

5

ADRIAN STRUCIŃSKI

Powtarzalność wyników polskich funduszy dłużnych papierów wartościowych

Opiekun naukowy: prof. dr hab. Krzysztof Jackowicz

Adrian Struciński jest absolwentem kierunku finanse i bankowość Akademii Leona Koźmińskiego. Ukończył specjalność strategię inwestycyjne i kapitałowe. Doświadczenie zawodowe zdobywał podczas praktyk w PKO BP, Banku Millenium, BGK. Uczestniczył także w Międzyuczelnianym Forum Dealerów Bankowych. Posiada licencję maklera papierów wartościowych. Od roku pracuje w Dziale Tradingu w domu maklerskim X-Trade Brokers.

1. Wprowadzenie

Przedmiotem opracowania jest badanie występowania powtarzalności wyników polskich funduszy papierów dłużnych na podstawie danych z lat 2000–2008. Przez powtarzalność wyników można rozumieć tendencję grupy podmiotów do osiągania w kolejnych okresach rezultatów zbliżonych do tych uzyskanych w okresie poprzednim. Zjawisko powtarzalności wiązać się może z osiągnięciem w kolejnych okresach wyników lepszych lub gorszych niż przyjęty punkt odniesienia. Związki wyników mogą też polegać na uzyskiwaniu dobrych rezultatów po uprzednim odnotowaniu słabego rezultatu lub na odwrót. Mówimy wówczas o zjawisku odwrócenia wyników.

Według J.N. Carpenter i A.W. Lyncha (1999) zjawisko powtarzalności jest istotne z kilku powodów. Po pierwsze, może pomóc inwestorom przy wyborze funduszu i opracowywaniu strategii inwestycyjnych. Po drugie, może dostarczyć istotnych informacji na temat natury rynku samym funduszom i wskazywać, dlaczego jedne fundusze osiągają wyższe stopy zwrotu niż pozostałe. Po trzecie, występowanie powtarzalności może umożliwić osiągnięcie wyższych stóp zwrotu na podstawie przeszłych informacji. Sytuacja taka jest natomiast sprzeczna z twierdzeniami o występowaniu efektywności rynków finansowych.

Poniższe badanie, zgodnie z wiedzą autora, jest pierwszym tego typu dotyczącym polskich funduszy papierów dłużnych. Również w pracach odnoszących się do rynków rozwiniętych, głównym przedmiotem zainteresowania były fundusze akcyjne. Stawiana tu hipoteza o braku powtarzalności wyników polskich funduszy papierów dłużnych zostanie zweryfikowana za pomocą trzech metod badawczych: stopy CPR bazującej na tabelach liczebności warunkowych, jądra stochastycznego oraz regresji rankingów percentylowych.

Dalsza część pracy zorganizowana jest w następujący sposób. Część druga zawiera przegląd wybranej literatury przedmiotu. Kolejne dwa rozdziały opisują odpowiednio: zastosowane metody badawcze i uzyskane rezultaty. Natomiast na koniec zostaną podsumowane najważniejsze wnioski.

2. Przegląd literatury przedmiotu

Dotychczasowe badania powtarzalności wyników funduszy inwestycyjnych dotyczą przede wszystkim rynku amerykańskiego oraz rozwiniętych rynków europejskich. Znakomita większość z nich odnosi się ponadto do funduszy akcyjnych. Literatura na temat funduszy dłużnych papierów wartościowych jest znacznie mniej obszerna. Brakuje także prac opisujących powtarzalność wyników tych funduszy na rynku polskim. Poniżej w pierwszej kolejności zostaną przed-

stawione wybrane badania dotyczące powtarzalności wśród funduszy papierów dłużnych. Kolejny podrozdział zawiera opis kilku prac odnoszących się do funduszy akcyjnych i banków, które jednak, zdaniem autora, warto wyróżnić. Na koniec zostaną opisane dwa badania nad powtarzalnością wśród polskich banków.

2.1. Badania nad powtarzalnością wśród funduszy dłużnych papierów wartościowych

Poniżej zostało przedstawionych 5 prac, wybranych ze względu na ich popularność i fakt częstego cytowania w literaturze przedmiotu, dotyczących powtarzalności wyników wśród funduszy dłużnych papierów wartościowych. Uporządkowane one zostały według okresu, jakiego dotyczą, od najstarszych do najnowszych.

J. Philpot, D. Hearth i J. Rimbey (2000) badają powtarzalność wyników wśród funduszy obligacji niekonwencjonalnych. Jako obligacje niekonwencjonalne traktują oni obligacje o charakterze spekulacyjnym (wysokodochodowe), emisje globalne oraz obligacje zamienne. Ich próba składa się z 73 funduszy, w tym 53 wysokodochodowych, 10 zamiennych i 10 globalnych. Okres analizy obejmuje lata 1988–1997. Jako miarę wyników działalności wykorzystują roczny i pięcioletni wskaźnik Sharpe'a, bazujący na kwartalnych stopach zwrotu. Autorzy badają powtarzalność, wykorzystując test chi-kwadrat przy użyciu tablic liczebności warunkowych, ilustrujących przejścia i pozostania w poszczególnych kwintylach. Dla okresów rocznych i przy uwzględnieniu całej próby test pozwala odrzucić hipotezę o niezależności wyników, czyli o braku powtarzalności. Autorzy stwierdzają silną tendencję wśród funduszy z dolnych kwintyli do pozostania w nich. Następnie powtarzają test dla poszczególnych grup funduszy. Jedynie dla funduszy obligacji spekulacyjnych odrzucono hipotezę o braku powtarzalności. Przebadano również 24 fundusze, które miały tych samych menedżerów przez cały okres analizy, jednak nie stwierdzono występowania powtarzalności wyników wśród tej grupy. Poszczególne testy powtórzono także przy wykorzystaniu pięcioletniego wskaźnika Sharpe'a. Uzyskane rezultaty nie dostarczyły dowodów występowania powtarzalności w długim okresie. Autorzy badają również umiejętności menedżerskie przez analizę relacji stopy zwrotu funduszu i indywidualnych jego cech związanych z aktywnością menedżerską, takich jak wskaźnik rotacji aktywów i poziom kosztów. Sprawdzają także, czy zarządzający uczą się przez doświadczenie, tzn. czy wraz z wydłużaniem się okresu, przez jaki dany menedżer zarządza funduszem, rośnie jego stopa zwrotu. Dokonują regresji pięcioletniego wskaźnika Sharpe'a względem pięciu zmiennych objaśniających: opóźnionego wskaźnika Sharpe'a, współczynnika kosztów, wskaźnika obrotu aktywami, logarytmu natu-

ralnego aktywów netto oraz długości kontraktu menedżerskiego. Bieżący wskaźnik Sharpe'a malał statystycznie istotnie wraz ze wzrostem wskaźnika obrotu aktywami oraz rósł statystycznie istotnie, na poziomie 10%, wraz z wydłużaniem się długości kontraktu menedżerskiego. Nie był natomiast statystycznie istotnie powiązany z pozostałymi zmiennymi. Nieistotny współczynnik regresji przy stopie kosztów oraz negatywny przy wskaźniku obrotu aktywami oznaczają, że środki wydawane przez zarządzających oraz aktywne zarządzanie portfelem nie przekładają się na wzrost stopy dochodu. Istnieją również słabe dowody, że rosnące doświadczenie menedżerów w zarządzaniu danym funduszem przedkłada się na wzrost wyników. Oszacowano także model regresji dla funduszy obligacji spekulacyjnych i funduszy niezmiennających zarządzających, ale w obu modelach oszacowane dla zmiennych objaśniających parametry były statystycznie nieistotne. Autorzy stwierdzają, że mimo tego, iż zarządzający funduszami obligacji niekonwencjonalnych mają bardziej zróżnicowane możliwości inwestycyjne, to badania wykazują występowanie jedynie słabej krótkoterminowej powtarzalności wśród funduszy obligacji spekulacyjnych. Rozwój sektora funduszy obligacji wynika zatem, zdaniem autorów, raczej z zalet funduszy jako pośredników finansowych, a nie z dodatkowych korzyści związanych z ich wynikami. Należy jednak zauważyć, że analizowane grupy funduszy globalnych i zamiennych są zbyt małe, aby na ich podstawie można było uzyskać wiarygodne rezultaty w odniesieniu do występowania powtarzalności. Dlatego też należy z dużą ostrożnością podchodzić do wniosków prezentowanych przez autorów referowanej pracy.

W.G. Droms i D.A. Walker (2006) badają fundusze obligacji rządowych i korporacyjnych na podstawie danych z okresu 1990–1999. Ich próba obejmuje 797 funduszy, przy czym na początku 1990 roku działało 175 funduszy obligacji rządowych i 139 korporacyjnych. Ich liczba w 1999 roku wyniosła odpowiednio: 219 i 247. Autorzy analizują występowanie powtarzalności wyników przy pomocy stopy CPR, opartej na tabelach liczebności warunkowych. Sprawdzają, czy fundusze, które w jednym okresie miały stopy zwrotu wyższe lub niższe niż mediana, w kolejnym okresie także osiągnęły stopę odpowiednio: wyższą lub niższą od niej. W zależności od tego, czy w danym okresie fundusz miał stopę powyżej czy poniżej mediany, dzielą fundusze na zwycięzców i przegranych. Następnie za pomocą statystyki Z, bazującej na stopie CPR, sprawdzają czy zwycięzcy lub przegrani z jednego okresu pozostają odpowiednio zwycięzcami lub przegranymi w kolejnym okresie. Jako stopy zwrotu wykorzystano roczne stopy po odjęciu opłat i kosztów związanych z zarządzaniem oraz przed odjęciem opłat wstępnych. Powtarzalność badają odrębnie dla każdej grupy funduszy oraz dla rocznego, dwuletniego, trzyletniego i czteroletniego opóźnienia okresów, dla których porównywane są stopy zwrotu oraz przy 5% poziomie istotności. Dla rocznego

i dwuletniego opóźnienia zarówno wśród funduszy obligacji rządowych, jak i też korporacyjnych, prawie wszystkie wartości statystyki Z były statystycznie istotne. Dla rocznego opóźnienia statystyki Z przyjmowały wartości ujemne dla obu grup funduszy, co oznacza, że fundusze będące zwycięzcami w jednym okresie przechodziły do grupy przegranych w kolejnym. Dla dwuletniego opóźnienia wartości statystyk Z w obu grupach funduszy były dodatnie, czyli zwycięzcy (przegranymi) z jednego okresu pozostawali zwycięzcami (przegranymi) w kolejnym okresie. Dla trzyletniego i czteroletniego opóźnienia wartości statystyk Z były statystycznie nieistotne. Nie pozwalały zatem na odrzucenie hipotezy zerowej o braku powtarzalności wyników. Autorzy zauważyli także związek między wartością statystyki Z a relacją stóp zwrotu obligacji średnio- i długoterminowych. W podokresach, w których statystyka Z jest statystycznie istotna, przyjmuje ona wartość dodatnią, gdy w kolejnych latach znak różnicy między stopami zwrotu z obligacji średnio- i długoterminowych się nie zmienia. W latach, w których nastąpiła zmiana znaku różnicy wartości stóp zwrotu, statystyka Z przyjmuje wartości ujemne.

F. Silva, M.C. Cortez, M.R. Armada (2005) analizują natomiast wyniki 638 europejskich funduszy obligacji w okresie 1994–2000. Ich próba składa się z 266 funduszy francuskich, 157 hiszpańskich, 90 niemieckich, 58 włoskich, 45 brytyjskich i 22 portugalskich. Autorzy sprawdzają, jaki wpływ na wyniki, w odniesieniu do występowania powtarzalności, ma uwzględnienie w badaniu zmiennych informacyjnych wpływających na fluktuujące w czasie współczynniki beta w modelu wykorzystanym do szacowania miary wyników funduszy. Wykorzystanie bezwarunkowych miar wyników funduszy, implikujących założenie o stałości w czasie oczekiwanej stopy zwrotu i ryzyka może dać obciążone rezultaty. Dlatego też przyjmują założenie, że oczekiwane stopy zwrotu i ryzyko zmieniają się w czasie, a co jest z tym związane, wykorzystują miary uwarunkowane zbiorem informacji mających wpływ na dodatkowe stopy dochodu. Do pomiaru wyników funduszy wykorzystywane są 4 modele: bezwarunkowe modele jedno- i trójczynnikiowe oraz warunkowe modele jedno- i trójczynnikiowe. W modelach tych dokonuje się regresji dodatkowej stopy zwrotu funduszu względem wybranych zmiennych objaśniających, przy czym w modelach bezwarunkowych zakłada się stały poziom współczynników regresji (współczynniki beta). Jako miarę wyników działalności funduszy wykorzystuje się współczynnik alfa (wyraz wolny modelu). Uwzględnienie modelu warunkowego jest szczególnie istotne dla funduszy obligacji. Wyniki tych funduszy są w dużej mierze uzależnione od zdolności do przewidywania przyszłych poziomów stóp procentowych i dopasowywania duracji portfela. Jako że duracja jest mocno związana ze współczynnikiem beta, modele bezwarunkowe mogą być nieodpowiednie ze względu na niestabilność bety.

W modelach jednoczynnikowych zmienną objaśniającą był indeks Salomon Smith Barney WGBI. W modelach trójczynnikowych wprowadzone zostały dwie dodatkowe zmienne: stopa zwrotu na rynku akcji odzwierciedlająca oczekiwania w odniesieniu do ogólnej sytuacji gospodarczej oraz miara ryzyka bankructwa, definiowana jako różnica między MSCI Euro Index BBB a MSCI Credit Index AAA. Do szacowania warunkowych współczynników beta wykorzystywane są 3 zmienne informacyjne. Pierwszą jest różnica stóp zwrotu obligacji długo- i krótkoterminowych. Drugą zmienną stanowi odwrócone relatywne bogactwo, traktowane jako przybliżona, zmieniająca się w czasie miara awersji do ryzyka. Definiowane jest ono jako eksponentalnie ważona średnia przeszłego realnego bogactwa do obecnego realnego bogactwa, przy czym jako przybliżenie bogactwa wykorzystuje się indeks giełdowy. Trzecią zmienną informacyjną jest zmienna binarna kodująca styczeń. Współczynniki alfa oszacowane zostały dla dwóch podokresów: 1995–1997 oraz 1998–2000. Powtarzalność wyników mierzona jest dwiema metodami. Przy pierwszej dokonuje się regresji współczynnika alfa z okresu późniejszego względem współczynnika alfa z okresu poprzedniego. Dodatkowo, statystycznie istotna wartość współczynnika nachylenia pozwala odrzucić hipotezę o braku powtarzalności wyników. Druga metoda wykorzystuje tabele liczebności warunkowych i testy niezależności oparte na statystyce CHI. Przy użyciu obu metod, wykorzystując alfy bezwarunkowe, znaleziono dowody występowania silnej powtarzalności wyników w Hiszpanii, Francji oraz Niemczech. Stosując alfę warunkową z modelu jednoczynnikowego, otrzymano nawet silniejsze dowody niż w modelach bezwarunkowych. Znacznie słabsze wyniki świadczące o powtarzalności daje natomiast warunkowy model wieloczynnikowy. Wynika z tego, że zmieniające się w czasie bety oraz dodatkowe czynniki w modelu trójczynnikowym wyjaśniają część relacji między przeszłymi a przyszłymi wynikami funduszy.

D. Du, Z. Huang i P. J. Blanchfield (2008) badają z kolei wartościowe umiejętności menedżerów przy wykorzystaniu próby funduszy obligacji korporacyjnych o wysokiej jakości kredytowej. Głównym sposobem badania umiejętności jest analiza powtarzalności wyników funduszy. Autorzy sprawdzają jej występowanie w okresach kwartalnych, półrocznych i rocznych. Analizowana próba zawiera 1081 funduszy, natomiast zebrane dla niej informacje obejmują lata 1992–2003. Do oszacowania miar wyników funduszy wykorzystano model, w którym dokonano regresji dodatkowej stopy zwrotu funduszy (stopy zwrotu ponad stopę wolną od ryzyka) względem kilku zmiennych, związanych m.in. z dodatkową stopą zwrotu na rynku akcji, dodatkową stopą zwrotu na rynku obligacji, premią za ryzyko bankructwa oraz nieoczekiwaną zmianą w stopie inflacji i realnym PNB. Jako miarę wyników funduszy wykorzystano wyraz wolny modelu (współczynnik alfa). Następnie utworzono rankingi funduszy, dzieląc je na decyle według wspo-

mnianej miary wyników, oszacowanej po odjęciu kosztów zarządzania. Fundusze z najwyższego decyla miały dodatnie, nieistotne współczynniki alfa, zaś fundusze z najniższego negatywne, ale statystycznie istotne. Zbadano relacje stóp zwrotu funduszy z najwyższego i najniższego decyla. W kolejnych okresach fundusze z najwyższego decyla, określane jako zwycięzcy, generowały stopy zwrotu wyższe niż fundusze z najniższego decyla (przegrani). Powyższe wyniki wskazują, że część zarządzających z grupy zwycięzców mogła mieć większe umiejętności menedżerskie. Badanie powtórzono dla stóp zwrotu brutto, na poziomie których uzyskano silne dowody występowania powtarzalności. Fundusze z grupy zwycięzców miały istotne, dodatnie współczynniki alfa. Podsumowując powyższe rezultaty, stwierdzono występowanie krótkoterminowej powtarzalności wyników w badanej próbie. Fundusze osiągające najwyższą stopę zwrotu były w stanie pokryć koszty zarządzania, ale nie potrafiły istotnie pokonać benchmarków. Przeanalizowano także następujące cechy zwycięzców i przegranych: wielkość, wskaźnik rotacji aktywów, opłaty wstępne, koszty, długość kontraktu menedżerskiego, łączną wielkość wszystkich funduszy zarządzanych przez to samo towarzystwo, procent funduszy prowadzonych przez tych samych zarządzających. Do grupy zwycięzców należały generalnie fundusze większe i mające bardziej doświadczonych zarządzających. Za ciekawe uznano wyniki stwierdzające negatywną relację między stopą zwrotu a łączną wielkością funduszy zarządzanych przez to samo towarzystwo. Przyczyną tego może być nieefektywny przepływ informacji między funduszami oraz rozwój handlu elektronicznego i innowacje w zakresie inżynierii finansowej. Doprowadziło to do znacznego spadku opłat z tytułu składanych zleceń i zmniejszyło korzyści skali na poziomie całej grupy funduszy.

Ostatnią z omawianych prac dotyczących funduszy dłużnych papierów wartościowych jest ta napisana przez S. Polwitoona i O. Tawatnuntachaiego (2006). Badają oni korzyści z dywersyfikacji i powtarzalność wyników 188 amerykańskich globalnych funduszy obligacji w okresie 1993–2004. W celu zbadania powtarzalności wyników funduszy globalnych wyodrębniono dwa podokresy: okres selekcji i okres oceny. W okresie selekcji utworzono ranking funduszy, dzieląc je na decyle w oparciu o przeciętny miesięczny wskaźnik Sharpe'a w okresie rocznym i trzyletnim oraz w oparciu o roczną i trzyletnią całkowitą stopę zwrotu. W okresie oceny utworzono ranking funduszy w oparciu o przeciętny miesięczny wskaźnik Sharpe'a w okresie rocznym. Następnie zbadano korelację między rankingami w okresach selekcji i oceny. Dla wszystkich rankingów otrzymano dodatnie i statystycznie istotne na poziomie 1% współczynniki korelacji. Oznacza to, że przeszłe wyniki i przyszłe stopy zwrotu uwzględniające ryzyko są ze sobą skorelowane. Korelacja bazująca na rankingach rocznych była silniejsza niż dla rankingów trzyletnich, co oznacza, że przeszłe wyniki mają większą moc progno-

styczną w krótszym z okresów, a powtarzalność ma przede wszystkim charakter krótkoterminowy. Przeanalizowano także, czy przeszłe wyniki mogą pomóc osiągnąć stopę zwrotu uwzględniającą ryzyko wyższą niż przeciętna. Porównano różnicę stóp zwrotu funduszy z najwyższych i najniższych decyli oraz ze średnią stopą zwrotu. W obu przypadkach różnice były statystycznie istotne. Zbadano także użyteczność powtarzalności w kontekście doboru funduszy globalnych w celu uzupełnienia portfela złożonego z funduszy krajowych. Okazało się, że stopa zwrotu z portfeli jednostek uczestnictwa przeciętnych funduszy krajowych i funduszy globalnych z najwyższego decyla była tylko statystycznie nieistotnie wyższa niż portfela złożonego z jednostek uczestnictwa przeciętnych funduszy krajowych i globalnych. Fundusze globalne, osiągające najwyższe stopy zwrotu, nie dawały zatem istotnych, dodatkowych korzyści dywersyfikacyjnych w stosunku do funduszy przeciętnych. W końcu wspomniani autorzy sprawdzili także, jakie charakterystyki funduszy mogą wpływać na występowanie powtarzalności. Jako zmienne objaśniające zastosowano: wielkość, wiek funduszu, termin zapadalności posiadanych instrumentów, współczynnik kosztów, długość kontraktu menedżerskiego, opłaty wstępne i współczynnik obrotu aktywów. Pozytywną korelację stwierdzono w przypadku terminu zapadalności instrumentów, wielkości funduszu i długości kontraktu menedżerskiego; ujemną natomiast dla wieku funduszu i współczynnika kosztów. Wpływ współczynnika obrotu i wstępnych opłat był statystycznie nieistotny.

2.2. Badania nad powtarzalnością wśród pozostałych podmiotów

Poniżej zostały zaprezentowane prace dotyczące powtarzalności wyników wśród podmiotów innych niż fundusze papierów dłużnych, które, zdaniem autora, warto wyróżnić ze względu na częste odwoływanie się do nich autorów innych badań. Dotyczą one głównie funduszy akcyjnych. Uporządkowane zostały, podobnie jak wcześniej opisywana literatura, według okresu, z którego wykorzystano dane. Na koniec podrozdziału, z uwagi na zastosowaną metodologię badawczą, przedstawiona została także praca dotycząca powtarzalności wśród włoskich banków.

Warta wyróżnienia, ze względu na duże znaczenie w rozwoju badań nad powtarzalnością wyników wśród funduszy inwestycyjnych, jest praca S.J. Browna i W.N. Goetzmana (1995). Przeanalizowali oni wyniki funduszy akcyjnych w okresie 1976–1988. Ich próba liczyła od 372 funduszy w 1976 roku do 829 w 1988 roku. Zastosowali oni metodę nieparametryczną, bazującą na wspomnianej wcześniej stopie CPR. Wykorzystali medianę jako relatywną miarę wyników oraz indeks S&P 500 jako miarę absolutną. Test z medianą wykazał, że w 7 okresach fundusze, które osiągały wyniki powyżej (poniżej) mediany, w kolejnym podokresie

także uzyskiwały wynik powyżej (poniżej) mediany. W 2 okresach regułą było natomiast przejście funduszy z grupy zwycięzców (fundusze o wynikach powyżej mediany) do grupy przegranych (wyniki poniżej mediany) i w drugą stronę. Odwrócenie wyników wskazuje, że powtarzalność może wynikać ze wspólnych strategii, a nie indywidualnego doboru akcji przez zarządzających. Dla absolutnej miary wyników powtarzalność wiąże się głównie z funduszami, które w kolejnych okresach uzyskiwały wyniki gorsze niż benchmark.

E.J. Elton, M.J. Gruber i C.R. Blake (1996) badali natomiast powtarzalność wyników na próbie 188 funduszy akcyjnych w okresie 1977–1993. Do pomiaru wyników funduszy użyli miary uwzględniającej ryzyko. W celu jej oszacowania wykorzystali czteroczynnikowy model, w którym dodatkowa stopa zwrotu funduszu (stopa ponad stopę wolną od ryzyka) jest funkcją 4 zmiennych objaśniających: dodatkowej stopy zwrotu indeksu S&P 500; indeksu wielkości definiowanego jako różnica między stopami zwrotu małych i dużych pod względem kapitalizacji przedsiębiorstw; indeksu rozróżniającego spółki o dużym potencjale wzrostu i spółki rozwinięte; dodatkowej stopy zwrotu indeksu obligacji. Jako miarę wyników funduszu wykorzystano wyraz wolny modelu (współczynnik alfa). Alfę liczone były dla okresów rocznych i trzyletnich. Powtarzalność wyników badana była przez podzielenie funduszy na decyle w poszczególnych podokresach i badanie korelacji rang. Zarówno dla alf rocznych, jak i trzyletnich uzyskano dodatnie i statystycznie istotne współczynniki korelacji, potwierdzające występowanie powtarzalności. Zbadano także statystyczną istotność różnic między wynikami funduszy z najwyższego i najniższego decyla oraz funduszami średnimi, w celu sprawdzenia, czy informacje o przeszłych wynikach mogą pomóc uzyskać pozytywną alfę w przyszłości. Rezultaty potwierdziły możliwości prognostyczne zarówno rocznych, jak i trzyletnich współczynników alfa.

M.K. Bers i J. Madura (2000a) zajmują się z kolei powtarzalnością wyników wśród 384 funduszy zamkniętych w okresie 1976–1996. Starają się także określić determinanty występowania zjawiska powtarzalności wśród funduszy zamkniętych (Bers, Madura 2000b). Autorzy podkreślają istotne różnice między funduszami zamkniętymi i otwartymi, które mogą wpływać na występowanie powtarzalności. W przeciwieństwie do funduszy otwartych, stopa zwrotu funduszy zamkniętych uzależniona jest również od sytuacji rynkowej, wpływającej na premię/dyskonto rynkowej wartości certyfikatów inwestycyjnych w stosunku do wartości aktywów netto na jeden certyfikat. Portfele funduszy zamkniętych są ponadto bardziej stabilne i łatwiejsze do zarządzania niż portfele funduszy otwartych, a zarządzający nimi nie są pod presją osiągnięcia dobrych wyników w krótkim terminie. Powtarzalność była badana przez porównywanie wyników funduszy z jednego okresu względem okresu poprzedniego. Uwzględniono roczne, dwulet-

nie i trzyletnie okresy badania. Miarą wyników był wyraz wolny (współczynnik alfa) z modelu regresji dodatkowej stopy zwrotu funduszu względem dodatkowej stopy zwrotu odpowiedniego dla danego funduszu benchmarku. Dokonano następnie regresji współczynników alfa z jednego okresu względem współczynników z poprzedniego okresu. Rezultaty wskazały na występowanie powtarzalności wyników dla całej próby we wszystkich horyzontach czasowych. W poszczególnych grupach badanych funduszy wyniki dotyczące powtarzalności różniły się. Dla rynkowych stóp zwrotu powtarzalność występowała we wszystkich okresach wśród funduszy akcyjnych. Dla funduszy obligacji komunalnych uzyskano dowody na występowanie powtarzalności jedynie w okresie rocznym, a dla funduszy obligacji opodatkowanych w okresie trzyletnim. Do czynników, które mogą mieć wpływ na różnice w sile powtarzalności wyników, autorzy zaliczają: wielkość funduszu; cel inwestycyjny; wskaźnik kosztów; współczynnik rotacji aktywów; czas, przez jaki fundusz istnieje; zarządzanie przez towarzystwo, które zarządza także innymi funduszami; giełdę, na której notowane są certyfikaty danego funduszu. Do badania znaczenia wspomnianych czynników autorzy wykorzystują wieloczynnikowy model regresji, w którym uzyskana wcześniej miara powtarzalności traktowana jest jako zmienna zależna, a wymienione czynniki są zmiennymi objaśniającymi. Najbardziej stabilne pod względem kierunku relacji oraz statystycznej istotności okazały się zmienne: współczynnik kosztów oraz czas, przez jaki fundusz istnieje. Pierwsza zmienna ma ujemny wpływ na powtarzalność, druga natomiast dodatni. Dla pozostałych zmiennych poziom istotności i znak zależą od długości okresów, w których badany jest ich wpływ. Powtórzono procedurę badawczą oddzielnie dla funduszy należących do grupy zwycięzców i przegranych. Model wśród tej drugiej grupy okazał się niskiej jakości, co pokazuje, że tylko dla zwycięzców występowała w badanej próbie istotna zależność między powtarzalnością wyników a cechami funduszy.

Nieco odmienne podejście zastosowali V. Agarwal i N.Y. Naik (2000), którzy badają powtarzalność wśród funduszy hedgingowych w okresie 1982–1998. Oprócz tradycyjnej metody dwuokresowej wykorzystują także metodę wielookresową, w której badają prawdopodobieństwo serii zwycięstw lub porażek. Do pomiaru wyników funduszy wykorzystano jako pierwszą miarę różnicę między stopą zwrotu funduszu a przeciętną stopą zwrotu wszystkich funduszy oraz, jako drugą miarę, wskaźnik oceny liczony jako iloraz współczynnika alfa i rezyduального odchylenia standardowego, otrzymanego z regresji stopy zwrotu danego funduszu względem przeciętnej stopy zwrotu wszystkich analizowanych funduszy. Do badania powtarzalności w metodzie dwuokresowej wykorzystano parametryczną metodę bazującą na regresji wyniku z jednego okresu względem wyniku z poprzedniego okresu oraz metody nieparametryczne bazujące na tabelach liczeb-

ności warunkowej – stopę CPR oraz test niezależności oparty o statystykę CHI. Testy przeprowadzono dla okresów kwartalnych, rocznych i półrocznych. Zarówno dla obu miar wyników, jak i przy wykorzystaniu obu metod otrzymano statystycznie istotne wyniki potwierdzające występowanie powtarzalności, przy czym była ona coraz słabsza wraz z wydłużaniem się horyzontu czasowego. Przy analizie wielookresowej porównano obserwowany rozkład częstości występowania serii takich samych stanów (seria zwycięstw lub porażek) z rozkładem teoretycznym dla dwóch i większej liczby zdarzeń. Dowody na występowanie powtarzalności w przypadku analizy wielookresowej były znacznie słabsze niż przy metodzie tradycyjnej, przy czym dla okresów rocznych brakowało już jakichkolwiek dowodów na występowanie korelacji między wynikami w kolejnych okresach.

Kolejne badanie zostanie tu omówione ze względu na metodologię badawczą, wykorzystaną także w tej pracy. M. Agostiono, L. Leonida i F. Trivieri (2005) badają powtarzalność wyników włoskich banków oraz to, jaki wpływ ma na nią struktura własnościowa. Badane jest przede wszystkim, czy i w jakim stopniu koncentracja własności wpływa na powtarzalność. Jako miary rentowności wykorzystywane są wskaźniki ROE i ROA. Autorzy stawiają hipotezę, że im więcej akcji banków znajduje się w posiadaniu dużych inwestorów instytucjonalnych, tym silniejsza powtarzalność. Gdy natomiast rośnie udział mniejszych akcjonariuszy w strukturze własnościowej, powtarzalność słabnie. Badanie objęło 331 banków w okresie 1997–2000. Wyniki pokazują, że powtarzalność jest silnie skorelowana ze strukturą własnościową. Potwierdzają także stawiane wcześniej hipotezy. Do badania powtarzalności wykorzystują metodę estymacji jądra stochastycznego. Pokazuje ono prawdopodobieństwo osiągnięcia przez bank określonej wartości ROA lub ROE w momencie $t+s$, gdy dla momentu t miało pewną znaną wartość. Badanie dało dowody na istnienie powtarzalności wśród włoskich banków. Pokazało ponadto, że banki leżące w obu ogonach rozkładu miały tendencję do poprawy wyników. Banki leżące w centralnej części miały natomiast tendencję do dzielenia się na 2 podgrupy. Pierwsza z nich była zdolna do poprawy wyników w kolejnym okresie, druga natomiast osiągała wyniki gorsze. W centralnej części wystąpiła zatem tendencja do polaryzacji wyników.

2.3. Powtarzalność wyników podmiotów działających na polskim rynku finansowym

Jak już wspomniano, według wiedzy autora, nie przeprowadzono dotąd podobnych badań dla polskich funduszy dłużnych papierów wartościowych. Powtarzalnością wyników dla banków zajmowali się natomiast K. Jackowicz i Ł. Kozłowski. K. Jackowicz (2006) wykorzystuje dwie metody nieparame-

tryczne, bazujące na tabelach liczebności warunkowych: test ze stopą CPR oraz drugi oparty na statystyce CHI. Następnie wraz z Ł. Kozłowskim bada powtarzalność przy wykorzystaniu jądra stochastycznego (Jackowicz, Kosłowski 2008). Wyniki banków mierzone są wskaźnikami OROA, czyli rentowności operacyjnej oraz ROA, czyli rentowności brutto aktywów. Okres analizy obejmuje lata 1994–2004. Testy wykorzystujące statystykę CHI oraz stopę CPR wskazują na występowanie powtarzalności wyników, przy czym jest ona silniejsza na poziomie wyniku działalności bankowej. Jedynie w połowie analizowanego horyzontu dostrzec można osłabienie zjawiska. K. Jackowicz jako dwie potencjalne przyczyny wymienia pogorszenie kondycji finansowej polskich banków, które rozpoczęło się pod koniec lat 90. XX wieku oraz przekształcenia własnościowe i organizacyjne, jakie miały miejsce w tamtym czasie w polskim sektorze bankowym. Badanie z wykorzystaniem jądra stochastycznego potwierdziło występowanie silnej krótkoterminowej powtarzalności. Na bazie wskaźnika OROA występuje pewna polaryzacja w górze rozkładu, co oznacza, że występują pewne trudności z utrzymywaniem w kolejnych okresach wysokich poziomów wskaźnika. Na bazie ROA powtarzalność jest zauważalna jedynie dla dodatnich wartości wskaźnika. Dowodzi to, że banki z ujemnymi wartościami ROA w danym okresie, w kolejnym notowały wartości dodatnie. Według autorów związane to może być z zarządzaniem wynikiem finansowym (ang. *earnings management*).

2.4. Podsumowanie

Powyższy przegląd literatury ilustruje różnorodny charakter podmiotów, których wyniki podlegają badaniom pod kątem występowania powtarzalności oraz pokazuje niejednorodność stosowanych metod badawczych. Badania te odnoszą się jednak w znacznej mierze do rynków rozwiniętych, w tym przede wszystkim rynku amerykańskiego. Dla polskiego rynku finansowego znaleźć możemy głównie prace dotyczące powtarzalności wyników banków komercyjnych. Dotychczas nie analizowano powtarzalności wyników polskich funduszy papierów dłużnych. Również w literaturze zagranicznej budziły one mniejsze zainteresowanie niż fundusze akcyjne.

3. Metody badawcze

3.1. Uwagi ogólne

W literaturze dotyczącej badania powtarzalności wyników, również w tej przedstawionej w poprzednim rozdziale, wykorzystuje się wiele różnych metod badawczych. Metody te ogólnie można podzielić na parametryczne i nieparametryczne.

tryczne. Testy przeprowadzane w metodach parametrycznych dotyczą konkretnych parametrów populacji. Przyjmuje się przy nich także określone założenia odnośnie do rozkładu prawdopodobieństwa populacji generalnej. Metody nieparametryczne natomiast nie zajmują się konkretnymi parametrami populacji i nie wymagają takich założeń odnośnie do rozkładu, jak w przypadku metod parametrycznych (Balicki, Makać 1997: 140).

Do metod nieparametrycznych, wykorzystywanych przy badaniu powtarzalności wyników należą dwie metody oparte na tabelach liczebności warunkowych: stopa CPR i bazująca na niej statystyka Z , którą wykorzystali m.in. W.G. Droms i D.A. Walker (2006) oraz test niezależności wykorzystujący statystykę CHI, zastosowany m.in. przez J. Philpota, D. Heartha i J. Rimbeya (2000). Metodą nieparametryczną jest także estymacja jądra stochastycznego, opracowana przez D.T. Quaha (1997), a wykorzystana m.in. przez K. Jackowicza i Ł. Kozłowskiego (2008). Metodami parametrycznymi są natomiast modele regresji różnych miar wyników funduszy z jednego okresu względem okresów poprzednich. Metodę tę stosowali m.in. Silva, Cortez i Armada (2005). W poniższej pracy zostały wykorzystane następujące metody badawcze: statystyka Z bazująca na stopie CPR, jądro stochastyczne oraz regresja rankingów percentylowych. Zanim nastąpi ich opis, w pierwszej kolejności zostanie przedstawiona charakterystyka okresu analizy, badanej próby i wykorzystanych miar wyniku.

3.2. Okres analizy i badana próba

Poniższe badanie powtarzalności wyników bazuje na danych z okresu od stycznia 2000 roku do grudnia 2008 roku. Zostało przeprowadzone zarówno dla rocznych, jak i półrocznych podokresów.

Za kryterium wyboru funduszu przyjęta została jego polityka inwestycyjna. Ze względu na fakt, że polski rynek finansowy wiąże jest rynkiem rozwijającym się, w celu uzyskania odpowiedniej liczby danych uwzględnione zostały te fundusze otwarte, które inwestują minimum 80% aktywów w krótko- lub długoterminowe instrumenty dłużne. Badaniu poddano tylko te podmioty, które w analizowanym okresie istniały przez pełne 2 kolejne podokresy. Oznacza to, że dany fundusz został uwzględniony, jeżeli kontynuował działalność przez przynajmniej 2 pełne, kolejne podokresy następujące po podokresie, w którym powstał. Jako źródło danych wykorzystane zostały serwisy ekonomiczne portali internetowych Rzeczpospolita (www.rzeczpospolita.pl) oraz Wirtualna Polska (www.wp.pl). Badanie obejmuje zarówno te fundusze, które istniały przez cały okres analizy, jak i te, które powstały lub zakończyły działalność w jego trakcie. Badanie wolne jest zatem od błędu przetrwania (ang. *survivorship bias*).

W badaniu bazującym na półrocznych podokresach analizowana próba liczy 95 funduszy. Na początku okresu analizy, tzn. w styczniu 2000 roku istniało 19 funduszy spełniających kryteria określone w poprzednim akapicie. W grudniu 2008 roku było ich natomiast 78. Między 1 stycznia 2000 roku a 31 grudnia 2008 roku powstało 76 nowych podmiotów, a 17 zakończyło działalność lub zostało przekształcone w inne fundusze. Dla podokresów rocznych, próba liczy 79 funduszy. W styczniu 2000 roku ich liczba wynosiła 19, a w grudniu 2008 roku 66. W trakcie okresu analizy powstało 60 nowych funduszy, a 13 zostało rozwiązanych lub przekształconych.

3.3. Miary wyników funduszy

Miary wyników funduszy zostały oszacowane na podstawie wartości netto jednostek uczestnictwa. Oznacza to, że uwzględnione zostały wszystkie koszty i wydatki związane z zarządzaniem, jakie ponosi dany fundusz. Miary te nie obejmują natomiast kosztów związanych z nabywaniem lub zbywaniem jednostek. Każda wykorzystana metoda badawcza bazuje na dwóch miarach wyniku: prostej stopie zwrotu i wskaźniku Sharpe'a.

Prosta stopa zwrotu liczona jest jako procentowa zmiana ceny jednostki na koniec jednego podokresu węgłem ceny na koniec poprzedniego podokresu według poniższego wzoru:

$$R = \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} - 1 \right) * 100\%, \quad (1)$$

gdzie:

R – prosta stopa zwrotu,

C_t – cena jednostki na koniec okresu t ,

C_{t+1} – cena jednostki na koniec okresu $t + 1$.

Ocena efektywności zarządzania portfelem inwestycyjnym oparta jedynie na względnej zmianie ceny jednostki może prowadzić do mylnych wniosków. Prosta stopa zwrotu nie uwzględnia bowiem ryzyka związanego z danym portfelem. Wskaźnik Sharpe'a odnosi natomiast uzyskiwaną przez inwestorów stopę zwrotu do ponoszonego przez nich ryzyka, mierzonego odchyleniem standardowym tej stopy. Wskaźnik Sharpe'a liczony jest zgodnie ze wzorem (2) (Haugen 1996: 380–382):

$$S_p = \frac{R_p - R_f}{\sigma_{rp}}, \quad (2)$$

gdzie:

S_p – wskaźnik Sharpe’a,

R_p – stopa zwrotu z portfela, liczona zgodnie z formułą dla prostej stopy zwrotu,

R_f – stopa zwrotu z aktywów wolnych od ryzyka,

σ_{rp} – odchylenie standardowe stopy zwrotu z portfela.

Wskaźnik Sharpe’a przedstawia zatem relację uzyskiwanej premii za ryzyko do ponoszonego ryzyka. Naturalnie im wyższy jest ten wskaźnik, tym większa efektywność zarządzania portfelem. Dla rocznych i półrocznych podokresów miarą ryzyka jest odchylenie standardowe, bazujące na miesięcznych stopach zwrotu z danego podokresu. Z tego też względu do wyników opartych na półrocznych wskaźnikach Sharpe’a należy podchodzić ostrożnie. Odchylenie standardowe jest tu szacowane przy wykorzystaniu 6 obserwacji, co może stanowić zbyt małą liczbę do uzyskania wiarygodnego rezultatu.

Przy liczeniu wskaźnika Sharpe’a problem stanowić może oszacowanie stopy zwrotu z aktywów wolnych od ryzyka, zwłaszcza wobec zawirowań na rynkach finansowych, z jakimi mamy do czynienia w ostatnim okresie. Zawirowania te doprowadziły do spadku płynności na rynku depozytów międzybankowych o terminie zapadalności przekraczającym 3 miesiące. Wobec tego do określenia rocznej stopy wolnej od ryzyka wykorzystane zostały roczne swapy stopy procentowej (IRS). Stopa sześciomiesięczna uzyskana została natomiast przez złożenie stopy zwrotu z trzymiesięcznego depozytu i kontraktu FRA 3x6. Ze względu na brak danych dotyczących IRS i kontraktów FRA dla początku 2000 roku, stopy te zostały oszacowane na podstawie odpowiednio rocznych i sześciomiesięcznych depozytów skorygowanych o przeciętną różnicę między stopami tych depozytów a stopami IRS i FRA 3x6 z okresu czerwiec – lipiec 2000. Przy badaniu powtarzalności interesuje nas względna efektywność danego funduszu. Z uwagi na to, że licząc wskaźnik Sharpe’a, w liczniku dla każdego funduszu odejmujemy od jego stopy zwrotu taką samą wartość, ewentualna niedokładność oszacowania stopy wolnej od ryzyka dla początku 2000 roku nie wpłynie zatem istotnie na uzyskane wyniki. Fakt ten miałby natomiast znaczenie w sytuacji, gdybyśmy chcieli sprawdzić bezwzględną efektywność działalności funduszy.

3.4. Wykorzystane metody badawcze

Jak wspomniano, do badania powtarzalności wyników funduszy dłużnych papierów wartościowych zostały wykorzystane dwie metody nieparametryczne: stopa CPR i oparta na niej statystyka Z oraz estymacja jądra stochastycznego, a także metoda parametryczna polegająca na regresji rankingów percentylowych.

3.4.1. Stopa CPR

Stopa CPR należy, jak wspomniano, do metod nieparametrycznych. Do badania powtarzalności wyników wykorzystywali ją m.in. S.J. Brown i W.G. Goetzmann (1995). Metoda ta bazuje na tabelach liczebności warunkowych. W celu konstrukcji tabel liczebności warunkowych fundusze dzieli się na 4 grupy: WW, LL, WL, LW. Do grupy WW należą podmioty, które odniosły w kolejnych dwóch okresach sukces. Do grupy LL zaliczane są natomiast te fundusze, które w kolejnych dwóch okresach poniosły porażki. Grupy WL i LW tworzone są analogicznie, czyli do pierwszej należą podmioty, które osiągnęły sukces po poprzedniej porażce, a do drugiej fundusze, które po sukcesie w jednym okresie, w kolejnym poniosły porażkę. Przy budowie tabel liczebności warunkowych istotne jest zdefiniowanie sukcesu, a więc kryterium, według którego dany fundusz klasyfikowany jest do grupy zwycięzców (W) lub przegranych (L). W pracy za sukces uznawane będzie, zgodnie z koncepcją przyjętą w literaturze przedmiotu, zdarzenie polegające na osiągnięciu przez fundusz w danym okresie wyniku powyżej mediany lub jej równego. Naturalnie porażką będzie wynik poniżej mediany.

Po utworzeniu tabel liczebności warunkowych, obliczona zostanie stopa CPR według następującego wzoru (Brown, Goetzmann 1995: 686):

$$CPR = \frac{WW * LL}{WL * LW}. \quad (3)$$

Wartość stopy CPR równa 1 oznacza, że nie ma powiązania między wynikami funduszy w kolejnych dwóch okresach, gdyż prawdopodobieństwo znalezienia się w gronie zwycięzców lub przegranych w danym okresie, jest takie samo zarówno dla zwycięzców, jak i przegranych z okresu poprzedniego. Jeżeli natomiast stopa CPR przyjmuje wartości wyższe od 1, sugeruje to występowanie powtarzalności, gdyż dominują wówczas fundusze, które pozostały w danym okresie w tej samej grupie (zwycięzców lub przegranych), co w poprzednim okresie. Wartość stopy mniejsza od 1 może natomiast sugerować występowanie zjawiska polegającego na osiągnięciu słabych wyników po dobrych i na odwrót.

W dużych próbach z niezależnymi obserwacjami możemy oszacować błąd standardowy logarytmu naturalnego stopy CPR oraz na jego podstawie wartość statystyki Z , zgodnie ze wzorami (4) i (5) (Brown, Goetzmann 1995):

$$\sigma_{\ln CPR} = \sqrt{\frac{1}{WW} + \frac{1}{WL} + \frac{1}{LW} + \frac{1}{LL}} \quad (4)$$

$$Z = \frac{\ln CPR}{\sigma_{\ln CPR}}. \quad (5)$$

Statystyka Z ma rozkład asymptotycznie normalny. Powtarzalność wyników w badanej próbie występuje, jeżeli wartość statystyki Z obliczona na podstawie próby jest wyższa od wartości krytycznej przy danym poziomie istotności (Jackowicz 2006: 12). Znak przy istotnej statystycznie wartości statystyki Z informuje nas z kolei o naturze zjawiska powtarzalności. Wartość dodatnia mówi nam o występowaniu tendencji do osiągania sukcesów (porażek) po uprzednim sukcesie (porażce). Wartość ujemna oznacza natomiast występowanie tendencji do odwracania wyników, czyli przechodzenia z grupy zwycięzców do przegranych i na odwrót.

3.4.2. Jądro stochastyczne

Metodę jądra stochastycznego oraz jej zastosowanie w badaniu powtarzalności wyników opisują m.in. M. Agostino, L. Leonia i F. Trivieri (2005) oraz K. Jackowicz i Ł. Kozłowski (2008). Jądro stochastyczne jest formą macierzy reprezentującej prawdopodobieństwa przejść w przestrzeni ciągłej przy założeniu nieskończonej liczby stanów, w których może znaleźć się proces stochastyczny. Pokazuje ono prawdopodobieństwo znalezienia się w określonym stanie w momencie $t + s$, jeżeli proces stochastyczny znalazł się w pewnym stanie w momencie t . Jeżeli przez $X(t)$ oraz $X(t + 1)$ oznaczymy stany, w jakich znalazł się w następujących po sobie okresach proces stochastyczny, to wówczas estymator funkcji gęstości jądra stochastycznego przyjmuje postać:

$$\hat{f}(x(t+1)|x(t)) = \hat{g}(x(t), x(t+1)) / \hat{h}(x(t)), \quad (6)$$

przy czym \hat{g} i \hat{h} są estymatorami funkcji gęstości odpowiednio rozkładu zmiennej $(X(t), X(t + 1))$ oraz rozkładu zmiennej $X(t)$. Estymatory te możemy zapisać następująco:

$$\hat{g}(x(t), x(t+1)) = \frac{1}{nab} \sum_{i=1}^n K_2 \left(\left(\frac{|x(t) - x_i(t)|}{a} \right) \left(\frac{|x(t+1) - x_i(t+1)|}{b} \right) \right) \quad (7)$$

$$\hat{h}(x(t)) = \frac{1}{na} \sum_{i=1}^n K_1 \left(\frac{|x(t) - x_i(t)|}{a} \right) \quad (8)$$

K_1 i K_2 są funkcjami gęstości odpowiednio wybranego jednowymiarowego rozkładu prawdopodobieństwa oraz wybranego dwuwymiarowego rozkładu prawdopodobieństwa, natomiast a i b są szerokościami pasma (Jackowicz, Kozłowski 2008: 327-328). Tak jak w pracy K. Jackowicza i Ł. Kozłowskiego, w poniższym badaniu wykorzystywane są funkcje gęstości standardowych: jedno- i wielowymiarowego rozkładu normalnego.

W celu sprawdzenia występowania powtarzalności wyników, dokonuje się rzutu wartości jądra na płaszczyznę. Istotne jest położenie masy jądra względem linii nachylonej pod kątem 45 stopni w stosunku do osi odciętych. Położenie jądra wzdłuż tej linii oznacza, że podmioty, które osiągały wysoką relatywną stopę zwrotu w jednym okresie, uzyskują również relatywnie wysoką stopę w kolejnym okresie. Świadczy to o występowaniu powtarzalności. Jeżeli następuje obrót masy jądra w kierunku przeciwnym do ruchu wskazówek zegara, zwiększa się prawdopodobieństwo wystąpienia porażki po sukcesie lub sukcesu po porażce. Jądro stochastyczne może również charakteryzować się występowaniem kilku maksimów lokalnych. Oznacza to polaryzację wyników badanych podmiotów.

3.4.3. Regresja rankingów percentylowych

Regresja rankingów percentylowych należy do metod parametrycznych. Wykorzystali ją m.in. L. Collinet i C. Firer (2003). W metodzie tej w każdym okresie tworzymy rankingi funduszy, porządkując je według następującej miary:

$$RP_{i,t} = \frac{Y_{i,t} - Y_{\min,t}}{Y_{\max,t} - Y_{\min,t}}, \quad (9)$$

gdzie:

$Y_{i,t}$ – stopa zwrotu funduszu i w okresie t ,

$Y_{\min,t}$ – najmniejsza stopa zwrotu wśród badanej grupy funduszy w okresie t ,

$Y_{\max,t}$ – największa stopa zwrotu wśród badanej grupy funduszy w okresie t .

Miara określona wzorem (9) pokazuje nam zatem, w którym miejscu w przedziale między najniższą a najwyższą stopą zwrotu, zaobserwowaną w danym okresie, znajduje się określony fundusz.

Po nadaniu rankingów percentylowych dokonuje się regresji otrzymanych miar z danego okresu względem okresu poprzedniego, zgodnie równaniem (10):

$$RP_{i,t} = \alpha + \beta * RP_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}. \quad (10)$$

Dodatni, statystycznie istotny współczynnik regresji (β) oznacza, że istnieje dodatnia korelacja między rankingami w kolejnych dwóch okresach, czyli pojawia się tendencja do osiągania przez fundusze po okresie dobrych (złych) względnych rezultatów, również korzystnych (niekorzystnych) w okresie kolejnym. Jest to zatem dowód na występowanie powtarzalności wyników. Statystycznie istotny, ujemny współczynnik regresji świadczy natomiast o odwracaniu wyników. Gdy

β jest statystycznie nieistotna, wówczas nie występuje zjawisko powtarzalności, a wyniki funduszy w kolejnych okresach nie są ze sobą powiązane.

4. Rezultaty badawcze

W podrozdziale tym zostaną przedstawione rezultaty badania występowania zjawiska powtarzalności odrębnie dla każdej z wykorzystanych metod. Tabele 1–8 prezentują wyniki uzyskane za pomocą stopy CPR, rysunki 1–4 dotyczą jądra stochastycznego a tabele 9–12 regresji rankingów percentylowych.

4.1. Stopa CPR

W tabelach 1 i 3 zestawiono liczebności poszczególnych grup funduszy (WW, LW, WL i LL), jakie uzyskano, obliczając stopy CPR przy wykorzystaniu prostej stopy zwrotu jako miary wyniku dla odpowiednio półrocznych i rocznych okresów. Tabele 2 i 4 zawierają natomiast wartości stopy CPR i statystyki Z . Uzyskane rezultaty pokazują, że dla półrocznych interwałów czasowych w większości podokresów oraz dla całej próby najliczniejsze były grupy WW i LL, czyli funduszy, które w jednym okresie osiągały dobre (słabe) wyniki, w kolejnym uzyskiwały podobne. Nie we wszystkich jednak podokresach dominacja była wyraźna, w niektórych występowało także odwrócenie wyników. Dokładniejszą interpretację uzyskamy po analizie tabeli 2. Przy wartości krytycznej statystyki Z na poziomie 1,96 dla 5% poziomu istotności i 2,58 dla 1% poziomu istotności, stwierdzić możemy, że powtarzalność wyników wystąpiła w okresach II 2001–I 2003; II 2003–I 2004; II 2005–I 2006; I 2007–I 2008 dla 1% poziomu istotności oraz dodatkowo w okresie II 2004–I 2005 dla 5% poziomu. Statystyka Z była ponadto dodatnia i statystycznie istotna dla całej próby na poziomie istotności 1%. W okresach I 2005–II 2005; I 2006–II 2006; I 2008–II 2008 (1% poziom istotności) oraz w okresie I 2001–II 2001 (5% poziom istotności) wystąpiło odwrócenie wyników. Warto zauważyć, że w okresach, w których wystąpiło odwrócenie wyników, dochodziło często do odwrócenia kierunku zmian stóp procentowych. Tak było w roku 2001 i 2005, podczas gdy w 2006 roku stopy procentowe pozostawały względnie stabilne. W latach 2007–2008 doszło do zawirowań na rynku instrumentów dłużnych spowodowanych światowym kryzysem finansowym, co przełożyło się także na wzrost zmienności stóp procentowych. Również w roku 2004 nastąpiło czasowe odwrócenie kierunku zmian stóp procentowych. Statystyka Z przyjęła dla tego okresu wartość ujemną ze względu na dominację grup LW i WL, okazała się jednak statystycznie nieistotna.

Tabela 1. Liczebności warunkowe w półrocznych podokresach (prosta stopa zwrotu)

Prosta stopa zwrotu				
Okres	WW	WL	LW	LL
I 2000–II 2000	7	3	3	6
udział %	36,84%	15,79%	15,79%	31,58%
II 2000–I 2001	5	5	4	5
udział %	26,32%	26%	21%	26%
I 2001–II 2001	4	8	10	1
udział %	17,39%	34,78%	43,48%	4,35%
II 2001–I 2002	11	4	3	11
udział %	37,93%	13,79%	10,34%	37,93%
I 2002–II 2002	14	2	2	14
udział %	43,75%	6,25%	6,25%	43,75%
II 2002–I 2003	15	4	5	14
udział %	39,47%	10,53%	13,16%	36,84%
I 2003–II 2003	7	15	13	8
udział %	16,28%	34,88%	30,23%	18,60%
II 2003–I 2004	19	4	5	18
udział %	41,30%	8,70%	10,87%	39,13%
I 2004–II 2004	12	14	15	11
udział %	23,08%	26,92%	28,85%	21,15%
II 2004–I 2005	20	11	10	19
udział %	33,33%	18,33%	16,67%	31,67%
I 2005–II 2005	9	23	22	9
udział %	14,29%	36,51%	34,92%	14,29%
II 2005–I 2006	22	10	7	23
udział %	35,48%	16,13%	11,29%	37,10%
I 2006–II 2006	10	26	25	10
udział %	14,08%	36,62%	35,21%	14,08%
II 2006–I 2007	19	18	17	17
udział %	26,76%	25,35%	23,94%	23,94%
I 2007–II 2007	29	6	4	28
udział %	43,28%	8,96%	5,97%	41,79%
II 2007–I 2008	31	6	7	29
udział %	42,47%	8,22%	9,59%	39,73%

Prosta stopa zwrotu				
Okres	WW	WL	LW	LL
I 2008–II 2008	9	31	30	8
udział %	11,54%	39,74%	38,46%	10,26%
Cała próba	243	190	182	231
udział %	28,72%	22,46%	21,51%	27,30%

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2. Wartości stopy CPR i statystyki Z dla półrocznych podokresów (prosta stopa zwrotu)

Prosta stopa zwrotu		
Okres	CPR	Z
I 2000–II 2000	4,67	1,56
II 2000–I 2001	1,25	0,24
I 2001–II 2001	0,05	-2,47
II 2001–I 2002	10,08	2,64
I 2002–II 2002	49,00	3,64
II 2002–I 2003	10,50	3,07
I 2003–II 2003	0,29	-1,95
II 2003–I 2004	17,10	3,80
I 2004–II 2004	0,63	-0,83
II 2004–I 2005	3,45	2,29
I 2005–II 2005	0,16	-3,28
II 2005–I 2006	7,23	3,43
I 2006–II 2006	0,15	-3,55
II 2006–I 2007	1,06	0,11
I 2007–II 2007	33,83	5,05
II 2007–I 2008	21,40	4,99
I 2008–II 2008	0,08	-4,66
Cała próba	1,62	3,50

Źródło: obliczenia własne.

Dużo słabszych dowodów na występowanie powtarzalności dostarczają badania dotyczące rocznych okresów. Tabele 3 i 4 pokazują, że powtarzalność wystąpiła jedynie w okresie 2004–2006 (1% poziom istotności). Brakuje również dowodów

jej występowania dla całej próby. W okresach 2002–2003 i 2007–2008 statystyka Z była natomiast ujemna i statystycznie istotna na poziomie 1%, co oznacza, że nastąpiło odwrócenie wyników. Powyższe rezultaty pokazują, że dla prostej stopy zwrotu powtarzalność wyników ma charakter głównie krótkoterminowy. W dłuższym terminie nie można również wiązać zjawiska odwrócenia wyników ze zmianami trendu stóp procentowych. Wystąpiło ono natomiast przy zawirowaniach na rynkach finansowych, co wiązało się zapewne ze zmianami ratingów wielu serii instrumentów dłużnych emitowanych przez podmioty zarówno finansowe, jak i niefinansowe. Pociągało to za sobą naturalnie zmiany premii za ryzyko kredytowe. Należy jednak podkreślić, że zarówno dla półrocznych, jak i rocznych podokresów, wyniki dla początkowych lat horyzontu badania należy traktować z dużą ostrożnością ze względu na niewielką liczebność próby.

Tabela 3. Liczebności warunkowe w rocznych podokresach (prosta stopa zwrotu)

Prosta stopa zwrotu				
Okres	WW	WL	LW	LL
2000–2001	7	3	4	5
udział %	36,84%	15,79%	21,05%	26,32%
2001–2002	6	6	6	5
udział %	26,09%	26,09%	26,09%	21,74%
2002–2003	3	13	12	4
udział %	9,38%	40,63%	37,50%	12,50%
2003–2004	10	12	14	7
udział %	23,26%	27,91%	32,56%	16,28%
2004–2005	18	7	8	17
udział %	36,00%	14,00%	16,00%	34,00%
2005–2006	21	9	9	20
udział %	35,59%	15,25%	15,25%	33,90%
2006–2007	21	9	9	20
udział %	35,59%	15,25%	15,25%	33,90%
2007–2008	9	25	25	7
udział %	13,64%	37,88%	37,88%	10,61%
Cała próba	95	88	89	81
udział %	26,91%	24,93%	25,21%	22,95%

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4. Wartości stopy CPR i statystyki Z dla rocznych podokresów (prosta stopa zwrotu)

Prosta stopa zwrotu		
Okres	CPR	Z
2000–2001	2,92	1,11
2001–2002	0,83	-0,22
2002–2003	0,08	-2,97
2003–2004	0,42	-1,39
2004–2005	5,46	2,75
2005–2006	5,19	2,91
2006–2007	2,35	1,62
2007–2008	0,10	-3,97
Cała próba	0,98	-0,08

Źródło: obliczenia własne.

Tabele 5–8 przedstawiają rezultaty badania w sposób analogiczny, jak powyżej, przy wykorzystaniu wskaźnika Sharpe’a jako miary wyników. Dla początkowych okresów należy je ponownie traktować i interpretować ostrożnie ze względu na niską liczebność próby. Dla wskaźnika Sharpe’a i półrocznych podokresów uzyskano mocne dowody występowania powtarzalności wyników. Statystyka Z przyjmowała dodatnie, statystycznie istotne wartości na poziomie 1% w następujących okresach: I 2001–I 2002; I 2003–II 2003; I 2004–II 2008 oraz dla całej próby. Dla okresów II 2000–I 2001; I 2002–I 2003 oraz II 2003–I 2004 nie można oszacować stopy CPR i wartości statystyki Z ze względu na zerową liczebność grup WL lub LW. Można jednak stwierdzić, opierając się na liczebnościach warunkowych, że w okresach tych wystąpiła silna powtarzalność.

Tabela 5. Liczebności warunkowe w półrocznych podokresach (wskaźnik Sharpe’a)

Wskaźnik Sharpe’a				
Okres	WW	WL	LW	LL
I 2000–II 2000	7	3	3	6
udział %	36,84%	15,79%	15,79%	31,58%
II 2000–I 2001	10	0	1	8
udział %	52,63%	0%	5%	42%
I 2001–II 2001	10	2	2	9
udział %	43,48%	8,70%	8,70%	39,13%

Wskaźnik Sharpe'a				
Okres	WW	WL	LW	LL
II 2001–I 2002	13	2	1	13
udział %	44,83%	6,90%	3,45%	44,83%
I 2002–II 2002	16	0	0	16
udział %	50,00%	0,00%	0,00%	50,00%
II 2002–I 2003	19	0	1	18
udział %	50,00%	0,00%	2,63%	47,37%
I 2003–II 2003	19	3	2	19
udział %	44,19%	6,98%	4,65%	44,19%
II 2003–I 2004	21	2	0	23
udział %	45,65%	4,35%	0,00%	50,00%
I 2004–II 2004	25	1	3	23
udział %	48,08%	1,92%	5,77%	44,23%
II 2004–I 2005	26	5	4	25
udział %	43,33%	8,33%	6,67%	41,67%
I 2005–II 2005	27	5	6	25
udział %	42,86%	7,94%	9,52%	39,68%
II 2005–I 2006	25	6	5	26
udział %	40,32%	9,68%	8,06%	41,94%
I 2006–II 2006	32	3	5	31
udział %	45,07%	4,23%	7,04%	43,66%
II 2006–I 2007	31	4	5	31
udział %	43,66%	5,63%	7,04%	43,66%
I 2007–II 2007	29	4	4	30
udział %	43,28%	5,97%	5,97%	44,78%
II 2007–I 2008	32	5	5	31
udział %	43,84%	6,85%	6,85%	42,47%
I 2008–II 2008	34	5	6	33
udział %	43,59%	6,41%	7,69%	42,31%
Cała próba	376	50	53	367
udział %	44,44%	5,91%	6,26%	43,38%

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 6. Wartości stopy CPR i statystyki Z dla półrocznych podokresów (wskaźnik Sharpe'a)

Wskaźnik Sharpe'a		
Okres	CPR	Z
I 2000–II 2000	4,67	1,56
II 2000–I 2001	Bmw*	Bmw*
I 2001–II 2001	22,50	2,83
II 2001–I 2002	84,50	3,45
I 2002–II 2002	Bmw*	Bmw*
II 2002–I 2003	Bmw*	Bmw*
I 2003–II 2003	60,17	4,23
II 2003–I 2004	Bmw*	Bmw*
I 2004–II 2004	191,67	4,42
II 2004–I 2005	32,50	4,79
I 2005–II 2005	22,50	4,67
II 2005–I 2006	21,67	4,61
I 2006–II 2006	66,13	5,43
II 2006–I 2007	48,05	5,40
I 2007–II 2007	54,38	5,30
II 2007–I 2008	39,68	5,41
I 2008–II 2008	37,40	5,55
Cała próba	52,07	18,79

* Bmw – brak możliwości wyliczenia

Źródło: obliczenia własne.

Rezultaty dla rocznych podokresów, zawarte w tabelach 7–8, potwierdzają występowanie powtarzalności również w dłuższym okresie, aczkolwiek uzyskane dowody są słabsze niż dla podokresów półrocznych. Przy poziomie istotności 1%, statystyka Z była dodatnia i statystycznie istotna w okresie 2004–2007 oraz dla całej próby, a także na poziomie 5% w okresach 2003–2004 i 2007–2008. Występowanie długookresowej powtarzalności przede wszystkim w drugiej połowie analizowanego okresu wiązać się może z jednej strony ze wspomnianą niską liczebnością próby w początkowych podokresach, z drugiej natomiast ze względną stabilnością stóp procentowych od połowy 2003 roku w porównaniu z latami wcześniejszymi. Słabsze dowody uzyskano także dla okresu, w którym wystąpił wspomniany już kryzys finansowy. Przy tej oraz następnym metodach badawczych, należy podkreślić, że rezultaty uzyskane dla rocznego wskaźnika

Sharpe'a są zdecydowanie bardziej wiarygodne niż dla półrocznego. Wynika to z tego, że ten drugi należy ostrożnie interpretować, jak już wspomniałem, ze względu małą liczbę obserwacji, na podstawie których szacowane są odchylenia standardowe stóp zwrotu.

Tabela 7. Liczebności warunkowe w rocznych podokresach (wskaźnik Sharpe'a)

Wskaźnik Sharpe'a				
Okres	WW	WL	LW	LL
2000–2001	6	4	3	6
udział %	31,58%	21,05%	15,79%	31,58%
2001–2002	4	8	7	4
udział %	17,39%	34,78%	30,43%	17,39%
2002–2003	10	6	8	8
udział %	31,25%	18,75%	25,00%	25,00%
2003–2004	15	7	7	14
udział %	34,88%	16,28%	16,28%	32,56%
2004–2005	22	4	3	21
udział %	44,00%	8,00%	6,00%	42,00%
2005–2006	21	9	9	20
udział %	35,59%	15,25%	15,25%	33,90%
2006–2007	21	9	9	20
udział %	35,59%	15,25%	15,25%	33,90%
2007–2008	22	11	12	21
udział %	33,33%	16,67%	18,18%	31,82%
Cała próba	125	56	56	116
udział %	35,41%	15,86%	15,86%	32,86%

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 8. Wartości stopy CPR i statystyki Z dla rocznych podokresów (wskaźnik Sharpe'a)

Wskaźnik Sharpe'a		
Okres	CPR	Z
2000–2001	3,00	1,15
2001–2002	0,29	-1,43
2002–2003	1,67	0,71
2003–2004	4,29	2,24
2004–2005	38,50	4,44
2005–2006	5,19	2,91

Wskaźnik Sharpe'a		
Okres	CPR	Z
2006–2007	11,22	3,97
2007–2008	3,50	2,42
Cała próba	4,62	6,69

Źródło: obliczenia własne.

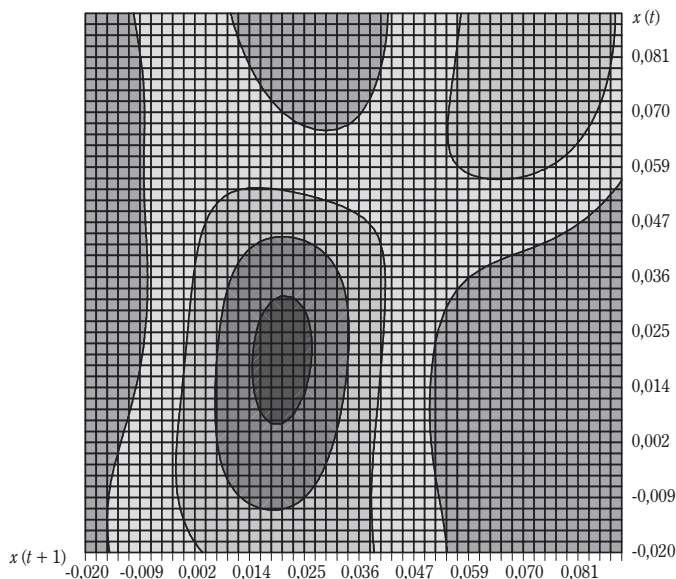
Podsumowując uzyskane za pomocą stopy CPR rezultaty, można stwierdzić, że na poziomie prostej stopy zwrotu występuje powtarzalność jedynie w krótkim okresie (sześciomiesięcznym). Fundusze nie są w stanie utrzymać relatywnie wysokiej stopy zwrotu w okresie rocznym. Potrafią jednak obronić względnie korzystną relację uzyskiwanej przez inwestorów premii za ryzyko do ponoszonego ryzyka, przy czym tendencja ta jest silniejsza dla półrocznych podokresów. Nie można również stwierdzić występowania jednoznacznej relacji między zjawiskiem powtarzalności oraz kształtowaniem się stóp procentowych. Dla obu miar wyników oraz zarówno dla półrocznych, jak i rocznych podokresów nastąpiło natomiast osłabienie tendencji do uzyskiwania w kolejnych okresach korzystnych wyników w czasie, kiedy doszło do ogólnoswiatowego kryzysu finansowego, przy czym fundusze potrafiły w tym okresie utrzymać korzystną relację zysku do ryzyka, nie potrafiły natomiast dokonać tego w przypadku względnej zmiany wartości netto jednostek.

4.2. Jądro stochastyczne

Rzut jądra stochastycznego na płaszczyznę odpowiednio dla półrocznej i rocznej prostej stopy zwrotu został przedstawiony na rysunkach 1 i 2. Na rysunku 1 widać, że jądro stochastyczne dla dolnej i centralnej części rozkładu półrocznej stopy zwrotu jest położone wzdłuż linii prostopadłej w stosunku do osi odciętych. Sytuacja ta oznacza, że stopy zwrotu w danym okresie nie zależą od tego, jakie stopy dochodu fundusze osiągnęły w poprzednim okresie, a więc, że nie występuje zjawisko powtarzalności. Fundusze, które osiągały w jednym okresie niską relatywną stopę zwrotu, potrafiły w kolejnym poprawić wyniki swojej działalności. Nieznaczną krótkookresową powtarzalność stwierdzić można jedynie dla funduszy z górnej części rozkładu. Po osiągnięciu w jednym okresie wysokiej relatywnej stopy zwrotu, fundusze potrafiły generalnie utrzymać ją w kolejnym okresie. Kształt jądra przedstawionego na rysunku 1 wiązać się może z przeplataniami się okresów powtarzalności i odwrócenia wyników. Z tego też powodu

uzyskane rezultaty nie są zbieżne z tymi uzyskanymi za pomocą tabel liczebności warunkowych. Jako drugi ewentualny powód wskazać można dokonywaną przy tabelach liczebności warunkowych dyskretyzację stopy zwrotu, która ma z natury charakter ciągły. Zabiegu tego nie przeprowadza się natomiast w przypadku jądra stochastycznego. Jak wspomniałem, jądro stochastyczne można traktować jako formę macierzy zawierającej prawdopodobieństwa przejść w przestrzeni ciągłej. Przy tabelach liczebności warunkowych bada się przejścia funduszy między grupami o stopach powyżej oraz poniżej mediany. W przeciwieństwie do jądra stochastycznego, nie uwzględnia się zatem zmian relatywnej pozycji wewnątrz każdej z tych grup. Rozbieżność otrzymanych wyników może również wynikać z niehomogenicznej próby poddanej badaniu. W celu uzyskania odpowiedniej liczby obserwacji, jak było wspomniane, w badaniu uwzględnione zostały zarówno fundusze obligacji, jak i rynku pieniężnego.

Rysunek 1. Jądro stochastyczne dla półrocznej prostej stopy zwrotu

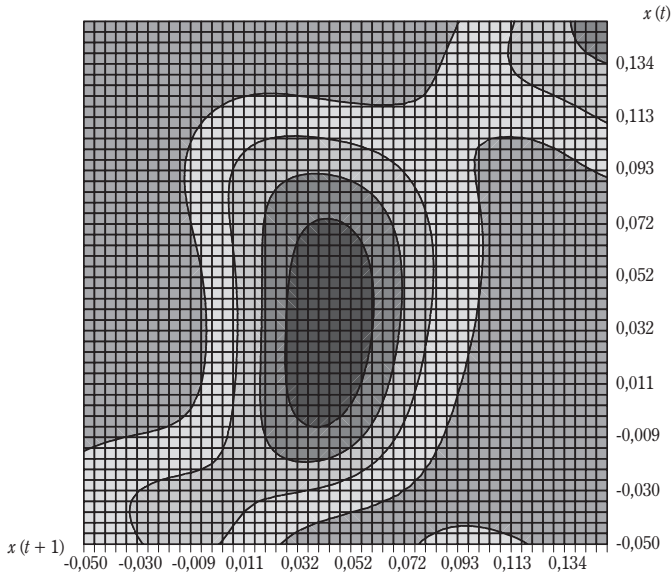


Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 2 przedstawia natomiast wykres jądra stochastycznego dla rocznej prostej stopy zwrotu. Podobnie jak dla okresów półrocznych, tutaj także centralna część rozkładu leży wzdłuż linii prostopadłej w stosunku do osi odciętych. W dłuższym okresie wystąpiła jednak umiarkowana powtarzalność wyników nie tylko w górnej części rozkładu, ale także w dolnej. Oznacza to, że generalnie fundusze, które w jednym okresie osiągnęły bardzo dobre stopy zwrotu, w kolejnym

były w stanie powtórzyć ten sukces. Natomiast fundusze, które w jednym okresie uzyskały bardzo słabe wyniki, w kolejnym nie były zdolne do poprawy. Dla pozostałych podmiotów nie można było prognozować przyszłych stóp zwrotu na podstawie ich przeszłych wyników.

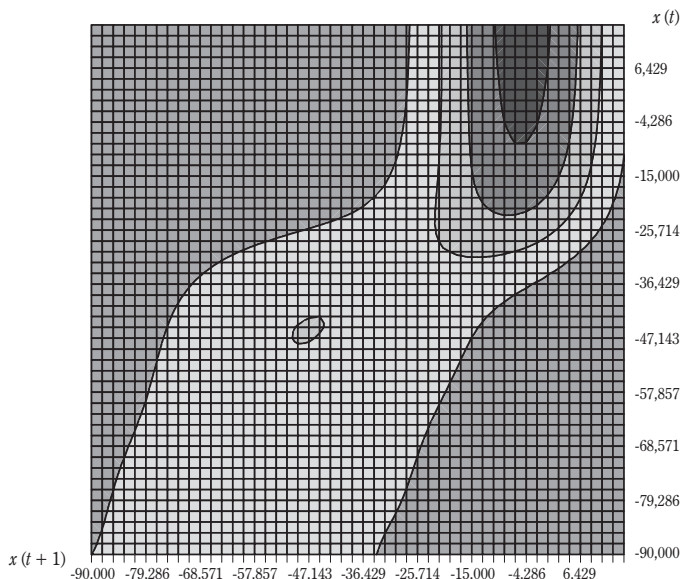
Rysunek 2. Jądro stochastyczne dla rocznej prostej stopy zwrotu



Źródło: opracowanie własne.

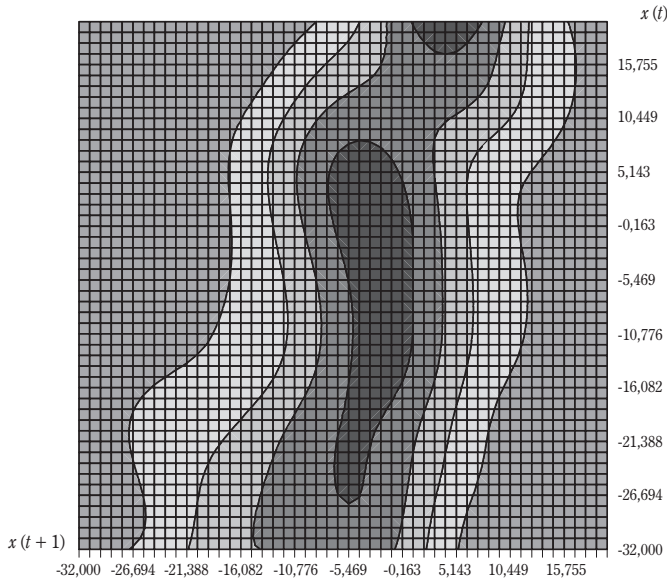
Na rysunkach 3 i 4 przedstawione zostały rezultaty odpowiednio dla półrocznego i rocznego wskaźnika Sharpe'a. Na rysunku 3 widać, że jeżeli przyjmiemy wskaźnik Sharpe'a za miarę wyników, to jądro stochastyczne w dolnej i centralnej części rozkładu ułożone jest wzdłuż linii nachylonej pod kątem 45 stopni w stosunku do osi odciętych. Mamy tu zatem do czynienia ze zjawiskiem powtarzalności. Fundusze, które charakteryzowały się niskimi wskaźnikami w jednym okresie, w kolejnym nie potrafiły poprawić efektywności swojej działalności. Te fundusze, które z kolei osiągały wskaźniki Sharpe'a na przeciętnych poziomach, w kolejnych okresach również pozostawały generalnie w tej samej części rozkładu. Brak powtarzalności stwierdzić można jedynie dla funduszy z górnej części rozkładu, w której grzbiet jądra stochastycznego położony jest prostopadle do osi odciętych. Oznacza to, że fundusze nie potrafią w krótkim terminie utrzymać korzystnej w stosunku do całej próby relacji oferowanej inwestorom premii za ryzyko do ponoszonego przez nich ryzyka.

Rysunek 3. Jądro stochastyczne dla półrocznego wskaźnika Sharpe'a



Źródło: opracowanie własne.

Inaczej sytuacja wygląda natomiast dla rocznego wskaźnika Sharpe'a. Na rysunku 4 widać, że dla całego rozkładu jądro stochastyczne jest zrotowane w kierunku przeciwnym do ruchu wskazówek zegara. Oznacza to, że w dłuższym terminie wśród badanych funduszy prawie nie występuje zjawisko powtarzalności dla wskaźnika Sharpe'a. Fundusze, które osiągały słabą, w porównaniu do pozostałych podmiotów, relację dochodu do ryzyka, w kolejnych potrafiły poprawić wyniki swojej działalności. Fundusze, które natomiast w jednym okresie osiągały wysokie wartości wskaźnika Sharpe'a, w kolejnym nie dawały rady powtórzyć tego sukcesu. Dużą rozbieżność rezultatów uzyskanych za pomocą dwóch, przedstawionych dotychczas metod na poziomie wskaźnika Sharpe'a wytłumaczyć można wspomnianym już przekształcaniem ciągłej stopy zwrotu w zmienną dyskretną przy tabelach liczebności warunkowych. Za prawdziwością tej tezy przemawia fakt, że dla wskaźnika Sharpe'a nie zaobserwowano przeplatania się okresów występowania zjawisk powtarzalności i odwrócenia wyników. Obserwowane, prostopadłe w stosunku do osi odciętych, odcinki jądra stochastycznego mogą być także wynikiem niehomogenicznej próby.

Rysunek 4. Jądro stochastyczne dla rocznego wskaźnika Sharpe'a

Źródło: opracowanie własne.

Podsumowując powyższe rezultaty, można stwierdzić, że za pomocą metody estymacji jądra stochastycznego uzyskano słabe dowody występowania powtarzalności wśród badanej grupy funduszy dłużnych papierów wartościowych. Krótkookresowa powtarzalność wyników wystąpiła w górnej części rozkładu dla prostej stopy zwrotu oraz w dolnej i centralnej części dla wskaźnika Sharpe'a. W rocznym terminie jedynie dla funduszy z krańców rozkładu prostej stopy zwrotu znaleziono dowody tendencji do powtarzania sukcesów lub porażek. Metoda jądra stochastycznego nie potwierdziła zatem wniosków wyciągniętych dla stopy CPR o tym, że powtarzalność wyników ma charakter przede wszystkim krótkoterminowy i jest znacznie silniejsza, gdy za miarę wyników przyjmiemy wskaźnik Sharpe'a. Wiązać się jednak może to z dyskretyzacją stopy zwrotu przy tabelach liczebności warunkowych, faktem, że jądro stochastyczne bada powtarzalność w całym okresie oraz z niehomogenicznym charakterem badanej próby.

4.3. Regresja rankingów percentylowych

Ostatnią z zastosowanych metod była parametryczna metoda regresji rankingów percentylowych. Rezultaty dla prostej stopy zwrotu przedstawione zostały w tabelach 9–10. W tabeli 9 widać, że dla półrocznej prostej stopy zwrotu, współczynnik regresji β modelu (10) był dodatni i statystycznie istotny na poziomie 1%,

a co jest z tym związane, wystąpiło zjawisko powtarzalności w następujących podokresach: I 2002–II 2002, I 2004–II 2004 oraz II 2006–I 2008. Dowody na występowanie powtarzalności wyników uzyskano także dla całej próby. W okresach II 2004–I 2005, I 2008–II 2008 (1% poziom istotności) oraz I 2001–II 2001 (5% poziom istotności) współczynnik regresji był statystycznie istotny, ale ujemny. Mieliśmy zatem wówczas do czynienia z odwróceniem wyników.

Tabela 9. Regresja rankingów percentylowych dla półrocznej prostej stopy zwrotu

Prosta stopa zwrotu			
Okres	Liczba obserwacji	Współczynnik regresji β modelu (10)	Statystyka t
I 2000–II 2000	19	-0,18	-0,88
II 2000–I 2001	19	0,42	1,80
I 2001–II 2001	23	-0,20	-2,69
II 2001–I 2002	29	0,12	0,57
I 2002–II 2002	32	0,63	4,88
II 2002–I 2003	38	-0,23	-1,26
I 2003–II 2003	43	0,29	1,99
II 2003–I 2004	46	0,20	1,22
I 2004–II 2004	52	0,56	5,83
II 2004–I 2005	60	-0,46	-4,98
I 2005–II 2005	63	-0,10	-1,16
II 2005–I 2006	62	-0,08	-0,68
I 2006–II 2006	71	-0,06	-0,36
II 2006–I 2007	71	0,45	9,03
I 2007–II 2007	67	0,79	4,01
II 2007–I 2008	73	0,90	26,85
I 2008–II 2008	78	-0,40	-5,40
Cała próba	846	0,11	3,50

Źródło: obliczenia własne.

Dla rocznych okresów (tabela 10) nie uzyskano już tak silnych dowodów występowania powtarzalności i odwracania wyników. Zjawisko kontynuowania sukcesów i porażek miało miejsce jedynie w okresie 2006–2007. W latach 2003–2004 doszło natomiast do odwrócenia wyników. W obu tych podokresach współczynniki regresji β modelu (10) były statystycznie istotne na poziomie 1%.

Rezultaty otrzymane za pomocą regresji rankingów percentylowych dla prostej stopy zwrotu są zbliżone do tych uzyskanych przy wykorzystaniu stopy CPR. Podobnie jak przy stopie CPR, tutaj także otrzymaliśmy dowody na występowanie powtarzalności wyników jedynie w krótszym, sześciomiesięcznym okresie. Do odwrócenia wyników doszło natomiast również w trakcie kryzysu finansowego oraz po zmianie trendu stóp procentowych.

Tabela 10. Regresja rankingów percentylowych dla rocznej prostej stopy zwrotu

Prosta stopa zwrotu			
Okres	Liczba obserwacji	Współczynnik regresji β modelu (10)	Statystyka t
2000–2001	19	0,37	2,02
2001–2002	23	0,11	0,74
2002–2003	32	0,11	0,64
2003–2004	43	-0,59	-4,03
2004–2005	50	0,07	0,82
2005–2006	59	0,04	0,42
2006–2007	61	1,34	11,90
2007–2008	66	-0,14	-1,65
Cała próba	353	-0,06	-1,18

Źródło: obliczenia własne.

Bardzo podobne wyniki jak przy stopie CPR, uzyskano także dla półrocznych i rocznych wskaźników Sharpe'a. Tabela 11 przedstawia otrzymane rezultaty dla półrocznych wskaźników. Współczynniki regresji β modelu (10) były dodatnie i statystycznie istotne we wszystkich podokresach oraz dla całej próby. Oznacza to, że występowała bardzo silna tendencja do sukcesywnego powtarzania przez badaną grupę funduszy w kolejnych okresach sukcesów i porażek. Wyniki te należy jednak, jak to już było wspomniane, traktować z dużą ostrożnością ze względu na małą liczbę stóp zwrotu użytych przy szacowaniu odchylenia standardowego. Również w pierwszych podokresach liczebność próby funduszy była mała, przez co ciężko wyciągnąć dla nich jednoznaczne i niepodważalne wnioski. Tabela 12 potwierdza natomiast występowanie powtarzalności dla wskaźnika Sharpe'a także w dłuższym okresie. Z powtarzaniem sukcesów i porażek mieliśmy do czynienia w latach 2004–2008 na poziomie istotności 1%, oraz w okresie 2003–2004 dla 5% poziomu istotności. Również dla całej próby współczynnik regresji okazał się dodatni i statystycznie istotny na poziomie 1%. Brak powta-

rzalności w pierwszych podokresach dla rocznych wskaźników Sharpe'a wynikać może, podobnie jak dla stopy CPR, z niskiej liczebności próby.

Tabela 11. Regresja rankingów percentylowych dla półrocznego wskaźnika Sharpe'a

Wskaźnik Sharpe'a			
Okres	Liczba obserwacji	Współczynnik regresji β modelu (10)	Statystyka t
I 2000–II 2000	19	0,60	2,96
II 2000–I 2001	19	0,74	4,79
I 2001–II 2001	23	0,67	3,41
II 2001–I 2002	29	0,76	8,28
I 2002–II 2002	32	0,86	13,53
II 2002–I 2003	38	0,57	6,69
I 2003–II 2003	43	0,85	6,20
II 2003–I 2004	46	0,81	12,68
I 2004–II 2004	52	0,69	9,97
II 2004–I 2005	60	0,85	7,13
I 2005–II 2005	63	0,52	10,83
II 2005–I 2006	62	1,05	18,51
I 2006–II 2006	71	0,71	13,97
II 2006–I 2007	71	0,72	8,02
I 2007–II 2007	67	0,99	11,39
II 2007–I 2008	73	0,52	8,25
I 2008–II 2008	78	0,56	8,58
Cała próba	846	0,75	35,58

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 12. Regresja rankingów percentylowych dla rocznego wskaźnika Sharpe'a

Wskaźnik Sharpe'a			
Okres	Liczba obserwacji	Współczynnik regresji β modelu (10)	Statystyka t
2000–2001	19	0,21	1,09
2001–2002	23	-0,08	-0,55
2002–2003	32	0,14	0,96
2003–2004	43	0,33	2,41

Wskaźnik Sharpe'a			
Okres	Liczba obserwacji	Współczynnik regresji β modelu (10)	Statystyka t
2004–2005	50	0,50	6,54
2005–2006	59	0,80	9,17
2006–2007	61	0,86	8,31
2007–2008	66	0,25	2,84
Cała próba	353	0,38	6,82

Źródło: obliczenia własne.

Powyższe tabele pokazują, że za pomocą regresji rankingów percentylowych uzyskano dowody na występowanie powtarzalności wyników w badanej grupie funduszy. Ma ona charakter głównie krótkoterminowy i jest zdecydowanie silniejsza, jeżeli za miarę wyników przyjmiemy wskaźnik Sharpe'a. Rzadko występuje jedynie dla rocznych prostych stóp zwrotu. Dla stopy półrocznej pojawiające się okresowo zjawiska odwrócenia wyników miały miejsce w czasie kryzysu finansowego zapoczątkowanego w 2007 roku oraz w okresach następujących po zmianie trendu stóp procentowych. Rezultaty te są bardzo zbliżone do tych uzyskanych za pomocą stopy CPR.

4.4. Podsumowanie

Do badania powtarzalności wyników polskich funduszy papierów dłużnych wykorzystane zostały dwie metody nieparametryczne: bazująca na tabelach liczebności warunkowych stopa CPR oraz estymacja jądra stochastycznego, a także parametryczna metoda regresji rankingów percentylowych. Rezultaty uzyskane za pomocą stopy CPR oraz regresji rankingów percentylowych okazały się bardzo zbliżone do siebie. Potwierdziły one występowanie powtarzalności wyników w krótszym, sześciomiesięcznym okresie dla prostej stopy zwrotu oraz w krótszym i dłuższym okresie dla wskaźnika Sharpe'a. Odmienne rezultaty otrzymano jedynie przy wykorzystaniu jądra stochastycznego. Wspomniana metoda nie dała silnych dowodów istnienia tendencji do powtarzania w kolejnych okresach sukcesów i porażek. Tendencja ta dla prostej stopy zwrotu występowała generalnie jedynie w krańcach rozkładu, a dla wskaźnika Sharpe'a wyłącznie w krótkim okresie w dolnej i centralnej części rozkładu. Odmienne rezultaty mogą wynikać, jak wspomniałem, z występowania w poszczególnych podokresach zarówno zjawiska powtarzalności, jak i odwrócenia wyników, faktu, że przy estymacji jądra stocha-

stycznego bada się przejścia w przestrzeni ciągłej oraz uwzględnienia w badanej próbie zarówno funduszy obligacji, jak i też rynku pieniężnego.

5. Wnioski końcowe

Dotychczasowe badania nad powtarzalnością wyników funduszy inwestycyjnych koncentrowały się w większym stopniu nad funduszami akcyjnymi, w mniejszym natomiast nad funduszami papierów dłużnych. Brakuje również prac na temat tej drugiej grupy dla podmiotów polskich. Stawiana we wstępie hipoteza o braku powtarzalności wyników wśród polskich funduszy dłużnych papierów wartościowych została zweryfikowana za pomocą trzech metod badawczych: stopy CPR opartej na tabelach liczebności warunkowych, estymacji jądra stochastycznego i regresji rankingów percentylowych. Przyjęto także dwie miary wyników analizowanych podmiotów: prostą stopę zwrotu i wskaźnik Sharpe'a. Badanie oparte zostało na danych z okresu 2000–2008 i obejmowało zarówno fundusze, które istniały przez cały okres analizy, jak i te, które powstały lub zostały rozwiązane bądź przejęte w jego trakcie. Rezultaty uzyskane przy wykorzystaniu stopy CPR i regresji rankingów percentylowych pozwoliły odrzucić hipotezę o braku związku między przeszłymi a przyszłymi wynikami funduszy. Otrzymane dowody w przypadku prostej stopy zwrotu potwierdziły występowanie zjawiska powtarzalności wyników jedynie dla półrocznych podokresów. W dłuższym terminie nie można było zdecydowanie odrzucić stawianej hipotezy. Dla wskaźnika Sharpe'a powtarzalność wystąpiła zarówno w sześciomiesięcznym, jak i rocznym okresie. Oznacza to, że funduszom łatwiej było utrzymać korzystną w stosunku do pozostałej części grupy relację oferowanej inwestorom premii za ryzyko do ponieszonego przez nich ryzyka niż wysoką stopę zwrotu. Jednocześnie funduszom osiągnięciem słabe relatywne wyniki, trudniej było poprawić efektywność działania mierzoną wskaźnikiem Sharpe'a niż prostą stopą zwrotu. Na bazie prostej stopy zwrotu stwierdzono także w niektórych podokresach odwrócenie wyników. Występowało ono w okresach następujących po zmianie trendu stóp procentowych oraz pod koniec okresu analizy, czyli w czasie pojawienia się ogólnosiwiatowego kryzysu finansowego. Powyższe wyniki nie zostały jednak zdecydowanie potwierdzone przez kształty wyestymowanych jąder stochastycznych. Różnica w rezultatach wynikać może z odmiennego traktowania stopy zwrotu przy estymacji jądra stochastycznego, faktu, że metoda ta bada przejścia w całym okresie oraz niehomogenicznej próby. Dla prostej stopy zwrotu przy wykorzystaniu jądra stochastycznego powtarzalność wystąpiła jedynie wśród funduszy o najwyższych wynikach w krótkim okresie oraz zarówno dla tych osiągniętych najwyższe, jak i też najniższe stopy w długim okresie. Na bazie wskaźnika Sharpe'a, tendencja

do uzyskiwania w kolejnych okresach zbliżonych rezultatów pojawiła się jedynie w krótkim okresie dla funduszy uzyskujących najslabsze oraz przeciętne wyniki.

Bibliografia

- Agarwal, V., Naik N.Y. (2000) Multi-Period Performance Persistence Analysis of Hedge Funds. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35, 3, s. 327–342.
- Agostino, M., Leonida, L., Trivieri, F. (2005) Profits persistence and ownership: evidence from the Italian banking sector. *Applied Economics*, 37, s. 1615–1621.
- Balicki, A., Makać, W. (1997) *Metody wnioskowania statystycznego*. Gdańsk: Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego.
- Bers, M. K., Madura, J. (2000a) The Performance Persistence of Closed-End Funds. *The Financial Review*, 35, s. 33–52.
- Bers, M.K., Madura J. (2000b) Why Does Performance Persistence Vary Among Closed-End Funds? *Journal of Financial Services Research*, 17, s. 127–147.
- Brown, S.J., Goetzmann W.N. (1995) Performance Persistence. *Journal of Finance*, Vol. 50, Iss. 2, s. 679–698.
- 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.
- Collinet, L., Firer, C. (2003) Characterising persistence of performance amongst South African general equity unit trusts. *Omega*, Vol. 31, s. 523–538.
- Droms, W.G., Walker D.A. (2006) Performance persistence of fixed income mutual funds. *Journal of Economics and Finance*, 30, 3, s. 347–355.
- Du, D., Huang, Z., Blanchfield, P.J. (2009) Do fixed income mutual fund managers have managerial skills? *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 49, s. 378–397.
- Elton E.J., Gruber M.J., Blake C.R. (1996) The Persistence of Risk-Adjusted Mutual Fund Performance. *Journal of Business*, Vol. 69, No. 2, s. 133–157.
- Haugen, R. (1996) *Teoria nowoczesnego inwestowania*. Warszawa: Wydawnictwo WIG Press.
- Jackowicz, K. (2006) Powtarzalność wyników gospodarowania sektora bankowego w Polsce. *Problemy Zarządzania*, nr 4(14), s. 7-18.
- Jackowicz, K., Kozłowski, Ł. (2008) Analiza dynamiki rozkładów rentowności banków komercyjnych w Polsce z użyciem jądra stochastycznego. *Współczesne Finanse. Stan i perspektywy rozwoju bankowości*. Toruń: Wydawnictwo Naukowe UMK, s. 325–334.
- Philpot, J., Hearsh, 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 & Finance*, Vol. 30, s. 2767–2786.
- Quah, D. (1997) *Empirics for growth and distribution: Stratification, polarization and convergence clubs*. Centre for Economic Performance, Discussion Paper, No. 324.
- Silva, F., Cortez, M.C., Armada M.R. (2005) The Persistence of European Bond Fund Performance: Does Conditioning Information Matter? *International Journal of Business*, 10(4), s. 341–359.

