu poziomu istotności 10%. Silna zależność rezultatów badania od obranej miary wyników, daleko wykraczająca poza tę obserwowaną dla funduszy akcyjnych, sugeruje (biorąc pod uwagę wspomnianą w rozdziale 2 niehomogeniczność grupy funduszy hybrydowych), że powtarzalność wyników jest efektem działania przede wszystkim zewnętrznych czynników rynkowych, a nie trwałego i ekonomicznie znaczącego zróżnicowania umiejętności menadżerskich.

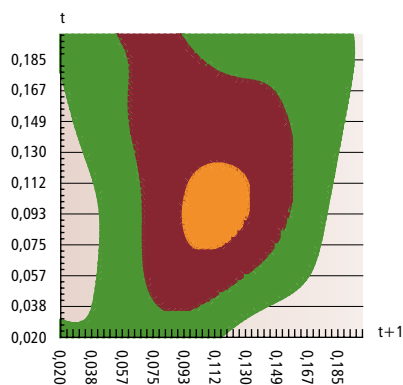
Tabela 3.12. Powtarzalność rocznych wskaźników Sharpe'a osiągniętych przez fundusze hybrydowe – wyniki testów nieparametrycznych

Badany okres	Miara wyników funduszy: Wskaźnik Sharpe'a				Wartość statystyki	
	WW	LL	WL	LW	Z	CHI
	2001/2000	5	5	6	4	0,0452
2002/2001	5	6	4	6	0,2521	0,5238
2003/2002	6	5	7	5	-0,1830	0,4783
2004/2003	7	5	6	7	-0,2257	0,4400
2005/2004	9	9	6	6	1,0880	1,2000
2006/2005	9	3	8	13	-1,6774*	6,1515**
2007/2006	18	16	7	9	2,4918**	6,8***
Łącznie 2007–2000	59	49	44	50	0,9652	2,3168

Uwaga: *, **, *** oznaczają istnienie podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej na poziomach istotności odpowiednio 10%, 5% i 1%. Suma liczb podmiotów zaliczonych do kategorii WW i LW nie zgadza się z sumą liczb podmiotów zaklasyfikowanych jako LL i WL ze względu na wzrost liczby funduszy w okresie badania.

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 3.6. Jądro stochastyczne dla wyników funduszy hybrydowych mierzonych roczną stopą dochodu

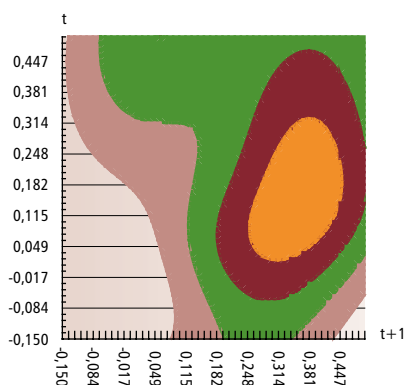


Źródło: opracowanie własne.

Kolejna komplikacja interpretacyjna wynika z oszacowania jądra stochastycznego dla wyników funduszy hybrydowych mierzonych roczną stopą dochodu. Ułożenie grzbietu jądra stochastycznego na wykresie 3.6 nie potwierdza występowania powtarzalności, z wyjątkiem wąskiego zakresu niskich wyjściowych wartości stóp dochodu. Dodatkowo górna część jądra stochastycznego jest obrócona w kierunku przeciwnym do kierunku ruchu wskazówek zegara, co jest oznaką tendencji do odwracania najlepszych wyników. Mamy zatem do czynienia z paradoksem. Testy nieparametryczne sugerowały, że regułą jest pozytywna korelacja stóp dochodu w danym roku z tymi zrealizowanymi wcześniej. Kształt jądra stochastycznego zaś wskazuje na generalną niezależność stóp dochodu w kolejnych latach. Wydaje się, że przyczyn tego paradoksu należy upatrywać w zabiegu dyskretyzacji przeprowadzonym dla otrzymania wartości statystyk Z i CHI w połączeniu z niejednorodnym charakterem grupy funduszy hybrydowych. Otóż w sytuacji, gdy tendencje na rynku akcji lub poziom stóp procentowych uprzywilejowują fundusze z wysokim (niskim) udziałem akcji w portfelu i niskim (wysokim) udziałem instrumentów dłużnych, przejścia pomiędzy grupami zwycięzców i przegranych wyróżnionymi na podstawie wartości mediany stopy dochodu mogą być relatywnie rzadkie (co daje wysokie wartości bezwzględne statystyk Z i CHI), ale jednocześnie relatywne pozycje zwyciężkich i przegrywających funduszy w obrębie ich grup wcale nie muszą być stabilne (co zaowocuje prawie pionowym ułożeniem grzbietu jądra stochastycznego).

W przypadku zastosowania wskaźnika Sharpe'a do pomiaru wyników funduszy hybrydowych rezultaty testów nieparametrycznych (tabela 3.12) i estymacji jądra stochastycznego (wykres 3.7) mają zgodną wymowę. Grzbiet jądra stochastycznego nie leży bowiem wzdłuż prostej nachylonej pod kątem 45 stopni do osi odciętych. Górna część jądra obrócona jest zaś wyraźnie w kierunku przeciwnym do ruchu wskazówek zegara, co dowodzi występowania procesów konwergencji wyników. Obie wspomniane metody sugerują zatem brak dominującej reguły powiązania wartości wskaźników Sharpe'a osiągniętych przez fundusze hybrydowe w kolejnych latach.

Wykres 3.7. Jądro stochastyczne dla wyników funduszy hybrydowych mierzonych rocznymi wskaźnikami Sharpe'a



Źródło: opracowanie własne.

Estymacja modeli regresji rankingów percentylowych nadanych na podstawie stóp dochodu (tabela 3.13) i wartości wskaźników Sharpe'a (tabela 3.14) potwierdza kluczowe znaczenie decyzji o sposobie pomiaru wyników funduszy hybrydowych. Jak wynika z tabeli 3.13, roczne stopy dochodu są ze sobą statystycznie istotnie powiązane we wszystkich dwuletnich podokresach, jak również w łącznym okresie badania. Współczynniki determinacji przybierają wartości od 7,5% do blisko 45%. Z wyjątkiem lat 2002–2003 oszacowane współczynniki d są dodatnie, co oznacza występowanie powtarzalności wyników. Warte odnotowania jest to, że analiza rocznych stóp dochodu funduszy hybrydowych przy wykorzystaniu dwóch różnych narzędzi, a mianowicie: testów nieparametrycznych (tabela 3.11) i regresji rankingów percentylowych (tabela 3.13) daje prawie identyczne rezulta-

ty. Obie metody wskazują na zdecydowaną dominację zjawiska powtarzalności rocznych stóp dochodu, identyfikują też jednakowo pojedynczy okres odwrócenia wyników. Jedyna znacząca różnica dotyczy podokresu 2006–2007, w którym wartości statystyk Z i CHI są niższe od krytycznych, ale parametr d jest statystycznie istotny i to na poziomie 1%.

Podobnych silnych zależności w kolejnych latach nie wykazują rankingi nadane na podstawie wartości wskaźników Sharpe'a. Aż w sześciu z siedmiu analizowanych dwuletnich podokresów, jak pokazuje tabela 3.14, nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o statystycznej nieistotności opóźnionego rankingu percentylowego. Wyjątkiem jest rok 2007, w którym rankingi percentylowe funduszy hybrydowych są statystycznie istotnie (na poziomie 1%) determinowane rankingami z roku 2006. W porównaniu z rezultatami otrzymanymi dla tej samej miary wyników, ale przy zastosowaniu testów nieparametrycznych (tabela 3.12), obserwujemy dwie różnice. Po pierwsze, metoda regresji percentylowych nie dostarcza argumentów na poparcie tezy o występowaniu zjawiska odwracania wyników w żadnym z podokresów. Po drugie, dla całego okresu badania parametr d jest statystycznie istotny na poziomie 5%, podczas gdy statystyki Z i CHI przybierały wartości niepozwalające na odrzucenie hipotez zerowych.

Tabela 3.13. Modele regresji rankingów percentylowych przyznanych na bazie osiągniętych przez fundusze hybrydowe rocznych stóp dochodu

Miara wyników funduszy: Stopa dochodu			
Badany okres	Wybrane charakterystyki oszacowanych modeli		
	d	t	R^2
2001/2000	0,3602	1,7915*	0,1513
2002/2001	0,5575	3,9290***	0,4483
2003/2002	-0,5967	-2,1478**	0,1801
2004/2003	0,3162	3,0092***	0,2825
2005/2004	0,5041	2,6183**	0,1967
2006/2005	0,3463	3,6925***	0,3055
2007/2006	0,2371	3,4486***	0,1986
łącznie: 2007–2000	0,2392	4,0302***	0,0751

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

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3.14. Modele regresji rankingów percentylowych przyznanych na podstawie wartości wskaźników Sharpe'a osiągniętych przez fundusze hybrydowe

Miara wyników funduszy: Wskaźnik Sharpe'a			
Badany okres	Wybrane charakterystyki oszacowanych modeli		
	d	t	R^2
2001/2000	0,0839	1,0548	0,0582
2002/2001	0,4384	1,5642	0,1141
2003/2002	0,0807	0,3841	0,0070
2004/2003	-0,0065	-0,0413	0,0001
2005/2004	0,0920	0,3566	0,0045
2006/2005	0,0093	0,1033	0,0003
2007/2006	0,5822	7,2968***	0,5259
łącznie: 2007–2000	0,1326	2,1014**	0,0216

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

Źródło: opracowanie własne.

Fundusze hybrydowe osiągające w okresie klasyfikacji lepsze wyniki oferują w okresie oceny, jak dowodzi tabela 3.15, wyższe stopy dochodu w sześciu na siedem przypadków. Zanotowane różnice są przy tym w trzech przypadkach statystycznie istotne na poziomach 10% i 5%. Jedynie w 2003 roku inwestowanie w jednostki uczestnictwa zwycięskich rok wcześniej funduszy daje statystycznie istotnie niższą stopę dochodu niż lokowanie środków w instrumenty emitowane przez fundusze, które w 2002 roku poniosły porażkę. Przy założeniu, że początkowa wartość kapitału wynosi 1000 zł, nadwyżka osiągnana dzięki preferowaniu zwycięskich funduszy w sześciu wspomnianych powyżej podokresach waha się od prawie 15 zł do nieco ponad 60 zł. Wybór w 2003 roku jednostek funduszy ze słabymi wynikami w roku 2002 przynosi z kolei zysk w wysokości 63 zł. Różnice między wartościami końcowymi kapitału ulokowanego w roku oceny według alternatywnych strategii inwestycyjnych są w przypadku funduszy hybrydowych (tabela 3.15) wyraźnie mniejsze niż te wyliczone dla funduszy akcyjnych (tabela 3.5).

Tabela 3.15. Wyniki w okresie oceny funduszy hybrydowych zakwalifikowanych do grupy lepszych i gorszych

Badany okres:	Wartość średnia stopy dochodu w roku $t+1$ (okresie oceny)		Test t dla średnich	Test DT dla median	Różnica końcowej wartości 1000 zł zainwestowanego w grupę lepszych i gorszych funduszy
	w grupie lepszych funduszy w roku t (okresie klasyfikacji)	w grupie gorszych funduszy w roku t (okresie klasyfikacji)			
2001/2000	0,0050	-0,0363	1,2677	bpz	41,3836
2002/2001	0,0981	0,0378	2,6545**	5	60,2923
2003/2002	0,1304	0,1935	-2,9124***	bpz	-63,0633
2004/2003	0,1449	0,1128	2,3721**	7**	32,1077
2005/2004	0,1592	0,1326	1,2785	2	26,5927
2006/2005	0,1900	0,1533	1,8911*	bpz	36,6349
2007/2006	0,0490	0,0344	1,4093	bpz	14,6709

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

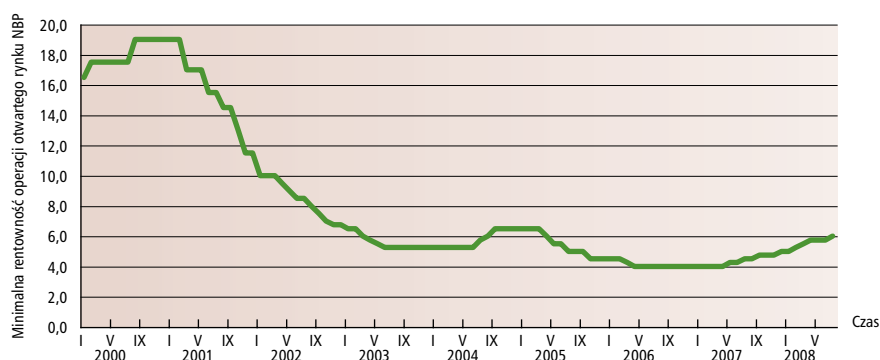
Do oceny wyników funduszy hybrydowych, a następnie badania ich związków w następujących po sobie okresach wykorzystaliśmy w bieżącym podpunkcie tylko stopy dochodu oraz wskaźniki Sharpe'a. Nie użyliśmy natomiast wartości parametrów alfa oszacowanych w ramach opisywanego równaniem (4) modelu z dwiema zmiennymi objaśniającymi. Przyczyną takiego stanu rzeczy jest, podobnie jak w przypadku funduszy akcyjnych, statystyczna nieistotność zdecydowanej większości wyestymowanych wyrazów wolnych. Dla całej grupy funduszy hybrydowych hipotezę o zerowej wartości rocznych alf na poziomie istotności 10% można było odrzucić tylko w 22,15% przypadków. Nieco częściej statystycznie istotne alfy występowały w podgrupie funduszy stabilnego wzrostu (27,5% przypadków), nieco rzadziej zaś w podgrupie funduszy zrównoważonych (19,1%). Nawet jednak dla funduszy stabilnego wzrostu wnioskowanie o powtarzalności lub odwracaniu wyników na podstawie w 70% statystycznie nieistotnych parametrów, nie znajduje, w naszej ocenie, uzasadnienia merytorycznego.

* * *

Obraz powiązań między wynikami osiąganymi przez fundusze hybrydowe w kolejnych latach jest bardziej skomplikowany niż w przypadku funduszy akcyjnych. Podstawowym czynnikiem utrudniającym formułowanie jednoznacznych wniosków jest bardzo silna zależność rezultatów badania od rodzaju użytej miary wyników. Powtarzalność cechuje bowiem roczne stopy dochodu funduszy hybrydowych, ale już nie wskaźniki Sharpe'a. Biorąc pod uwagę, że rozważana grupa funduszy jest niejednorodna, przemawia to na korzyść tezy, że określone warunki rynkowe czynią z funduszy o różnych profilach ryzyka

raz zwycięzców, raz przegranych. Przy założeniu prawdziwości tej tezy czas występowania powtarzalnych wyników jest zdeterminowany trwałością tendencji rynkowych. W konsekwencji po okresach powtarzalności powinny pojawiać się statystycznie istotne odwrócenia wyników. W odniesieniu do rocznych stóp dochodu funduszy hybrydowych mamy do czynienia tylko z jednym przypadkiem (w latach 2002–2003) zamiany miejscami w rozkładzie wyników przez zwycięzców i przegranych. W roku 2003 rozpoczął się, jak pokazuje wykres 3.3, wyraźny trend wzrostowy na polskim rynku akcji, a dodatkowo, jak ilustruje wykres 3.8, dobiegł końca etap zasadniczych obniżek stóp procentowych w Polsce.

Wykres 3.8. Kształtowanie się minimalnej rentowności operacji otwartego rynku prowadzonych przez NBP (w %)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Wykorzystana do analizy zależności wyników funduszy hybrydowych metoda badawcza nie wpływa silnie na poczynione ustalenia. Testy nieparametryczne bazujące na tablicach liczebności warunkowych i regresje rankingów percentylowych, pod warunkiem zastosowania tej samej miary wyników, dają bardzo zbliżone rezultaty. Wzrastająca liczba obserwacji w miarę zbliżania się do końca horyzontu analizy nie przyczynia się, jak miało to w pewnej mierze miejsce dla funduszy akcyjnych, do zwiększenia jednoznaczności formułowanych wniosków.

3.2.2. Powtarzalność w perspektywie półrocznej

Dyskretyzacja półrocznych stóp dochodu i wskaźników Sharpe'a osiągniętych przez fundusze hybrydowe pozwoliła skonstruować tabele liczebności warunkowych zaprezentowane odpowiednio w tabelach 3.16 i 3.17. Tradycyjnie już wspomniane tabele zawierają informacje o obliczonych wartościach statystyk testowych Z i CHI oraz poziomach istotności, na których można odrzucić hipotezy zerowe o niezależności wyników.

Tabela 3.16. Powtarzalność półrocznych stóp dochodu oferowanych przez fundusze hybrydowe – wyniki testów nieparametrycznych

Miara wyników funduszy: Stopa dochodu						
Badany okres:	WW	LL	WL	LW	Wartość statystyki	
					Z	CHI
II poł. 2000/I poł. 2000	7	6	4	4	1,0726	1,2857
I poł. 2001/II poł. 2000	8	8	3	2	2,2743*	5,8571**
II poł. 2001/I poł. 2001	6	5	7	6	-0,4092	0,3333
I poł. 2002/II poł. 2001	8	8	3	4	1,8337*	3,6087*
II poł. 2002/I poł. 2002	9	8	4	4	1,7531*	3,32*
I poł. 2003/II poł. 2002	7	5	7	7	-0,4244	0,4615
II poł. 2003/I poł. 2003	8	7	4	6	1,0241	1,4000
I poł. 2004/II poł. 2003	10	8	4	5	1,6873*	3,3704*
II poł. 2004/I poł. 2004	9	8	6	7	0,7297	0,6667
I poł. 2005/II poł. 2004	11	10	5	5	1,9274*	3,9677**
II poł. 2005/I poł. 2005	12	9	5	8	1,3781	2,9411*
I poł. 2006/II poł. 2005	16	11	5	9	2,0010**	6,122**
II poł. 2006/I poł. 2006	18	18	7	7	2,9986***	9,68***
I poł. 2007/II poł. 2006	22	19	6	8	3,4667***	13,7273***
II poł. 2007/I poł. 2007	12	12	23	23	-2,5837***	6,9143***
I poł. 2008/II poł. 2007	29	28	10	10	4,0291***	17,8052***
Łącznie: I poł. 2008 – I poł. 2000	192	170	103	115	5,9021***	37,9172***

Uwaga: *, **, *** oznaczają istnienie podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej na poziomach istotności odpowiednio 10%, 5% i 1%. Suma liczb podmiotów zaliczonych do kategorii WW i LW nie zgadza się z sumą liczb podmiotów zaklasyfikowanych jako LL i WL ze względu na wzrost liczby funduszy w okresie badania.
Źródło: opracowanie własne.

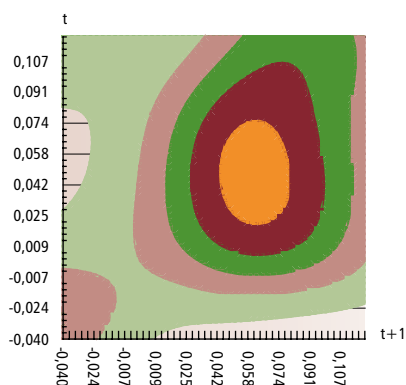
Powtórzenie sukcesu lub porażki, definiowanych na podstawie półrocznej stopy dochodu, jest zdecydowanie bardziej prawdopodobne, jak wynika z tabeli 3.16, niż migracja między grupami zwycięskich i przegrywających funduszy. Wartości statystyk testowych Z i CHI aż w dziesięciu podokresach umożliwiają bowiem odrzucenie hipotezy zerowej o braku związku wyników w kolejnych półroczach na rzecz hipotezy alternatywnej o występowaniu zjawiska powtarzalności. Podobną decyzję statystyczną możemy podjąć w odniesieniu do łącznego okresu badania. Poziomy istotności, na których istnieją podstawy do odrzucenia hipotez zerowych, poprawiają się przy tym w miarę upływu czasu, a więc także w miarę wzrostu liczby obserwacji. Ze statystycznie istotnym odwróceniem wyników mamy do czynienia tylko w II połowie 2007 roku. Przypomnijmy, że w tym samym okresie następowała też zamiana miejscami w rozkładzie wyników odnoszących sukcesy i ponoszących porażki funduszy akcyjnych.

Tak jak w przypadku analizy w okresach rocznych, tak i teraz zastąpienie stóp dochodu wskaźnikami Sharpe'a prowadzi, jak pokazuje tabela 3.17, do znaczącej modyfikacji rezultatów badawczych. W trzynastu podokresach wartości statystyk Z i CHI nie pozwalają na odrzucenie hipotez zerowych, w dwóch kolejnych zaś nie dają jednoznacznych wskazań. Mocne dowody występowania powtarzalności uzyskujemy tylko dla I połowy 2004 roku, istnienia zjawiska odwracania wyników – dla II połowy 2007 roku. W całym okresie badania wartość statystyki Z jest niższa od krytycznej, CHI zaś – wyższa od krytycznej odczytanej dla poziomu istotności 5%.

Rezultaty testów nieparametrycznych zawarte w tabeli 3.16, dokumentujące występowanie statystycznie istotnej powtarzalności wyników w wielu podokresach, każą oczekiwać ułożenia jądra stochastycznego oszacowanego dla półrocznych stóp

dochodu wzdłuż linii nachylonej pod kątem 45 stopni do osi odciętych. Przewidywania te, jak widać na wykresie 3.9, nie w pełni się sprawdzają. Przebieg grzbietu jądra sugeruje co najwyżej występowanie umiarkowanej powtarzalności, zwłaszcza porażek. W środkowej części rozkładu wyników półroczne stopy dochodu realizowane przez poszczególne fundusze są w dużym stopniu niezależne. W przypadku funduszy hybrydowych, w przeciwieństwie do funduszy akcyjnych, ponownie nie możemy zatem mówić o zgodności rezultatów uzyskanych z wykorzystaniem narzędzi badawczych wymagających dyskretyzacji zmiennych ciągłych i niepotrzebujących tego zabiegu. Przyczyny opisanego stanu rzeczy, tak jak dla okresu rocznego, upatrujemy w możliwym do przeprowadzenia dychotomicznym podziale grupy funduszy hybrydowych w połączeniu z kształtowaniem zjawisk powtarzalności i odwracania wyników przez tendencje ogólnorynkowe.

Wykres 3.9. Jądro stochastyczne dla wyników funduszy hybrydowych mierzonych półroczną stopą dochodu



Źródło: opracowanie własne.

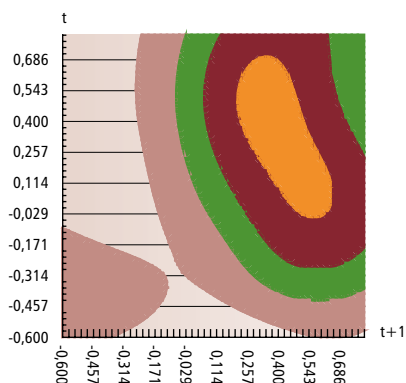
Tabela 3.17. Powtarzalność półrocznych wskaźników Sharpe'a osiągniętych przez fundusze hybrydowe – wyniki testów nieparametrycznych

Badany okres	Miara wyników funduszy: Wskaźnik Sharpe'a				Wartość statystyki	
	WW	LL	WL	LW	Z	CHI
	II poł. 2000/I poł. 2000	6	5	5	5	0,2082
I poł. 2001/II poł. 2000	6	3	5	7	-0,7243	1,6667
II poł. 2001/I poł. 2001	6	6	6	6	0,0000	0,0000
I poł. 2002/II poł. 2001	7	7	4	5	1,0447	1,1739
II poł. 2002/I poł. 2002	8	7	5	5	0,9868	1,0800
I poł. 2003/II poł. 2002	9	7	5	5	1,1429	1,6923
II poł. 2003/I poł. 2003	6	6	6	7	-0,1923	0,1200
I poł. 2004/II poł. 2003	11	10	2	4	2,7021***	8,7037***
II poł. 2004/I poł. 2004	10	9	5	6	1,4453	2,2667
I poł. 2005/II poł. 2004	7	7	9	8	-0,5328	0,3548
II poł. 2005/I poł. 2005	10	7	7	10	0,0000	1,0588
I poł. 2006/II poł. 2005	15	10	6	10	1,3919	3,9756**
II poł. 2006/I poł. 2006	13	12	12	13	0,0000	0,0800
I poł. 2007/II poł. 2006	17	13	11	14	0,6616	1,3636
II poł. 2007/I poł. 2007	11	13	24	22	-2,5870***	7,1429***
I poł. 2008/II poł. 2007	22	23	17	15	1,4799	2,3247
Łącznie: I poł. 2008 – I poł. 2000	164	145	129	142	1,5655	4,3172**

Uwaga: *, **, *** oznaczają istnienie podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej na poziomach istotności odpowiednio 10%, 5% i 1%. Suma liczb podmiotów zaliczonych do kategorii WW i LW nie zgadza się z sumą liczb podmiotów zaklasyfikowanych jako LL i WL ze względu na wzrost liczby funduszy w okresie badania.
Źródło: opracowanie własne.

Kształt i położenie jądra stochastycznego oszacowanego dla półrocznych wartości wskaźnika Sharpe'a, widoczne na wykresie 3.10, nie sprawiają natomiast niespodzianki. Potwierdzają one, zaobserwowaną już w tabeli 3.17, słabą zależność wyników realizowanych w kolejnych sześciomiesięcznych okresach. Grzbiet wspomnianego jądra stochastycznego jest obrócony w kierunku przeciwnym do ruchu wskazówek zegara i położony prawie pionowo. Sugeruje to występowanie w perspektywie półrocznej silnych procesów konwergencji wartości wskaźników Sharpe'a osiągniętych przez fundusze hybrydowe.

Wykres 3.10. Jądro stochastyczne dla wyników funduszy hybrydowych mierzonych półrocznymi wskaźnikami Sharpe'a



Źródło: opracowanie własne.

Wartości współczynników d oszacowanych dla zmiennej objaśniającej w postaci opóźnionego w czasie rankingu percentylowego przyznanego na podstawie osiągniętej półrocznej stopy dochodu oraz informacje o statystycznej istotności wspomnianej zmiennej i jakości otrzymanych modeli przedstawia tabela 3.18. Wynika z niej, że ośmiokrotnie opóźniony ranking percentylowy statystycznie istotnie pozytywnie wpływa na ranking bieżący, co jest oznaką występowania zjawiska powtarzalności. Stopień dopasowania modeli z dodatnimi i statystycznie istotnymi parametrami d do danych empirycznych jest zróżnicowany. Odpowiednie współczynniki determinacji kształtują się bowiem na poziomie od 17% do 65%. Statystycznie istotne odwrócenie wyników następuje, jak można było przewidzieć na podstawie rezultatów testów nieparametrycznych, tylko w II połowie 2007 roku. W całym okresie badania regułą jest z kolei dodatnie powiązanie rankingów percentylowych uzyskiwanych w kolejnych półroczach.

Tabela 3.18. Modele regresji rankingów percentylowych nadanych na podstawie osiągniętych przez fundusze hybrydowe półrocznych stóp dochodu

Miara wyników funduszy: Stopa dochodu			
Badany okres	Wybrane charakterystyki oszacowanych modeli		
	d	t	R^2
II poł. 2000/I poł. 2000	-0,1189	-0,5367	0,0149
I poł. 2001/II poł. 2000	0,7811	5,8949***	0,6465
II poł. 2001/I poł. 2001	-0,0603	-0,3820	0,0066
I poł. 2002/II poł. 2001	0,5966	2,7497**	0,2647
II poł. 2002/I poł. 2002	0,2646	1,3294	0,0714
I poł. 2003/II poł. 2002	0,2468	1,3165	0,0674
II poł. 2003/I poł. 2003	0,0893	0,3325	0,0048
I poł. 2004/II poł. 2003	0,2981	2,4022**	0,1875
II poł. 2004/I poł. 2004	0,4113	2,3888**	0,1693
I poł. 2005/II poł. 2004	0,2584	1,2935	0,0545
II poł. 2005/I poł. 2005	0,2529	1,5936	0,0735
I poł. 2006/II poł. 2005	0,4737	3,3974***	0,2284
II poł. 2006/I poł. 2006	0,5083	5,6513***	0,3995
I poł. 2007/II poł. 2006	0,7732	8,0295***	0,5488
II poł. 2007/I poł. 2007	-0,2161	-2,9626***	0,1143
I poł. 2008/II poł. 2007	0,5769	6,2785***	0,3445
łącznie: I poł. 2008 – I poł. 2000	0,2557	6,8205***	0,0745

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

Źródło: opracowanie własne.

Jako nieco zaskakujące należy ocenić rezultaty estymacji modeli regresji rankingów percentylowych bazujących na wartościach półrocznych wskaźników Sharpe'a. Jak pamiętamy, właściwe testy nieparametryczne (tabela 3.17) oraz ułożenie grzbietu jądra stochastycznego (wykres 3.10) dowodziły, że mierzone w ten sposób wyniki funduszy hybrydowych są w zasadzie niezależne w perspektywie sześciomiesięcznej. Tymczasem, jak pokazuje tabela 3.19, w sześciu podokresach na szesnaście bieżące rankingi pozytywnie i statystycznie istotnie zależą od rankingów opóźnionych w czasie. Podobnie sytuacja przedstawia się w łącznym okresie badania. Regresja rankingów percentylowych wykorzystujących wartości półrocznych wskaźników Sharpe'a jest też jedyną metodą, która nie stwierdza występowania statystycznie istotnego odwrócenia wyników w II połowie 2007 roku w porównaniu z I półroczem tego samego roku. Niestety, trudno jest, w naszym przekonaniu, znaleźć przekonujące ekonomicznie objaśnienie zaobserwowanych anomalii.

Tabela 3.19. Modele regresji rankingów percentylowych przyznanych na podstawie półrocznych wskaźników Sharpe'a funduszy hybrydowych

Badany okres	Miara wyników funduszy: Wskaźnik Sharpe'a		
	Wybrane charakterystyki oszacowanych modeli		
	d	t	R ²
II poł. 2000/I poł. 2000	0,1470	0,7442	0,0283
I poł. 2001/II poł. 2000	-0,0710	-0,2853	0,0043
II poł. 2001/I poł. 2001	-0,1207	-0,7653	0,0259
I poł. 2002/II poł. 2001	0,6987	3,8080***	0,4085
II poł. 2002/I poł. 2002	0,1359	0,6665	0,0189
I poł. 2003/II poł. 2002	0,3734	2,6172**	0,2220
II poł. 2003/I poł. 2003	-0,1173	-0,4258	0,0078
I poł. 2004/II poł. 2003	0,4064	2,8469***	0,2448
II poł. 2004/I poł. 2004	0,3089	0,9378	0,1278
I poł. 2005/II poł. 2004	-0,2077	-0,9573	0,0306
II poł. 2005/I poł. 2005	0,0659	0,3986	0,0049
I poł. 2006/II poł. 2005	0,4343	3,5116***	0,2402
II poł. 2006/I poł. 2006	0,1985	1,71586*	0,0578
I poł. 2007/II poł. 2006	0,1305	0,7495	0,0105
II poł. 2007/I poł. 2007	-0,1090	-1,5542	0,0343
I poł. 2008/II poł. 2007	0,4192	5,5478***	0,2910
Łącznie: I poł. 2008 – I poł. 2000	0,1770	4,6578***	0,0362

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

Tabela 3.20. Wyniki w okresie oceny funduszy hybrydowych zakwalifikowanych do grupy lepszych i gorszych

Badany okres:	Wartość średnia stopy dochodu w półroczu t+1 (okresie oceny)		Test t dla średnich*	Test DT dla median	Różnica końcowej wartości 1000 zł zainwestowanego w grupę lepszych i gorszych funduszy
	w grupie lepszych funduszy w półroczu t (okresie klasyfikacji)	w grupie gorszych funduszy w półroczu t (okresie klasyfikacji)			
II poł. 2000/I poł. 2000	-0,0022	0,0008	-0,1894	bpz	-2,9426
I poł. 2001/II poł. 2000	-0,0317	-0,0954	3,2872***	8**	63,7446
II poł. 2001/I poł. 2001	0,0537	0,0502	0,2115	bpz	3,4609
I poł. 2002/II poł. 2001	0,0376	0,0130	1,4917	4,0	24,5877
II poł. 2002/I poł. 2002	0,0406	0,0351	0,4846	2,0	5,5417
I poł. 2003/II poł. 2002	0,0605	0,0584	0,1822	2,0	2,1389
II poł. 2003/I poł. 2003	0,1120	0,0871	1,3934	2,0	24,9110
I poł. 2004/II poł. 2003	0,0694	0,0497	2,0608*	bpz	19,7848
II poł. 2004/I poł. 2004	0,0672	0,0621	1,0909	3,0	5,1146
I poł. 2005/II poł. 2004	0,0513	0,0433	1,1719	bpz	8,0271
II poł. 2005/I poł. 2005	0,1047	0,0768	1,8990*	3,0	27,8935
I poł. 2006/II poł. 2005	0,0558	0,0367	2,1827**	11***	19,1162
II poł. 2006/I poł. 2006	0,1233	0,0849	3,3890***	10***	38,4957
I poł. 2007/II poł. 2006	0,1369	0,0789	4,9898***	16***	57,9707
II poł. 2007/I poł. 2007	-0,0727	-0,0373	-3,4492***	bpz	-35,4086
I poł. 2008/II poł. 2007	-0,0862	-0,1462	5,0832***	13***	60,0372

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

Fundusze hybrydowe zaliczone w półroczu klasyfikacji do grupy lepszych osiągają średnio wyższe stopy dochodu także w okresie oceny w czternastu wyróżnionych w tabeli 3.20 podokresach. W połowie z nich różnice przeciętnych półrocznych stóp dochodu są przy tym statystycznie istotne. Nadwyżka finansowa uzyskiwana z tytułu inwestowania kapitału o początkowej wartości 1000 zł w jednostki uczestnictwa zwyczajnych w przeszłości funduszy wynosi od nieco ponad 2 zł do prawie 64 zł. Przegrywające w okresie klasyfikacji fundusze w okresie oceny są lepsze od zwyczajnych tylko dwukrotnie, przy czym różnica średnich stóp dochodu jest statystycznie istotna tylko w II połowie 2007 roku. Ostatnia obserwacja zgadza się z poczynionymi wcześniej w tym podpunkcie spostrzeżeniami. Potwierdza bowiem, że w tym ostatnim okresie mieliśmy do czynienia ze zjawiskiem odwracania wyników funduszy hybrydowych. Inwestor nabywający w końcu I połowy 2007 roku równoważony portfel jednostek uczestnictwa gorszych funduszy hybrydowych, w kolejnym półroczu zrealizowałby 35 zł zysku.

* * *

W przypadku analizy zjawisk powtarzalności i odwracania wyników funduszy hybrydowych w perspektywie półrocznej otrzymane rezultaty zależą nie tylko od użytej miary wyników, ale także w pewnym stopniu od obranej metody badania związku wyników. Tak jak dla okresów rocznych, powtarzalność jest wyraźnie silniejsza dla stóp dochodu, niż dla wskaźników Sharpe'a. W odniesieniu do tych ostatnich nie mamy już jednak do czynienia z jednoznacznymi wskazaniami. O ile testy nieparametryczne bazujące na tablicach liczebności warunkowych i kształt jądra stochastycznego sugerują prawie całkowitą niezależność wartości wskaźników Sharpe'a w kolejnych półroczach, o tyle regresje rankingów percentylowych dostarczają pewnych dowodów występowania powtarzalności w poszczególnych podokresach i w łącznym okresie badania. Biorąc pod uwagę wszystkie uzyskane rezultaty, wydaje się, że w przypadku funduszy hybrydowych powtarzalność wyników inwestycyjnych jest silniejsza w okresach półrocznych niż rocznych. Przy sześciomiesięcznych podokresach badania pojawia się tylko jeden przypadek statystycznie istotnego odwrócenia wyników, przypadający na II połowę 2007 roku, a zatem na czas zasadniczej zmiany tendencji na rynku akcji (por. wykres 3.3) oraz wzrostu stóp procentowych po okresie ich stabilizacji (por. wykres 3.8). Warto zwrócić uwagę, że identyczne, silne odwrócenie wyników następowało we wspomnianym podokresie w przypadku funduszy akcyjnych. Zaobserwowana prawidłowość jest, w naszej ocenie, dodatkowym argumentem za tezą o dominującej roli czynników rynkowych w kształtowaniu dynamiki rozkładów wyników funduszy inwestycyjnych w Polsce.

3.3. Wrażliwość rezultatów badawczych

W podpunktach 3.1 oraz 3.2 fundusze inwestujące wyłącznie lub m.in. we właścicielskie papiery wartościowe zaliczaliśmy tylko do dwóch grup: funduszy akcyjnych oraz hybrydowych. Rozwiązanie takie pozwoliło na użycie różnorodnych – statystycznych i ekonometrycznych – metod wnioskowania o zależności wyników w kolejnych okresach. Kosztem jego zastosowania było jednak analizowanie podgrup funduszy, w obrębie których występują podmioty różniące się strukturą portfela aktywów. Niehomogeniczność próbek może wpływać, jak wspominaliśmy w podpunkcie 3.2, na pomiar siły zjawiska powtarzalności oraz uprzywilejowywać wyjaśnienie powtarzalności związane z oddziaływaniem czynników rynkowych. Aby wykluczyć możliwość, że nasze wyniki zostały zdeterminowane charakterem prób, powtórzyliśmy pełną procedurę badawczą przy użyciu bardziej jednorodnych podgrup funduszy. Po pierwsze, z funduszy akcyjnych wyodrębniliśmy próbkę funduszy z dominującym krajowym komponentem inwestycji. Po drugie, podzieliśmy fundusze hybrydowe na: fundusze stabilnego wzrostu i zrównoważone. O ile w przypadku funduszy akcyjnych lokujących kapitały głównie na rynku krajowym poprawne wnioskowanie statystyczne jest wciąż możliwe w całym przyjętym okresie analizy, o tyle w przypadku funduszy stabilnego wzrostu i zrównoważonych liczebność prób pozwala na ostrożne użycie metod statystycznych i ekonometrycznych tylko w drugiej połowie okresu objętego badaniem.

Antycypując wymowę przedstawionych poniżej rezultatów analizy wrażliwości, chcielibyśmy podkreślić już teraz, że utwierdziła nas ona w przekonaniu, że w poprzednich podpunktach udało nam się uchwycić realnie występujące zjawisko ekonomiczne i prawidłowo określić najbardziej prawdopodobne przyczyny jego występowania. Ze względu na: brak materialnych zmian we wnioskach badawczych po zawężeniu próby funduszy akcyjnych i podziale próby funduszy hybrydowych oraz konieczność zachowania ostrożności interpretacyjnej przy małych rozmiarach prób, rezultaty ponownego badania zjawisk powtarzalności i odwracania wyników postanowiliśmy przedstawić w skrótovej formie. Zrezygnowaliśmy z przedstawiania: tablic liczebności warunkowych, wartości obliczonych statystyk testowych i oszacowanych parametrów modeli regresji oraz graficznych odwzorowań kształtu wyestymowanych jąder stochastycznych. Zamiast tego symbolem *P* oznaczyliśmy przypadki, w których istnieją statystyczne podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej na rzecz hipotezy alternatywnej o występowaniu powtarzalności, symbolem *O* zaś – przypadki, w których zebrany materiał empiryczny przemawia na rzecz hipotezy o statystycznie istotnym odwracaniu wyników funduszy inwestycyjnych w kolejnych okresach. Wreszcie w sytuacji, gdy nasze obliczenia nie wskazywały na powiązanie wyników w następujących po sobie okresach, pozostawiliśmy w poniższych tabelach puste pole.

Tabela 3.21 prezentuje syntetycznie wyniki analizy powtarzalności wyników funduszy akcyjnych inwestujących głównie na rynku krajowym. Podobieństwa do wyników przedstawionych w podpunkcie 3.1 są bardzo wyraźne. Identycznie jak dla wszystkich funduszy akcyjnych w Polsce, przy przyjęciu rocznego horyzontu analizy: wszystkie metody wskazują na występowanie powtarzalności w łącznym okresie badania, powtarzalność jest najsilniejsza w latach 2004–2005 i 2006–2007, statystycznie istotne odwrócenie wyników nie występuje w żadnym z dwuletnich podokresów, siła zjawiska powtarzalności wzrasta w miarę zbliżania się do końca horyzontu analizy, uzyskane rezultaty są generalnie niezależne od użytych miar wyników i metod badania zjawiska powtarzalności. W półrocznym okresie analizy rezultaty badawcze też są mało wrażliwe na zabieg zawężenia próby. Zjawisko powtarzalności zdecydowanie dominuje w całym okresie badania i w przytłaczającej większości podokresów, dla których można odrzucić hipotezę zerową o braku związku wyników. Wyraźne odwrócenie wyników pojawia się ponownie w II połowie 2007 roku, a więc wtedy, gdy nastąpiła zdecydowana zmiana koniunktury giełdowej. W zasadzie jedyna istotna różnica sprowadza się do tego, że niejednoznaczne sygnały co do występowania odwracania wyników w obu półroczach 2005 roku otrzymane w podpunkcie 3.1.2 obecnie nie znajdują potwierdzenia. Dalszej analogii do już zreferowanych rezultatów można natomiast upatrywać w tym, że zarówno dla wszystkich funduszy akcyjnych w Polsce, jak i tych inwestujących przede wszystkim na rynku krajowym, powtarzalność jest silniejsza w perspektywie sześciomiesięcznej niż rocznej.

Tabela 3.21. Wyniki badania powtarzalności wyników funduszy akcyjnych z dominującym krajowym komponentem inwestycji – synteza

Metoda bazująca na: Badany okres:	Tabelach liczebności warunkowych		Estymacji jądra stochastycznego		Regresji rankingów percentylowych		Wyróżnieniu okresów klasyfikacji i oceny
	Y	WS	Y	WS	Y	WS	
2001/2000							
2002/2001							
2003/2002	P?						
2004/2003			bpz	bpz	P		
2005/2004	P	P			P	P	P?
2006/2005	P	P?					
2007/2006	P	P?			P	P	P?
Łącznie: 2007–2000	P	P	P	P	P	P	bpz
II poł. 2000/I poł. 2000							
I poł. 2001/II poł. 2000					P		
II poł. 2001/I poł. 2001		P					O
I poł. 2002/II poł. 2001					P	P	P?
II poł. 2002/I poł. 2002		P			P	P	
I poł. 2003/II poł. 2002						P	
II poł. 2003/I poł. 2003							
I poł. 2004/II poł. 2003			bpz	bpz	P		P
II poł. 2004/I poł. 2004					P	P	P?
I poł. 2005/II poł. 2004							
II poł. 2005/I poł. 2005	P						
I poł. 2006/II poł. 2005	P				P	P	
II poł. 2006/I poł. 2006	P	P			P	P	P
I poł. 2007/II poł. 2006	P				P	P	P
II poł. 2007/I poł. 2007	O	O			O	O	O
I poł. 2008/II poł. 2007	P	P			P	P	P
Łącznie: I poł. 2008 – I poł. 2000	P	P	P	P	P	P	bpz

Uwaga: symbole P i O oznaczają, że w danym okresie lub w całym horyzoncie badania są statystyczne lub ekonometryczne podstawy do wnioskowania o występowaniu odpowiednio: zjawiska powtarzalności i odwracania wyników; symbol bpz informuje o tym, że w danym przypadku brak jest podstaw do zastosowania danej procedury badawczej; dodatkowy kwantyfikator „?” używany był, gdy: wymowa różnych testów w obrębie jednej metody badawczej była niejednakowa; poziomy istotności, na których były odrzucane hipotezy zerowe, były bliskie tradycyjnie przyjmowanym wartościom granicznym; lub gdy mała liczba obserwacji nakazywała szczególną ostrożność w interpretacji danego wyniku. Symbole Y i WS kodują rodzaj użytej miary wyników, tj. posługiwanie się stopą dochodu lub wskaźnikiem Sharpe'a.

Źródło: opracowanie własne.

Syntetyczną prezentację rezultatów badawczych dla podprób: funduszy stabilnego wzrostu i zrównoważonych zawierają odpowiednio tabele: 3.22 i 3.23. Bezpośrednie i pełne porównanie zawartych w nich wyników do tych przedstawionych w podpunkcie 3.2 dla funduszy hybrydowych nie jest, niestety, możliwe z dwu względów. Po pierwsze, w części podokresów w przypadku funduszy stabilnego wzrostu i zrównoważonych w ogóle nie było możliwe zastosowanie statystycznych procedur wnioskowania. Stąd też mniejsza liczba podokresów uwzględnionych w omawianych tabelach w porównaniu z tabelą 3.21 i tabelami w podpunktach 3.1 i 3.2. Po drugie, niska liczba obserwacji po podzieleniu próby zmusza do zachowania dużej ostrożności w interpretacji pojawiających się różnic.

W przypadku funduszy stabilnego wzrostu, tak jak i hybrydowych, powtarzanie dobrych i złych wyników, jak pokazuje tabela 3.22, jest regułą w całym okresie badania i wielu wyróżnionych w nim podokresach. Statystycznie istotne odwrócenie wyników występuje w drugiej połowie 2007 roku, zaś to notowane poprzednio w roku 2003 jest obecnie nieweryfikowalne z uwagi na zbyt małą liczbę obserwacji. Co ciekawe, powtarzalność wyników funduszy stabilnego wzrostu nie jest wyraźnie silniejsza w krótszym z okresów analizy.

Jak wynika z tabeli 3.23, w perspektywie rocznej powtarzalność wyników funduszy zrównoważonych jest wyraźnie słabsza niż funduszy stabilnego wzrostu i funduszy hybrydowych. Po skróceniu okresu analizy do sześciu miesięcy zjawisko powtarzalności wzmacnia się. Argumentów na rzecz hipotezy o występowaniu powtarzalności w całym okresie badania dostarczają wtedy wszystkie użyte metody. Ponadto w wielu podokresach fundusze zrównoważone mają statystycznie istotnie większe szanse na powtórzenie sukcesu lub porażki, niż na odnotowanie wyniku wyraźnie odmiennego od ostatniego. Odwrócenie stóp dochodu i wartości wskaźników Sharpe'a notujemy tradycyjnie w II połowie 2007 roku.

Tabela 3.22. Rezultaty badania powtarzalności wyników funduszy stabilnego wzrostu – synteza

Metoda bazująca na: Badany okres	Tabelach liczebności warunkowych		Estymacji jądra stochastycznego		Regresji rankingów percentylowych		Wyróżnieniu okresów klasyfikacji i oceny
	Y	WS	Y	WS	Y	WS	
2005/2004	P	P			P		P?
2006/2005	P?	P?	bpz	bpz			
2007/2006	P	P			P	P	P
Łącznie: 2007–2000	P	P	P?	P	P	P	bpz
I poł. 2004/II poł. 2003						P	
II poł. 2004/I poł. 2004						P	
I poł. 2005/II poł. 2004							
II poł. 2005/I poł. 2005					P		
I poł. 2006/II poł. 2005	P		bpz	bpz	P	P	P?
II poł. 2006/I poł. 2006	P	P			P		P
I poł. 2007/II poł. 2006	P				P		P
II poł. 2007/I poł. 2007	O	O				O	O
I poł. 2008/II poł. 2007	P				P	P	P
Łącznie: I poł. 2008 – I poł. 2000	P			P?	P	P?	bpz

Uwaga: symbole P i O oznaczają, że w danym okresie lub w całym horyzoncie badania są statystyczne lub ekonometryczne podstawy do wnioskowania o występowaniu odpowiednio: zjawiska powtarzalności i odwracania wyników; symbol bpz informuje o tym, że w danym przypadku brak jest podstaw do zastosowania danej procedury badawczej; dodatkowy kwantyfikator „?” używany był, gdy: wymowa różnych testów w obrębie jednej metody badawczej była niejednakowa; poziomy istotności, na których były odrzucane hipotezy zerowe, były bliskie tradycyjnie przyjmowanym wartościom granicznym; lub gdy mała liczba obserwacji nakazywała szczególną ostrożność w interpretacji danego wyniku. Symbole Y i WS kodują rodzaj użytej miary wyników, tj. posługiwanie się stopą dochodu lub wskaźnikiem Sharpe'a.
Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3.23. Wyniki badania powtarzalności wyników funduszy zrównoważonych – synteza

Metoda bazująca na: Badany okres:	Tabelach liczebności warunkowych		Estymacji jądra stochastycznego		Regresji rankingów percentylowych		Wyróżnieniu okresów klasyfikacji i oceny
	Y	WS	Y	WS	Y	WS	
2004/2003							
2005/2004							
2006/2005			bpz	bpz			
2007/2006					P	P	
Łącznie: 2007–2000		P	bpz	bpz	P	P	bpz
I poł. 2003/II poł. 2002	P	P					
II poł. 2003/I poł. 2003							
I poł. 2004/II poł. 2003							
II poł. 2004/I poł. 2004		P				P	
I poł. 2005/II poł. 2004							
II poł. 2005/I poł. 2005			bpz	bpz			
I poł. 2006/II poł. 2005		P					
II poł. 2006/I poł. 2006					P		P?
I poł. 2007/II poł. 2006	P				P	P	P
II poł. 2007/I poł. 2007	O?	O?			O		O
I poł. 2008/II poł. 2007	P	P			P	P	P
Łącznie: I poł. 2008 – I poł. 2000	P	P	P	P?	P	P	bpz

Uwaga: symbole P i O oznaczają, że w danym okresie lub w całym horyzoncie badania są statystyczne lub ekonometryczne podstawy do wnioskowania o występowaniu odpowiednio: zjawiska powtarzalności i odwracania wyników; symbol *bpz* informuje o tym, że w danym przypadku brak jest podstaw do zastosowania danej procedury badawczej; dodatkowy kwantyfikator „?” używany był, gdy: wymowa różnych testów w obrębie jednej metody badawczej była niejednakowa; poziomy istotności, na których były odrzucane hipotezy zerowe, były bliskie tradycyjnie przyjmowanym wartościom granicznym; lub gdy mała liczba obserwacji nakazywała szczególną ostrożność w interpretacji danego wyniku. Symbole Y i WS kodują rodzaj użytej miary wyników, tj. posługiwanie się stopą dochodu lub wskaźnikiem Sharpe'a.
Źródło: opracowanie własne.

* * *

Reasumując, analiza wrażliwości nie daje podstaw by sądzić, że pomiar siły zjawiska powtarzalności wyników funduszy inwestycyjnych w Polsce został zniekształcony przez sposób zdefiniowania prób w zasadniczej części badania. Zjawisko powtarzalności w zawężonej próbie funduszy akcyjnych i podzielonej próbie funduszy hybrydowych, tak jak i poprzednio, dominuje nad zjawiskiem odwracania wyników. Na podkreślenie zasługuje fakt, że wraz ze wzrostem liczby obserwacji dla wszystkich przeanalizowanych w tej pracy podprób rośnie jednoznaczność otrzymywanych rezultatów i to zarówno przy wnioskowaniu o istnieniu powtarzalności, jak i odwracaniu wyników.

W odniesieniu do przyczyn zjawiska powtarzalności użycie bardziej jednorodnych pod względem stosowanych strategii inwestycyjnych podprób funduszy nie przynosi zasadniczo nowych ustaleń. Nie uzyskujemy bowiem argumentów za hipotezą o wartościowym zróżnicowaniu cech i umiejętności menadżerskich. Powtarzalność, podobnie jak w przypadku funduszy akcyjnych ogółem i funduszy hybrydowych, jest najsilniej zaznaczona w okresach wyraźnie zdefiniowanych tendencji rynkowych. Okres odwrócenia wyników, we wszystkich przeanalizowanych w tym podpunkcie przypadkach, pokrywa się zaś z zasadniczą modyfikacją trendu na rynku akcji. Otrzymujemy zatem pośrednio po raz kolejny argumenty na rzecz prawdziwości objaśnienia przyczyn powtarzalności wpływem czynników rynkowych.

4

Podsumowanie

W zasadniczej części opracowania znalazło się sześć podsumowań cząstkowych, jedno w rozdziale 2, pięć zaś – w rozdziale 3. W związku z tym obecnie dokonamy tylko przeglądu najważniejszych wniosków, a następnie nakreślimy wynikające z nich perspektywy badawcze.

Obliczenia wykonane na podstawie danych o wynikach funduszy akcyjnych i hybrydowych działających w Polsce generalnie potwierdzają występowanie zjawiska krótkookresowej powtarzalności. W tym sensie zatem wpisują się dobrze w główny nurt ustaleń literatury przedmiotu. Obraz związków wyników funduszy w kolejnych okresach jest bardziej jednoznaczny w przypadku funduszy akcyjnych niż hybrydowych. W odniesieniu do tych ostatnich otrzymane rezultaty badawcze silnie zależą od rodzaju zastosowanej miary wyników. Dla funduszy akcyjnych powtarzalne są zarówno stopy dochodu, jak i wartości wskaźników Sharpe'a, dla funduszy hybrydowych – przede wszystkim stopy dochodu. Sygnalizowane w wielu pozycjach literatury przedmiotu słabnięcie zjawiska powtarzalności w miarę wydłużania okresu analizy zaobserwowaliśmy w pewnej mierze zarówno w przypadku funduszy hybrydowych, jak i akcyjnych. Okresy odwracania wyników są znacznie rzadsze niż okresy powtarzalności niezależnie od rozważanego rodzaju funduszy. Regułą jest, że wspomniane okresy pokrywają się z czasem istotnych zmian trendów na rynkach właścicielskich i dłużnych papierów wartościowych. Biorąc dodatkowo pod uwagę, że powtarzalność wyników jest zwykle najmocniejsza w okresie wyraźnie zdefiniowanych tendencji na rynkach finansowych, uzyskujemy pośrednie dowody na to, że zjawisko powtarzalności kształtowane jest w naszym kraju głównie przez czynniki rynkowe, a nie zróżnicowanie cech i umiejętności menadżerskich.

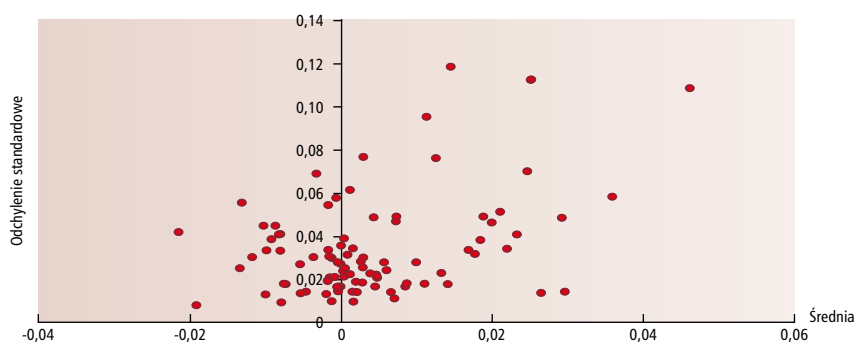
Ustalenia dotyczące powtarzalności wyników funduszy inwestycyjnych w Polsce otwierają, w naszej ocenie, interesujące perspektywy badawcze. Część z nich jest dostępna już teraz, część będzie dostępna dopiero za kilka lat, gdy wyraźnie wzrośnie liczba możliwych do wykorzystania obserwacji.

Po pierwsze, warto naszym zdaniem sprawdzić, na ile inwestorzy rzeczywiście uwzględniają w swoich decyzjach fakt występowania powtarzalności. Odpowiednim narzędziem badawczym byłoby w tym przypadku oszacowanie modelu regresji objaśniającego napływ środków do funduszy lub ich odpływ za pomocą między innymi zmiennych ilustrujących przeszłe wyniki i ich stabilność.

Po drugie, wartościowych wniosków dla inwestorów i kadr zarządzających funduszami mogłoby dostarczyć ustalenie metodami ekonometrycznymi zasadniczych determinant powtarzalności. Szczególnie pożądane wydaje się pogłębienie analizy znaczenia zróżnicowania cech i umiejętności menadżerskich w osiąganiu kolejnych sukcesów lub ponoszeniu następujących po sobie porażek. Choć nasze badanie dostarcza głównie argumentów na rzecz tezy, że za powtarzalnością wyników stoją w miarę trwałe tendencje rynkowe oddziałujące na podgrupy funduszy o zbliżonych profilach ryzyka, to na podstawie jedynie pośrednich dowodów, a tylko takimi dysponujemy, nie można wykluczyć, że istnieją fundusze lepiej i gorzej zarządzane. Jako punkt wyjścia do dalszej dyskusji o roli umiejętności menadżerskich możemy potraktować wykresy 4.1 i 4.2 sporządzone odpowiednio dla funduszy akcyjnych i hybrydowych. Wykresy te zestawiają średnie miesięczne, ponadbranżowe stopy dochodu z ich odchyleniami standardowymi. Są one zatem rodzajem map ryzyka i dochodu dla łącznego okresu analizy. Najistotniejsze w konstruowaniu

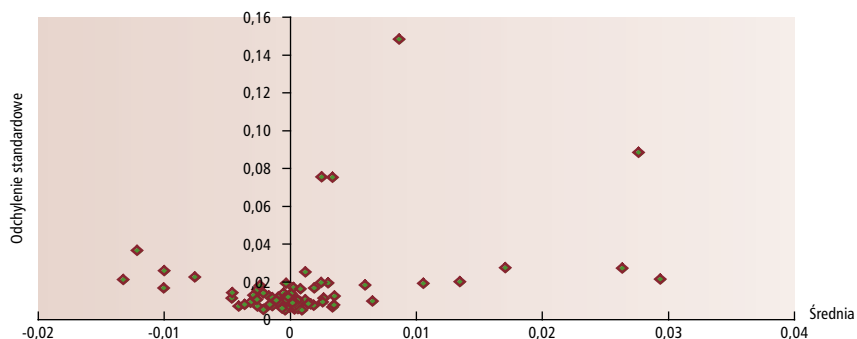
wykresów miesięczne, ponadbranżowe stopy dochodu obliczyliśmy jako różnice zwykłych miesięcznych stóp dochodu poszczególnych funduszy i median zaobserwowanych w rozkładzie stóp dochodu w danym miesiącu. Jak wynika z porównania wykresów 4.1 i 4.2, pod względem oferowanego dochodu i ponoszonego ryzyka w długim okresie charakterystyki funduszy akcyjnych są znacznie bardziej zróżnicowane niż funduszy hybrydowych. W tej też grupie funduszy należy zatem w pierwszej kolejności poszukiwać dowodów występowania wartościowych umiejętności menadżerskich.

Wykres 4.1. Średnie miesięczne ponadbranżowe stopy dochodu i ich odchylenia standardowe w całym okresie badania – grupa funduszy akcyjnych



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 4.2. Średnie miesięczne ponadbranżowe stopy dochodu i ich odchylenia standardowe w całym okresie badania – grupa funduszy hybrydowych



Źródło: opracowanie własne.

Po trzecie, istotnym uzupełnieniem zreferowanych rezultatów byłoby przetestowanie hipotezy o występowaniu zjawisk powtarzalności i odwracania wyników funduszy inwestycyjnych na bazie wyrazów wolnych modeli wieloczynnikowych oszacowanych przy użyciu danych o dziennych lub tygodniowych stopach dochodu. Przypomnijmy, że z powodu konieczności ręcznego uzupełniania publicznie dostępnych baz danych, nasze obliczenia dokonywaliśmy tylko dla okresów nie krótszych od miesiąca.

Bibliografia

Agarwal V., Naik N.Y. (2000), *Multi-Period Performance Persistence Analysis of Hedge Funds*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, September, Vol. 35. No. 3, s. 327–342.

Berger A.N., Bonime S.D., Covitz D.M, Hancock D. (2000), *Why are bank profits so persistent? The roles of product market competition, informational opacity, and regional macroeconomic shocks*, Journal of Banking and Finance, Vol. 24, s. 1203–1235.

Bers M.K., Madura J. (2000), *Why Does Performance Persistence Vary Among Closed-End Funds?*, Journal of Financial Services Research, August, Vol. 17. No. 2, s. 127–147.

Brown S.J., Goetzmann W. N. (1995), *Performance Persistence*, The Journal of Finance, Vol. L, No. 2, June, s. 679–698.

Capocci D., Hubner G. (2004), *Analysis of hedge fund performance*, Journal of Empirical Finance, Vol. 11, s. 55–89.

Carhart M.M. (1997), *On Persistence in Mutual Fund Performance*, The Journal of Finance, Vol. LIII, No. 1, March, s. 57–82.

Carpenter J.N., Lynch A.W. (1999), *Survivorship Bias and Attrition Effects in Measures of Performance Persistence*, Journal of Financial Economics, Vol. 54, s. 337–374.

Chevalier J., Ellison G. (1996), *Are some mutual fund managers better than others? Cross-sectional patterns in behavior and performance*, NBER Working Paper Series, No. 5852, December.

Collinet L., Firer C. (2003), *Characterising persistence of performance amongst South African general equity unit trust*, Omega, The International Journal of Management Science, Vol. 31,2003, s. 523–538.

Cuthbertson K., Nitzsche D., O'Sullivan N. (2008), *UK mutual fund performance: Skill or luck?*, Journal of Empirical Finance, Vol. 15, s. 613–634.

Deaves R. (2004), *Data-conditioning biases, performance, persistence and flows: The case of Canadian equity funds*, Journal of Banking and Finance, Vol. 28, s. 673–694.

Droms W.G., Walker D.A. (2006), *Performance persistence of fixed income mutual funds*, Journal of Economics and Finance, Vol.30, No. 3, Fall, s. 347–355.

Du D., Huang Z., Blanchfield P. J. (2008), *Do fixed income mutual fund managers have managerial skills?*, The Quarterly Review of Economics and Finance, 2008, Article in press.

Elton E.J., Gruber M.J., Blake C.R. (1996), *The Persistence of Risk-Adjusted Mutual Fund Persistence*, Journal of Business, Vol. 69, No.2, s. 133–157.

Epstein P., Howlett P., Schulze M.-S. (2000), *Distribution Dynamics: Stratification, Polarisation, and Convergence among OECD Economies, 1870–1992*, London School of Economics, Working Paper No. 58.

Fletcher J., Forbes D. (2002), *An Exploration of the persistence of UK unit trust performance*, Journal of Empirical Finance, s. 475–493.

Gajek L., Kałuszka M. (2000), *Wnioskowanie statystyczne: modele i metody*, Wydawnictwo Naukowo-Techniczne, Warszawa.

Huij J., Verbeek M. (2007), *Cross-sectional learning and short-run persistence in mutual fund performance*, Journal of Banking and Finance, Vo. 31. Issue 3, March 2007, s. 973–997.

Jackowicz K. (2006), *Powtarzalność wyników gospodarowania sektora bankowego w Polsce*, Problemy Zarządzania, nr 4 (14), s. 7–18.

Jackowicz K. (2008), *Performance persistence of banking sector in Poland*, w: *Management: Qualitative and Quantitative Research*, Wydawnictwo Naukowe WZ UW, Warszawa, s. 118–128.

Jackowicz K., Kozłowski Ł. (2008), *Analiza dynamiki rozkładów rentowności banków komercyjnych w Polsce z użyciem jądra stochastycznego*, w: *Współczesne finanse. Stan i perspektywy rozwoju bankowości*, Wydawnictwo Naukowe UMK, Toruń, s. 325–334.

Jan Y.-C., Hung M.-W. (2004), *Short-Run and Long-Run Persistence in Mutual Funds*, Journal of Investing, 2004, Vol. 13. Is. 1, s. 67–71.

Kanji G.K. (2006), *100 Statistical tests*, SAGE Publications, London, Thousand Oaks, New Delhi, Third Edition.

Kosowski R., Zimmermann A., White H., Wermers R. (2006), *Can Mutual fund „stars” really pick stocks? New evidence from a bootstrap analysis*, Journal of Finance, LXI, 2006, No. 6, s. 2551–2595.

Philpot J., Heath D., Rimbey J. (2000), *Performance persistence and management skill in nonconventional bond mutual funds*, Financial Services Review, Vol. 9, s. 247–258.

Polwitoon S., Tawatnuntachai O. (2006), *Diversification benefits and persistence of US – based global bond funds*, Journal of Banking and Finance, Vol. 30, s. 2767–2786.

Prater L., Berlin W. J., Henker T. (2004), *Mutual fund characteristics, managerial attributes and fund performance*, Review of Financial Economics, Vol. 13, 2004, s. 305–326.

Quah D. (1997), *Empirics for growth and distribution; Stratification, polarization and convergence clubs*, Centre for Economic Performance, Discussion Paper No. 324, January.

Silva F., Cortem M.C., Armada M.R. (2005), *The Persistence of European Bond Fund Performance: Does Conditioning Information Matter?*, International Journal of Business, Vol. 10 (4), s. 341–361.

Steri R., Giordano M., Viviani D. (2008), *The Italia hedge funds industry: An empirical analysis of performance and persistence*, Journal of Multinational Financial Management, Article in Press.

Tonks I. (2005), *Performance Persistence of Pension-Fund Managers*, The Journal of Business, September, Vol. 78, No. 5, s. 1917–1942.