

*In this paper the analyze the basic characteristics and stability of time series of return rates in OPFs the research a normality and asymmetry in the distribution of rates of return and the verification so called "long memory effect" using the Hurst coefficient is presented the Average Fund Distribution (AFD) measure to calculate the average, global dynamics of value of fund's units is proposed. The influence of the frequency of data on the AFD measure, which describes the results of the whole group of OPFs has been researched.*

## РЕЗЮМЕ

*Целью статьи является обследование основных свойств временных рядов коэффициентов возврата открытых пенсионных фондов (ОПФ) и анализ динамики значений их единиц участия. Исчисления проводились на основе дневных, месячных и квартальных коэффициентов возврата фондов в 1999—2007 гг.*

*В статье проанализировались основные признаки и стабильность временных рядов коэффициентов возврата ОПФ, нормальность и асимметрия распределения коэффициентов возврата, а также проведено обследование так называемого эффекта долгой памяти, измеряемого показателем Хурста. С целью оценки изменений динамики значений единиц участия в общем подходе, по отношению ко всей группе фондов была предложена мера СДФ (Средней Динамики Фондов). Было обследовано, каким образом периодичность данных принятых для анализа влияет на измерение СДФ, определяющее ситуацию всей группы ОПФ.*

**Jan CZEMPAS, Zofia MAJEWSKA**

## **Analiza wyników osiągniętych przez otwarte fundusze inwestycyjne**

---

Z przeprowadzonych dotychczas analiz (Gabryelczyk, 2006; Majewska, 2008) wynika, że dochodowość funduszy inwestycyjnych wpływa na zwiększenie ich aktywów netto. Jednak nie ma żadnej gwarancji, że osiągnięte przez fundusze stopy zwrotu utrzymają się na tym samym poziomie w przyszłości. Utrzymywanie się (persystencja) stóp zwrotu umożliwia ich przewidywanie, co jest niezmiernie istotne z punktu widzenia osiągnięcia ponadprzeciętnych wyni-

ków inwestycyjnych. Zatem stabilność wyników inwestycyjnych powinna być jedną z najważniejszych przesłanek dla inwestorów podejmujących średnio- i długoterminowe decyzje inwestycyjne. Przy długim okresie oszczędzania jednorazowe sukcesy nie mają aż takiego znaczenia, liczy się natomiast zdolność do systematycznego osiągania zysków na wysokim poziomie (powyżej średnich rynkowych). Fundusze, które rzadko zajmują pierwsze czy drugie miejsce w zestawieniach, ale zawsze znajdują się w gronie najlepszych, są wyżej cenione przez świadomych inwestorów niż podmioty, które jednorazowo osiągają ponadprzeciętne wyniki inwestycyjne. Jednak należy mieć też na uwadze, że nawet te podmioty, które osiągają najbardziej stabilne wyniki, czyli w różnych okresach równie skutecznie pomnażają pieniądze swoich klientów, nie gwarantują, że takie dobre wyniki powtórzą się w kolejnych latach.

Celem artykułu jest próba dokonania analizy osiągania i utrzymywania wysokich pozycji w rankingach stóp zwrotu funduszy inwestycyjnych. Autorzy postawili tezę, że wyniki inwestycyjne funduszu inwestycyjnego charakteryzują się brakiem długotrwałej stabilności.

#### *POMIAR STOPNIA ZGODNOŚCI UPORZĄDKOWAŃ FUNDUSZY INWESTYCYJNYCH W LATACH 1998—2007*

W celu zweryfikowania tezy, że kolejność funduszy w rankingach stóp zwrotu cechował brak stabilności, zastosowano współczynnik korelacji rang Spearmana oraz współczynnik konkordacji Kendalla i Babingtona-Smitha (Steczkowski, Zeliaś, 1997; Czempas, 1991 i 2006; Błaczkowska, Grześkowiak, 2006; Hetmańska, 2005). Badanie dotyczy stopnia stabilności wyników osiąganych przez fundusze (zróznicowanie pozycji rankingowych w latach 1998—2007) ze względu na osiągnięte stopy zwrotu. Dokonano także próby oceny zmian, jakie dokonały się w analizowanym okresie.

Przeprowadzono analizę w kilku etapach: w pierwszej kolejności przedstawiono rezultaty pomiaru skuteczności prognostycznej rozumianej jako zależność rankingu według rocznych stóp zwrotu od rankingu według stóp zwrotu sprzed roku, a następnie zależnie od rankingów sprzed trzech i pięciu lat. Na końcu przeanalizowano, czy kolejność funduszy w rankingach rocznych pozostawała stabilna.

Miarą stopnia zgodności układów porządkowych jest **współczynnik korelacji rang Spearmana**<sup>1</sup> (*Spearman rank correlation coefficient*) oznaczany jako  $R_{xy}^2$ . Jest on wielkością unormowaną w przedziale  $[-1, 1]$ . Swoje graniczne wielkości przyjmuje wtedy, gdy między uporządkowaniami zachodzi pełne podobieństwo ( $R = 1$  oznacza zgodność rangowania w tym samym kierunku) lub też, gdy te

---

<sup>1</sup> Współczynnik ten zwany jest inaczej współczynnikiem korelacji kolejnościowej (Kukuła, 2003).

<sup>2</sup> Może być on utożsamiany ze współczynnikiem korelacji Pearsona, wtedy gdy jednostkowe dane liczbowe obu zmiennych przedstawione zostały w postaci uporządkowanych ciągów numerów zajmowanych pozycji (Luszniewicz, Słaby, 2003).

uporządkowania obiektów są krańcowo przeciwstawne, co oznacza, że występuje pełne podobieństwo, ale przy dokładnym odwróceniu kierunku rangowania ( $R = -1$ ). Wielkość  $R = 0$  oznacza brak zależności między obydwoa uporządkowaniami, czyli brak jakiegokolwiek podobieństwa (Kendall, 1970; Steczkowski, Zeliaś, 1981 i 1997; Sobczyk, 1999).

Współczynnik korelacji rang jest definiowany jako:

$$R_{xy} = 1 - \frac{6 \sum_{j=1}^n d_j^2}{n^3 - n} \quad n > 1 \quad (1)$$

gdzie  $d_j$  jest dodatnią lub ujemną różnicą par numerów dla realizacji  $x_j, y_j$ , przy czym suma kwadratów różnic numerów jest zawarta zawsze w przedziale  $[0, (n^3 - n)/3]$ . Zaletą tej miary (oprócz unormowania) jest proporcjonalność jej zmian (reakcji) w stosunku do zmian sum wartości bezwzględnych różnic między rangami odpowiadającymi pozycjom (miejscom) zajmowanym przez obiekty porównywanych ze sobą układów. Szczególnie cenna jest przydatność omawianego miernika do określania podobieństwa par układów kolejnościowych zarówno w aspekcie czasowym, jak i przestrzennym (tego aspektu tutaj nie analizowano). Może on także służyć do precyzowania stopnia zgodności klasyfikacji otrzymanych w wyniku zastosowania dwóch lub większej liczby metod porządkujących obiekty tworzące określony układ.

Przeciętny stopień zgodności (podobieństwa)  $m$  uporządkowań  $n$  obiektów można zmierzyć współczynnikiem  $r_w$  Kendalla i Babingtona-Smitha (tzw. współczynnikiem uporządkowań wielokrotnych). Jest on stosunkiem sumy kwadratów odchyleń sum rang  $S_i$  od ich średniej arytmetycznej, równej  $m(n+1)/2$ , do sumy tychże kwadratów w przypadku pełnej zgodności. Współczynnik  $r_w$  jest miarą unormowaną w przedziale  $(1/m, 1)^3$ . Wartość  $1/m$  pojawia się wówczas, gdy wystąpi całkowita niezgodność uporządkowań, a staje się równa jedności, gdy uporządkowania są w pełni zgodne. W tym opracowaniu skorzystano z relacji:

$$r_w = \frac{S}{\frac{1}{12} m^2 n (n^2 - 1)} \quad \text{gdzie} \quad S = \sum_{j=1}^n \left\{ R_j - \left[ \frac{m(n+1)}{2} \right] \right\}^2 \quad (2)$$

gdzie:

- $r_w$  — współczynnik uporządkowań wielokrotnych,
- $R_j (j = 1, \dots, n)$  — rangi odpowiadające pozycji zajmowanej przez  $j$ -ty fundusz w rankingu,

---

<sup>3</sup> Wielu autorów, np. cytowani wcześniej J. Steczkowski, A. Zeliaś (1981) przyjmuje, że minimalna wartość, jaką może przyjąć ten współczynnik, jest równa 0.

$n$  — liczba badanych obiektów (funduszy),  
 $m$  — liczba uwzględnionych w badaniu zmiennych (okresów).

A. Góralski (1976) daje następujący opis różnych wartości współczynników siły związku:

- 1)  $r = 0$  — związek nie występuje<sup>4</sup>,
- 2)  $0 < r < 0,1$  — związek jest nikły,
- 3)  $0,1 \leq r < 0,3$  — związek jest słaby,
- 4)  $0,3 \leq r < 0,5$  — związek jest przeciętny,
- 5)  $0,5 \leq r < 0,7$  — związek jest silny (wysoki),
- 6)  $0,7 \leq r < 0,9$  — związek jest bardzo silny (bardzo wysoki),
- 7)  $0,9 \leq r < 1$  — związek jest niemal pełny,
- 8)  $r = 1$  — związek jest pełny.

Zatem, im wyższa jest zgodność uporządkowań cech, tym wyższą wartość przyjmuje współczynnik  $r_w$ .

#### *BADANIE STABILNOŚCI WYNIKÓW FUNDUSZY INWESTYCYJNYCH W LATACH 1998—2007*

Badaniem objęto 101 funduszy inwestycyjnych otwartych i specjalistycznych (oraz ich subfunduszy) działających na polskim rynku kapitałowym w latach 1998—2007, co stanowiło 27% wszystkich funduszy funkcjonujących 31.12.2007 r.<sup>5</sup>. Z analizy wykluczono fundusze zamknięte, ze względu na odmienny charakter wyceny tytułów uczestnictwa. Ponadto analizą nie objęto funduszy zagranicznych akcji i papierów dłużnych oraz funduszy, których nie można było zakwalifikować do podstawowych grup (według klasyfikacji stosowanej przez spółkę Analizy Online we współpracy z Izłą Zarządzających Funduszami i Aktywami, fundusze takie wchodzą w skład grupy „pozostałe”<sup>6</sup>).

Do badań przyjęto zatem:

- 21 funduszy akcji polskich (AKP),
- 13 funduszy zrównoważonych (MIP),
- 21 funduszy stabilnego wzrostu (SWP),
- 24 fundusze polskich papierów dłużnych (PDP),
- 22 fundusze rynku pieniężnego (RPP)<sup>7</sup>.

<sup>4</sup> Dla współczynników  $r_w$ , ta skala ocen powinna zostać nieco zmodyfikowana, skoro minimalna wartość, jaką może on przyjąć, wynosi  $1/m$ .

<sup>5</sup> 31.12.2007 r. działalność operacyjną na polskim rynku prowadziło 377 funduszy inwestycyjnych o łącznych aktywach 135 mld zł.

<sup>6</sup> Por. [www.izbazarzadzajacych.pl](http://www.izbazarzadzajacych.pl) oraz [www.analizy.pl](http://www.analizy.pl).

<sup>7</sup> Charakterystyka poszczególnych grup funduszy przyjętych do analizy w opracowaniu J. Czempasa i Z. Palicy (2007).

Na badane przez autorów pracy fundusze przypada ok. 68% wartości aktywów netto wszystkich funduszy działających w Polsce pod koniec 2007 r.<sup>8</sup> Postawiona przez autorów teza sprowadza się do oceny wpływu osiąganych w przeszłości wyników inwestycyjnych na pozycję osiąganą w rankingu przez fundusze w kolejnych latach. Zmiennymi uwzględnionymi w analizie są stopy zwrotu funduszy wspólnego inwestowania. W celu zbadania poziomu i stabilności wyników funduszy inwestycyjnych w Polsce w pierwszej kolejności dokonano identyfikacji najważniejszych czynników zarówno o charakterze prawnym, jak i ekonomicznym, które kształtowały bądź też w znaczny sposób przyczyniły się do wyników osiąganych przez fundusze inwestycyjne. Istnienie wspomnianych czynników sprawia, że zróżnicowanie stóp zwrotu jest nieuniknione. W poniższej analizie stabilności dokonano próby udzielenia odpowiedzi na pytania:

- Czy istnieje podobieństwo uporządkowań dla każdej pary sąsiednich lat, w których analizowano poziomy badanych zmiennych?
- Jaki jest stopień podobieństwa uporządkowań dla wszystkich lat łącznie (17 przypadków<sup>9</sup>)?
- Czy zaobserwowane zgodności uporządkowań są istotne statystycznie?

Należy zaznaczyć, że w dotychczasowej historii polskiego rynku funduszy inwestycyjnych utrzymywanie się wyników inwestycyjnych funduszy wspólnego inwestowania nie było przedmiotem badań. W krajowej literaturze można znaleźć tylko jedną próbę podjęcia tematu stabilnego utrzymywania się funduszy inwestycyjnych na wysokich pozycjach w rankingach oraz dwie próby zbadania przewidywalności stóp zwrotu.

Pierwsze ze wspomnianych badań zostało przeprowadzone w 2005 r. przez S. Buczka na próbie składającej się z 12 funduszy akcyjnych. Autor udowodnił, że w latach 2001—2004 nawet najlepsi inwestorzy profesjonalni nie byli w stanie osiągać stabilnych ponadprzeciętnych stóp zwrotu. W poszczególnych podokresach zamiast stabilnych i systematycznie uzyskiwanych ponadprzeciętnych stóp zwrotu, miała miejsce duża zmienność relatywnej stopy zwrotu. Z kolei M. Woś (2002) oraz K. Gabryelczyk (2005) zbadali przewidywalność stóp zwrotu funduszy akcyjnych i zrównoważonych działających w Polsce.

Analiza przeprowadzona przez M. Wosia potwierdziła postawioną przez niego tezę o znaczącym wpływie stabilności ryzyka funduszu inwestycyjnego na pewność prognoz dotyczących ich efektywności. Z kolei K. Gabryelczyk szukała odpowiedzi na pytanie, czy na podstawie przeszłych wartości miar Sharpe'a,

---

<sup>8</sup> Fundusze akcyjne (AKP) stanowiły 72,8%, fundusze hybrydowe (MIP oraz SWP) — 89,6%, polskich papierów dłużnych (PDP) — 88%, zaś fundusze rynku pieniężnego (RPP) — 72,8% wartości aktywów netto wszystkich krajowych funduszy należących do danej grupy celów inwestycyjnych i działających na rynku na koniec 2007 r.

<sup>9</sup> Były to fundusze inwestycyjne, które działały przez analizowany okres 1998—2007 i spełniały przyjęte założenia badawcze.

Jensena i Treynora analizowanych funduszy można przewidzieć ich przyszłe stopy zwrotu nieważone ryzykiem (*unadjusted raw returns*), a tym samym możliwość osiągnięcia ponadprzeciętnych stóp zwrotu? Autorka stwierdziła, że przy wykorzystaniu tych miar nie można było przewidzieć wyników inwestycyjnych funduszy akcyjnych i hybrydowych. W większości wypadków otrzymano bowiem niesatysfakcjonujące i nieistotne statystycznie wyniki<sup>10</sup>.

### WYNIKI BADANIA

W celu zbadania przewidywalności wyników funduszy inwestycyjnych w Polsce, na próbie składającej się ze 101 funduszy inwestycyjnych, w pierwszej kolejności przeanalizowano, czy na podstawie historycznych stóp zwrotu można przewidzieć przyszłą dochodowość funduszy. W celu określenia własności prognostycznych przeanalizowano zależności liniowe pomiędzy średnimi stopami zwrotu a tymi stopami z poprzednich okresów. W przypadku analizy opartej na stopach zwrotu współczynnik korelacji rang Spearmana może być interpretowany jako ta część zmienności rankingu według stóp zwrotu, która została wyjaśniona przez ranking sformułowany rok (oraz 3 i 5 lat) wcześniej na bazie stóp zwrotu (Woś, 2002). W tabl. 1 i 2 przedstawiono zależność rankingu według rocznych stóp zwrotu od rankingu według stóp zwrotu sprzed roku, a także sprzed 3 oraz 5 lat<sup>11</sup>. Zdecydowano bowiem, że uszeregowanie i zestawienie stóp zwrotu z takich okresów z przyszłymi wynikami umożliwi analizę siły oraz kierunku związków w krótkim i średnim okresie<sup>12</sup>. Można w ten sposób oszacować, przy użyciu nieparametrycznego testu korelacji rang Spearmana, zdolność do prognozowania przyszłych stóp zwrotu. Dodatkowo przeanalizowano, jaki jest stopień podobieństwa uporządkowań dla wszystkich lat łącznie (czyli przeanalizowano współczynnik korelacji rang Spearmana dla sąsiednich lat w okresie 1998—2007 oraz skrajnych lat tego okresu).

W przypadku zależności między stopami zwrotu a rankingiem według stóp zwrotu sprzed roku, najwięcej istotnych statystycznie powiązań miało miejsce w przypadku funduszy rynku pieniężnego (5) oraz stabilnego wzrostu (4), natomiast najmniej — w odniesieniu do funduszy papierów dłużnych (0).

---

<sup>10</sup> Badając przewidywalność stóp zwrotu funduszy akcji i hybrydowych funkcjonujących w Polsce w latach 1999—2004 autorka posłużyła się rocznymi, dwu- i trzyletnimi wartościami miar efektywności inwestowania funduszy inwestycyjnych, które korelowano z następującymi po nich wartościami stóp zwrotu w ujęciu rocznym (Gabryelczyk, 2006).

<sup>11</sup> Analizując zależność liniową pomiędzy rankingiem według stóp zwrotu a występującym rok, trzy lata, pięć lat później rankingiem według stóp zwrotu nie zastosowano się do sugestii Eltona, Grubera oraz Blake'a, którzy postulowali grupowanie funduszy w portfele decylowe. Przyczyną takiej decyzji była zbyt mała liczba funduszy charakteryzujących się trzyletnią lub pięcioletnią historią (Elton, Gruber, Blake, 1996).

<sup>12</sup> W warunkach polskich pięcioletni okres jest niejednokrotnie traktowany jako długi.

**TABL. 1. WSPÓLCZYNNIKI KORELACJI RANG SPEARMANA — ZALEŻNOŚĆ RANKINGU WEDŁUG ROCZNYCH STÓP ZWROTU OD IDENTYCZNEGO RANKINGU SPRZED ROKU**

Wyszczególnienie	1999/1998	2000/1999	2001/2000	2002/2001	2003/2002	2004/2003	2005/2004	2006/2005	2007/2006	2007/1998
Fundusze:										
akcyjne .....	-0,1429	<b>0,7091</b>	-0,1189	-0,3352	0,2412	0,2363	<b>0,4947</b>	-0,3563	0,1067	0,0857
zrównoważone .....	-0,0857	<b>0,7833</b>	-0,5000	-0,1273	0,2637	0,4549	0,3626	0,4154	0,3890	0,7143
stabilnego wzrostu .....	-0,5000	-1,0000	0,1190	<b>0,6667</b>	<b>0,6014</b>	0,4341	<b>0,5253</b>	0,2592	<b>0,4918</b>	0,5000
papierów dłużnych .....	-0,4000	0,6905	0,2352	0,2794	-0,1246	0,1146	0,3983	0,0757	0,1017	-0,4000
rynku pieniężnego .....	0,5000	<b>0,9000</b>	-0,4857	0,5333	0,3357	<b>0,8142</b>	<b>0,7850</b>	<b>0,6409</b>	<b>0,8871</b>	-0,5000

U w a g a. Pogrubiono wartości istotne statystycznie dla  $\alpha = 0,05$ .  
Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

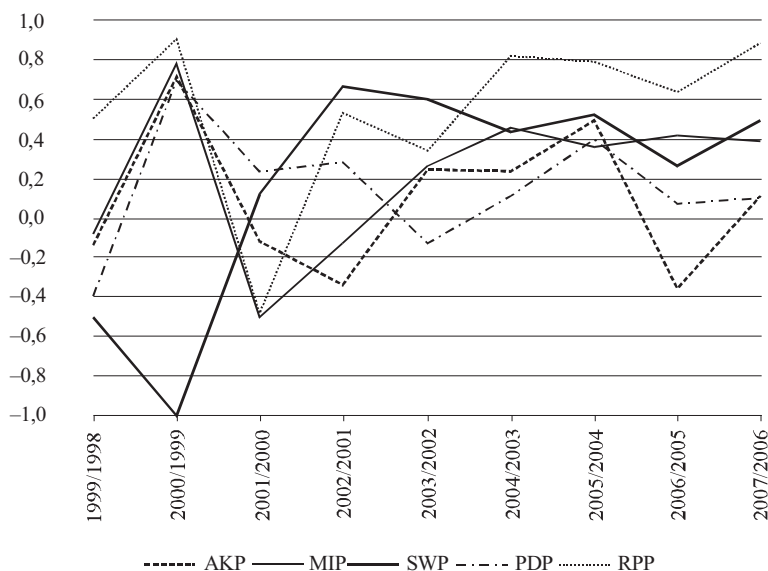
**TABL. 2. WSPÓLCZYNNIKI KORELACJI RANG SPEARMANA — ZALEŻNOŚĆ RANKINGU WEDŁUG ROCZNYCH STÓP ZWROTU OD IDENTYCZNEGO RANKINGU SPRZED 3 ORAZ 5 LAT**

Wyszczególnienie	2001/1998	2002/1999	2003/2000	2004/2001	2005/2002	2006/2003	2007/2004	2003/1998	2004/1999	2005/2000	2006/2001	2007/2002
Fundusze:												
akcyjne .....	-0,0857	-0,5636	0,5245	0,5000	0,2500	0,1434	0,1880	-0,2571	-0,0909	0,44406	0,1374	-0,0971
zrównoważone .....	0,2000	-0,5000	0,0167	-0,0061	-0,1538	0,2967	<b>0,8330</b>	-0,2571	-0,1333	-0,6667	0,1758	0,0330
stabilnego wzrostu .....	1,0000	-0,5000	0,5476	-0,2167	0,3007	0,4148	-0,0372	1,0000	0,5000	-0,4048	-0,1667	0,2727
papierów dłużnych .....	0,8000	-0,8810	<b>0,7319</b>	-0,0941	0,2596	<b>0,5144</b>	-0,0361	0,2000	0,2143	-0,3758	-0,0029	-0,2193
rynku pieniężnego .....	0,5000	-0,8000	-0,2571	-0,1333	0,4685	<b>0,8535</b>	<b>0,4789</b>	-1,0000	0,7000	-0,3143	-0,0500	0,5105

U w a g a. Pogrubiono wartości istotne statystycznie dla  $\alpha = 0,05$ .  
Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Analizując otrzymane współczynniki korelacji rang Spearmana oraz ich poziomy istotności (tabl. 3 i 4) można zaobserwować zależność stopnia przewidywalności stóp zwrotu od ryzyka funduszu (wyjątek stanowiły fundusze polskich papierów dłużnych, gdzie owa zależność nie występowała). Z analizy wynika bowiem, że wraz ze wzrostem ryzyka funduszu spadała przewidywalność stóp zwrotu. W przypadku funduszy akcyjnych stopy zwrotu w latach 2000 i 2005 mogły być wyjaśniane przez ranking sprzed roku (współczynniki korelacji rang Spearmana były dodatnie i wyniosły odpowiednio 0,7091 i 0,4947). W przypadku funduszy stabilnego wzrostu dochodowość w latach 2002 i 2003 oraz 2005 i 2007 można było tłumaczyć rankingiem sformułowanym rok wcześniej (dodatnie wartości współczynników korelacji Spearmana były równe 0,6667 i 0,6014 oraz 0,5253 i 0,4918). W odniesieniu do podmiotów rynku pieniężnego stopy zwrotu w 2000 r. oraz w latach 2004—2007 mogły być wyjaśniane przez rankingi sprzed roku (0,9000, 0,8142, 0,7850 oraz 0,6409 i 0,8871). Na wykresie przedstawiono zmiany współczynników korelacji rang w poszczególnych latach. Zaobserwowano dużą zmienność współczynników Spearmana, co może wskazywać na niewystarczające zdolności prognostyczne zarządzających funduszami inwestycyjnymi w Polsce.

**Wykr. WSPÓŁCZYNNIKI KORELACJI RANG SPEARMANA FUNDUSZY INWESTYCYJNYCH W POLSCE W LATACH 1998—2007**  
(okresy roczne)



Źródło: opracowanie własne.



W analizie dotyczącej współczynników Spearmana dla okresów rocznych można również zaobserwować, że najczęściej istotnych statystycznie powiązań występowało w okresie giełdowej hossy (na 12 występujących powiązań aż 11 miało miejsce podczas hossy). Dodatkowo, rozważając zdolność prognozowania na podstawie rocznych stóp zwrotu można zaobserwować, że wszystkie istotne statystycznie powiązania były dodatnie. Analiza podobieństwa uporządkowań dla wszystkich lat łącznie (1998—2007) wykazała natomiast w 60% powiązania silne, zaś w 40% odpowiednio: słabe — w odniesieniu do funduszy akcyjnych oraz przeciętne — w odniesieniu do funduszy papierów dłużnych. Żadne z tych powiązań nie okazało się istotne statystycznie.

Analiza zależności rankingu według rocznych stóp zwrotu od rankingu według stóp zwrotu sprzed 3 oraz 5 lat wykazała mniej powiązań istotnych statystycznie (odpowiednio 14% oraz 0%). W przypadku rankingu sprzed 3 lat nieznacznie dominowały słabe powiązania dodatnie (63%). Wśród nich tylko 5 okazało się istotnych statystycznie dla  $\alpha = 0,05$  (w 2003 r. i 2000 r. dotyczyły one funduszy z grupy PDP, a w 2006 r. i 2003 r. — funduszy RPP oraz PDP, natomiast w 2007 r. i 2004 r. — funduszy RPP i MIP). Między stopami zwrotu a rankingiem według stóp zwrotu sprzed 5 lat nie zaobserwowano żadnej istotnej statystycznie zależności. Zatem można stwierdzić, że rankingi stóp zwrotu były w bardzo małym stopniu wyjaśniane przez rankingi sformułowane 3 i 5 lat wcześniej, co świadczy o ich niewielkiej przydatności. Oznacza to, że historyczne wyniki analizowanych funduszy mierzone stopami zwrotu na podstawie danych 3- i 5-letnich nie miały praktycznie zastosowania do prognozowania przyszłych stóp zwrotu.

W tabl. 3 i 4 przedstawiono wartości krytyczne dla  $\alpha = 0,05$  oraz  $n$  stopni swobody, jak również poziom istotności obserwowanych zależności. Testując hipotezy o istotności współczynnika korelacji rang Spearmana posłużono się, podobnie jak w przypadku współczynnika Pearsona, statystyką  $t$ -Studenta z  $n-2$  stopniami swobody w postaci (Luszniewicz, Słaby, 2003):

$$t = \frac{R_{xy}}{S_r} \quad \text{gdzie} \quad \sigma_r \approx S_r = \sqrt{\frac{1 - R_{xy}^2}{n - 2}} \quad (3)$$

gdzie:

$t$  — statystyka  $t$ -Studenta przy  $n-2$  stopniach swobody,

$\sigma_r \approx S_r$  — średni błąd losowy oceny parametru  $R_{xy}$ .

Zamieszczone w tablicach wartości sprawdzianu dla testu istotności informują o prawdopodobieństwie otrzymania obserwowanych współczynników korelacji w przypadku braku liniowej zależności rankingów sporządzonych według stóp zwrotu i późniejszych stóp zwrotu. W przypadku analizowanej zależności ran-

**TABL. 3. WYNIKI TESTU ISTOTNOŚCI RANKINGU WEDŁUG STÓP ZWROTU OD IDENTYCZNEGO RANKINGU SPRZED 1 ROKU, WARTOŚCI KRYTYCZNE DLA  $\alpha = 0,05$  ORAZ  $n-2$  STOPNI SWOBODY**

	1999/1998	2000/1999	2001/2000	2002/2001	2003/2002	2004/2003	2005/2004	2006/2005	2007/2006	2007/1998
Wyszczególnienie										
<i>a</i> — wartość sprawdzianu dla testu istotności weryfikacji $H_0$										
<i>b</i> — wartości krytyczne dla $\alpha = 0,05$										
<i>c</i> — $n-2$ stopni swobody										
Fundusze:										
akcyjne .....	<i>a</i>	2,8444	-0,3786	-1,1799	0,9298	0,9729	2,4153	-1,7053	0,4800	0,4982
	<i>b</i>	2,306	2,2281	2,201	2,1448	2,1199	2,1009	2,093	2,093	2,7764
	<i>c</i>	4	8	10	14	16	18	19	19	4
zrównoważone .....	<i>a</i>	3,3341	-1,5275	-0,3629	0,9068	1,7697	1,3480	1,5819	1,4628	2,0412
	<i>b</i>	2,3646	2,3646	2,306	2,201	2,1788	2,1788	2,1788	2,1788	2,7764
	<i>c</i>	4	7	7	8	11	12	12	12	4
stabilnego wzrostu .....	<i>a</i>	-0,5774	0,2937	2,3664	2,3804	1,5980	2,4692	1,2001	2,5261	0,5774
	<i>b</i>	12,7062	2,4469	2,3646	2,2281	2,201	2,1199	2,086	2,086	12,7062
	<i>c</i>	1	1	6	7	10	16	20	20	1
papierów dłużnych .....	<i>a</i>	-0,6172	0,8381	1,0888	-0,5176	0,5160	2,0365	0,3639	0,4797	-0,6172
	<i>b</i>	4,3027	2,1788	2,1448	2,1098	2,086	2,0739	2,0687	2,0687	4,3027
	<i>c</i>	2	6	12	14	17	22	23	23	2
rynku pieniężnego .....	<i>a</i>	0,5774	3,5762	-1,1113	1,6681	1,1268	5,3754	3,8259	8,5936	-0,5774
	<i>b</i>	12,7062	3,1824	2,7764	2,3646	2,1199	2,1009	2,0796	2,0796	12,7062
	<i>c</i>	1	3	4	7	10	18	21	21	1

Źródło: opracowanie własne.

kingu według rocznych stóp zwrotu od rankingu według stóp zwrotu sprzed roku, zaledwie 26,7% korelacji zostało uznanych za statystycznie istotne (dla  $\alpha = 0,05$ ). W większości przypadków (w 71%) miały miejsce słabe powiązania dodatnie. Jedynie w 1999 r. i 1998 r. zależności pomiędzy stopami zwrotu w przypadku wszystkich grup analizowanych funduszy (z wyjątkiem podmiotów z grupy RPP) były negatywne (i słabe). Najsilniejsze powiązania miały miejsce w przypadku funduszy rynku pieniężnego (szczególnie w okresach giełdowej hossy).

Rozważania dotyczące skuteczności progностycznej (rozumianej jako zależność rankingu według rocznych stóp zwrotu od rankingu według stóp zwrotu sprzed roku) wykazały, że zdolności progностyczne zarządzających funduszami były niewielkie. Co więcej, analiza skuteczności progностycznej według rankingów sprzed 3 i 5 lat wykazała, że historyczne wyniki analizowanych funduszy mierzone stopami zwrotu na podstawie danych 3- i 5-letnich nie miały w latach 1998—2007 praktycznie zastosowania do prognozowania przyszłych stóp zwrotu funduszy inwestycyjnych. W większości przypadków korelacje można było uznać za nieistotne statystycznie. Oznacza to, że rankingi stóp zwrotu były w bardzo małym stopniu wyjaśniane przez rankingi sformułowane 3 i 5 lat wcześniej. Zatem osiągnięcie ponadprzeciętnych wyników w przyszłości, na podstawie danych historycznych, jest mało prawdopodobne.

Analiza własności progностycznych stóp zwrotu funduszy inwestycyjnych — przeprowadzona na podstawie testu nieparametrycznego korelacji rang Spearmana — wykazała, że historyczne wyniki analizowanych funduszy nie miały praktycznie zastosowania do prognozowania stóp zwrotu oraz efektywności. Dla zbadania, czy kolejność funduszy w rankingach rocznych pozostawała stabilna, przeanalizowano stopień zgodności uporządkowań, a w celu sprawdzenia, czy kolejność funduszy w rankingach rocznych pozostawała stabilna, oszacowano 10-, 8-, 6- i 4-letnie współczynniki Kendalla i Babingtona-Smitha, jak również roczne wartości tych wskaźników (tabl. 5).

Taki wybór uwzględnionych w badaniu okresów analizy został podyktowany faktem, że liczba funduszy inwestycyjnych spełniających przyjęte założenia była w latach 1998—2000 bardzo mała (szczególnie dotyczyło to funduszy bezpiecznych oraz stabilnego wzrostu, których ilość zaczęła się zwiększać dopiero od 2000 r.). Ponadto w celu przeanalizowania kształtowania się stabilności w sąsiednich latach oszacowano także roczne wartości wskaźników  $r_w$ .

Porównanie otrzymanych wartości współczynników Kendalla i Babingtona-Smitha, których zadaniem jest ocena stopnia podobieństwa wszystkich 9 par uporządkowań dla każdej z grup funduszy, pozwala stwierdzić, że w latach 1998—2007 generalnie brak było podobieństwa zajmowanych przez fundusze miejsc w rankingach stóp zwrotu. Okazało się, że 2 powiązania były istotne statystycznie i dotyczyły funduszy akcyjnych oraz zrównoważonych (współczynniki Kendalla i Babingtona-Smitha oszacowane na podstawie stóp zwrotu były równe odpowiednio 0,2229 oraz 0,2594, co zgodnie ze skalą zaproponowaną przez A. Góralskiego oznacza zaledwie słabą zgodność uporządkowań).

TABL. 4. WYNIKI TESTU ISTOTNOŚCI RANKINGU WEDŁUG STÓP ZWROTU OD IDENTYCZNEGO RANKINGU SPRZED 3 I 5 LAT, WARTOŚCI KRYTYCZNE DLA  $\alpha = 0,05$  ORAZ  $n - 2$  STOPNI SWOBODY

	2001/1998	2002/1999	2003/2000	2004/2001	2005/2002	2006/2003	2007/2004	2003/1998	2004/1999	2005/2000	2006/2001	2007/2002
Wyszczególnienie												
<i>a</i> — wartość spraw- dzianu dla testu istotności wery- fikacji $H_0$	-0,1721	-1,9300	1,9480	1,9149	0,9661	0,5798	0,8120	-0,5322	-0,2582	1,5519	0,4599	0,4599
<i>b</i> — wartości kry- tyczne dla $\alpha = 0,05$	2,7764	2,306	2,2281	2,201	2,1448	2,1199	2,1199	2,7764	2,306	2,2281	2,201	2,201
<i>c</i> — $n - 2$ stopni swo- body	4	8	10	11	14	16	16	4	8	10	11	11
Fundusze:												
akcyjne .....	<i>a</i>											
	<i>b</i>											
	<i>c</i>											
zrównoważone	<i>a</i>	-1,5275	0,0441	-0,0171	-0,5164	1,0763	5,2148	-0,5322	-0,3559	-2,3664	0,5050	0,5050
	<i>b</i>	2,3646	2,3646	2,3646	2,201	2,1788	2,1788	2,7764	2,3646	2,3646	2,306	2,306
	<i>c</i>	7	7	7	11	12	12	4	7	7	8	8
stabilnego wzro- stu	<i>a</i>	-0,5774	1,6031	-0,5872	0,9970	1,5121	-0,1487	—	0,5774	-1,0842	-0,4472	-0,4472
	<i>b</i>	12,7062	2,4469	2,4469	2,2281	2,201	2,201	12,7062	12,7062	2,4469	2,3646	2,3646
	<i>c</i>	1	1	6	7	11	11	1	1	6	7	7
papierów dłuż- nych	<i>a</i>	1,8856	-4,5601	3,7204	-0,3537	1,1086	-0,1693	0,2887	0,5374	-1,4049	-0,0110	-0,0110
	<i>b</i>	4,3027	2,4469	2,1788	2,1448	2,086	2,086	4,3027	2,4469	2,1788	2,1448	2,1448
	<i>c</i>	2	6	12	14	17	20	2	6	12	14	14
rynku pienięż- nego	<i>a</i>	0,5774	-2,3094	-0,5322	-0,3559	1,6771	2,3148	—	1,6977	-0,6621	-0,1325	-0,1325
	<i>b</i>	12,7062	3,1824	2,7764	2,3646	2,1199	2,1199	12,7062	3,1824	2,7764	2,3646	2,3646
	<i>c</i>	1	3	4	7	10	16	1	3	4	7	7

Źródło: opracowanie własne.

O tym, czy stwierdzoną współzależność cech można uznać za istotną, decyduje wynik zastosowania właściwych testów niezależności. W celu zweryfikowania hipotezy  $H_0$  głoszącej, że  $r_w = 1/m$ , posłużono się w opracowaniu statystyką zaczerpniętą z publikacji J. Steczkowskiego i A. Zeliasia:

$$\chi^2 = \frac{S}{\frac{1}{12} mn(n+1)} = m(n-1)r_w \quad (4)$$

która, przy założeniu prawdziwości hipotezy  $H_0$ , ma asymptotyczny rozkład  $\chi^2$  (chi-kwadrat) z  $n-1$  stopniami swobody.

W latach 1998—2007 aż 60% wartości współczynników uporządkowań wielokrotnych okazało się nieistotnych statystycznie na poziomie istotności  $\alpha = 0,05$  (wyniki testów niezależności  $\chi^2$  oraz wartości krytyczne dla zmiennej  $\chi^2$  zamieszczono w tabl. 6). Wyniki te świadczą o braku podobieństwa miejsc zajmowanych w rankingach stóp zwrotu przez fundusze inwestycyjne należące do różnych grup ryzyka. Przyczyną takiego stanu mógł być zarówno brak odpowiednich umiejętności zarządzających funduszami, niekorzystna koniunktura w poszczególnych segmentach rynku finansowego, jak i zbyt wysokie koszty i opłaty funduszy inwestycyjnych.

Badając stopień zgodności uporządkowań funduszy inwestycyjnych przeanalizowano także wartości współczynników uporządkowań wielokrotnych dla okresów 10-, 8-, 6- i 4-letnich dla wszystkich grup funduszy. W przypadku okresów 10-letnich najwyższą wartość współczynników Kendalla i Babingtona-Smitha zaobserwowano dla funduszy stabilnego wzrostu, jednak nawet ten wynik okazał się nieistotny statystycznie. Natomiast w przypadku funduszy z grup AKP i MIP, gdzie wystąpiły istotne statystycznie wyniki, zaobserwowane zależności były słabe. Wynika stąd, że także analiza zgodności uporządkowań 10-letnich wykazała generalny brak podobieństw miejsc zajmowanych w rankingach stóp zwrotu. Podobne wnioski płyną z analizy funduszy w okresach 8-letnich, gdzie 80% zależności było słabych, a tylko jedna przeciętna (w przypadku funduszy z grup AKP, MIP i SWP zależności te były statystycznie istotne).

W przypadku analizy okresów 6- i 4-letnich podobieństwo uporządkowań było znacznie wyższe niż dla okresu 10- i 8-letniego. Jednocześnie 80% zależności było istotnych statystycznie. Dla 6-letniego okresu analizy (między 2007 r. i 2002 r.) dominowały zależności przeciętne (60%), zaś dla okresu 4-letniego (2007 r. i 2004 r.) — silne. W przypadku analizy sporządzonej dla okresu 4-letniego zaobserwowano również jedną bardzo silną zależność odnoszącą się do funduszy rynku pieniężnego, która była istotna statystycznie<sup>13</sup>. Zatem

<sup>13</sup> Na podstawie badań przeprowadzonych dla wszystkich analizowanych okresów można zauważyć większą zgodność uporządkowań w przypadku analizy przeprowadzonej na bazie stóp zwrotu niż na średnich wartościach rang dla wszystkich zmiennych (czego nie opisano w artykule). Uwzględnienie w szacunkach ryzyka w przypadku funduszy zaliczanych do bezpiecznych (oraz stabilnego wzrostu) powoduje spadek zgodności uporządkowań. Oznacza to, że niektóre podmioty osiągają skrajne rangi w rankingach analizowanych zmiennych. Zatem w przypadku funduszy z grup PDP, RPP i SWP nie ma takiej jednoznaczności, jak w odniesieniu do podmiotów bardziej agresywnych, gdzie podmioty uzyskują dość wyrównane pozycje w rankingach odpowiednich zmiennych (Majewska, 2008).

**TABL. 5. WSPÓLCZYNNIKI UPORZĄDKOWAŃ WIELOKROTNYCH KENDALLA I BABINGTONA-SMITHA**

Wyszczególnienie	1999/1998	2000/1999	2001/2000	2002/2001	2003/2002	2004/2003	2005/2004	2006/2005	2007/2006	2007/1998	2007/2000	2007/2002	2007/2004
Fundusze:													
akcyjne .....	0,4286	0,8545	0,4406	0,3324	0,6206	0,6182	0,7474	0,3219	0,5534	<b>0,2229</b>	<b>0,2893</b>	<b>0,3147</b>	0,3577
zrównoważone ....	0,4571	0,8917	0,2500	0,4364	0,6319	0,7275	0,6813	0,7077	0,6945	<b>0,2594</b>	<b>0,3320</b>	<b>0,3987</b>	<b>0,6142</b>
stabilnego wzrostu	0,2500	—	0,5595	0,8333	0,8007	0,7170	0,7626	0,7109	<b>0,9853</b>	0,2700	<b>0,2857</b>	<b>0,4386</b>	<b>0,6844</b>
papierów dłużnych	0,3000	0,8452	0,6176	0,6397	0,4377	0,5573	0,6991	0,5378	0,5509	0,1400	0,2149	0,2544	<b>0,5244</b>
rynku pieniężnego	0,7500	0,9500	0,2571	0,7667	0,6678	<b>0,9071</b>	<b>0,9218</b>	<b>0,8204</b>	<b>0,9684</b>	0,0700	0,1020	<b>0,5567</b>	<b>0,8788</b>

U w a g a. Pogrubiono wartości istotne statystycznie dla  $\alpha = 0,05$ ; kursywą zaznaczono wartości, które nie spełniały założeń przynależności do przedziału (1/m, 1).  
 Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

**TABL. 6. WYNIKI TESTU WSPÓLZALEŻNOŚCI CECH, WARTOŚCI KRYTYCZNE DLA  $\alpha = 0,05$**

Wyszczególnienie	1999/1998	2000/1999	2001/2000	2002/2001	2003/2002	2004/2003	2005/2004	2006/2005	2007/2006	2007/1998	2007/2000	2007/2002	2007/2004
Fundusze:													
akcyjne .....	4,2857	15,3818	9,6923	7,9780	18,6176	21,0175	28,4000	13,5178	23,2411	<b>11,1429</b>	<b>25,4568</b>	<b>28,3235</b>	24,3255
zrównoważone ....	11,070	16,919	19,675	21,026	24,996	27,587	30,144	31,410	31,410	11,070	19,675	24,996	30,144
stabilnego wzrostu	4,5714	14,2667	4,0000	7,8545	15,1648	18,9143	17,7143	18,4000	18,571	<b>12,9714</b>	<b>21,2463</b>	<b>28,7033</b>	<b>31,9365</b>
papierów dłużnych	11,070	15,507	15,507	16,919	21,026	22,362	22,362	22,362	22,362	11,070	15,507	21,026	22,362
rynku pieniężnego	1,0000	—	7,8333	13,3333	17,6154	17,2088	25,9298	29,8577	<b>41,3834</b>	5,4000	<b>16,0000</b>	<b>28,9487</b>	<b>32,8531</b>
	5,991	5,991	14,067	15,507	19,675	21,026	27,587	32,671	32,671	5,991	14,067	19,675	27,587
	1,8000	11,8333	16,0571	19,1912	15,7579	23,4071	32,1600	25,8157	25,3400	4,2000	22,3487	27,4737	<b>44,0474</b>
	7,815	14,067	22,362	24,996	28,869	32,671	35,172	36,415	35,172	7,815	22,362	28,869	35,172
	3,0000	7,6000	2,5714	12,2667	14,6923	<b>30,8421</b>	<b>35,0286</b>	<b>36,0994</b>	<b>40,6719</b>	1,4000	4,0816	<b>36,7436</b>	<b>59,7552</b>
	5,991	9,488	11,070	15,507	19,675	27,587	30,144	33,924	31,410	5,991	11,070	19,675	30,144

U w a g a.  $a$  — wartość sprawdzianu dla testu zgodności  $\chi^2$  (sprawdzian o asymptotycznym rozkładzie  $\chi^2$  z  $n-1$  stopniami swobody),  $b$  — wartości krytyczne dla  $\alpha = 0,05$ .  
 Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

przeprowadzona analiza potwierdziła oczekiwaną intuicyjnie zależność, że im krótszy był okres analizy, tym większa była zgodność uporządkowań. Warto tutaj zaznaczyć, że nawet roczne wartości współczynników konkordacji okazały się zmienne w poszczególnych latach, co potwierdza brak stabilności wyników osiągniętych przez fundusze inwestycyjne.

## Wnioski

Opisane w badaniu procedury umożliwiły ocenę stopnia podobieństwa uporządkowań funduszy w sąsiednich latach. Obliczone współczynniki korelacji rang dla par uporządkowań (łącznie 110 współczynników), jak również współczynniki uporządkowań wielokrotnych (łącznie 65 współczynników) pozwoliły na sformułowanie wniosków:

1. Współczynniki korelacji Spearmana, mierzące poziom zgodności uporządkowania funduszy w dwóch sąsiadujących ze sobą okresach, były w większości niskie i dodatnie, co jest oznaką małego podobieństwa miejsc zajmowanych przez każdy z badanych funduszy w kolejnych rankingach;
2. Najniższy poziom przyjął współczynnik korelacji rang Spearmana dla funduszy z grupy zrównoważonych dla lat 1999 i 1998. Generalnie, niskie (słabe) wartości współczynnika Spearmana najczęściej szły w parze ze zmianą trendu rynkowego. Przykładowo, w przypadku pary lat 1998 i 1999 dla funduszy akcyjnych i zrównoważonych (od października 1998 r. rozpoczęła się hossa) lub dla 2002 r. i 2003 r. zarówno dla funduszy bezpiecznych, jak i agresywnych (początek hossy od sierpnia 2002 r.) — zmiana trendu rynkowego w obu przypadkach przyniosła w efekcie niskie uporządkowanie par poszczególnych zmiennych, spowodowane zmianami w „porządku rankingowym”. Jako potwierdzenie owej zależności mogą służyć wartości współczynników Spearmana w czasie kontynuacji trendu wzrostowego, bowiem były one wyższe i utrzymywały się na bardziej stabilnym poziomie. Niskie wartości współczynnika Spearmana dla poszczególnych par lat można także tłumaczyć wydarzeniami, które miały miejsce na rynku funduszy inwestycyjnych w poszczególnych okresach. Przykładowo, dwie oferty antypodatkowe (w 2002 r. oraz 2003 r.), dotyczące głównie funduszy bezpiecznych, jak również spadające stopy procentowe przyniosły w konsekwencji dużo niższe wyniki inwestycyjne, niż oczekiwali tego inwestorzy. W konsekwencji został zaburzony porządek rankingowy ukształtowany w poprzednich latach, co w rezultacie przyniosło niższe wartości współczynnika korelacji rang Spearmana w latach 2002 i 2003 oraz 2003 i 2004;
3. Zaledwie 12 współczynników (26,7%) dla sąsiednich lat na poziomie  $\alpha = 0,05$  było istotnych statystycznie, co potwierdza małe podobieństwo miejsc zajmowanych przez każdy z badanych funduszy w kolejnych rankingach;

4. Analiza współczynników korelacji rang Spearmana sporządzona dla rocznych par uporządkowań na bazie stóp zwrotu wykazała pewną zależność stopnia przewidywalności stóp zwrotu od ryzykowności funduszu — wraz ze wzrostem ryzykowności funduszu spadała przewidywalność stóp zwrotu (zależność taka nie miała miejsca w przypadku funduszy papierów dłużnych, jak również w odniesieniu do analizy rankingów sprzed 3 i 5 lat);
5. Analiza podobieństwa uporządkowań dla skrajnych lat badanego okresu 1998—2007 wykazała w 80% średnią, a w 20% silną siłę powiązań (choć wszystkie te powiązania okazały się statystycznie nieistotne);
6. Historyczne wyniki analizowanych funduszy na podstawie danych 3- i 5-letnich nie miały praktycznie zastosowania do prognozowania przyszłych stóp zwrotu. Nieznacznie bowiem dominowały wśród nich słabe powiązania nieistotne statystycznie dla  $\alpha = 0,05$ ;
7. Porównanie otrzymanych współczynników Kendalla i Babingtona-Smitha upoważnia do stwierdzenia, że w przypadku badania zgodności dla sąsiednich lat — 11% oraz dla zależności wieloletnich odpowiednio: 40%, 60% i 80% okazało się istotnych statystycznie na poziomie istotności  $\alpha = 0,05$ . Jednakże większość tych zależności była słaba. Takie wyniki świadczą o małym stopniu podobieństwa miejsc zajmowanych przez fundusze inwestycyjne w rankingach dla większości z 65 oszacowanych wskaźników;
8. Najwyższą zgodność odnotowano w przypadku sąsiednich lat dla funduszy rynku pieniężnego (średnia roczna wartość dla funduszy RPP została oszacowana na poziomie 0,7788). Jednocześnie największe wahania stóp zwrotu miały miejsce w przypadku funduszy akcyjnych (0,5464). Takie spostrzeżenia potwierdzają powszechnie znaną zasadę, że im większa ma być stopa zwrotu z inwestycji, tym większe jest ryzyko, które musi ponieść inwestor (Tarczyński, 1997).

Jednak najważniejszym wnioskiem płynącym z przeprowadzonej analizy jest to, że nawet najlepsi inwestorzy profesjonalni nie byli w stanie osiągać stabilnych ponadprzeciętnych wyników inwestycyjnych w dłuższym okresie. Wnikliwa analiza rankingów nie pozwoliła także na wyselekcjonowanie pewnej podgrupy wśród polskich funduszy inwestycyjnych, która w systematyczny sposób uzyskiwałaby lepsze wyniki inwestycyjne od innych inwestorów profesjonalnych i od odpowiedniej stopy odniesienia. Zamiast stabilnych i systematycznie uzyskiwanych ponadprzeciętnych stóp zwrotu, w poszczególnych podokresach miała miejsce duża zmienność tych stóp oraz rankingów wszystkich analizowanych zmiennych.

Otrzymane rezultaty badań wskazują, że teza dotycząca braku długotrwałej stabilności wyników funduszy inwestycyjnych okazała się prawdziwa. Jeśli którykolwiek z podmiotów zdołał osiągnąć ponadprzeciętne wyniki inwestycyjne, nie zostały one zwykle utrzymane na tym poziomie w okresie wieloletnim.



Na zakończenie można stwierdzić, że wydarzenia ostatnich miesięcy zachodzące na rynku prawdopodobnie jeszcze silniej udokumentują tezę o braku stabilności wyników inwestycyjnych funduszy inwestycyjnych w Polsce.

---

**dr Jan Czempas, dr Zofia Majewska** — *Akademia Ekonomiczna w Katowicach*

## LITERATURA

- Błaczkowska A., Grześkowiak A. (2006), *Ocena wiedzy i umiejętności absolwentów gimnazjów szkół publicznych w wybranych gminach dolnośląskich*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu”, nr 1100, „Ekonometria”, nr 16, Wrocław
- Czempas J. (1991), *Zastosowanie statystycznej analizy rang do badania przestrzennego zróżnicowania wyposażenia w dobra trwałego użytku*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 4
- Czempas J. (2006), *Zróżnicowanie pozycji rankingowej gmin ze względu na ich sytuację finansową*, w: L. Patrzalek (red.), *Podsektor samorządowy w sektorze finansów publicznych w warunkach akcesji Polski do Unii Europejskiej*, Prace Naukowe Wyższej Szkoły Bankowej w Poznaniu, Poznań-Wrocław
- Czempas J., Palica Z. (2007), *Koncentracja aktywów netto otwartych funduszy inwestycyjnych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 5
- Elton E. J., Gruber M. J., Blake Ch. T. (1996), *The persistence of risk-adjusted mutual fund performance*, „Journal of Business”, nr 2
- Gabryelczyk K. (2005), *Performance of Polish mutual funds and its predictability: an empirical analysis*, w: D. Zarzecki (red.), *Money talks. Business, Banking and Finance in Emerging Markets*, Szczecin
- Gabryelczyk K. (2006), *Fundusze inwestycyjne — rodzaje, zasady funkcjonowania, efektywność*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków
- Góralski A. (1976), *Metody opisu i wnioskowania statystycznego w psychologii*, PWN, Warszawa
- Hetmańska S. (2005), *Poziom rozwoju społeczno-gospodarczego regionu śląskiego na tle województw Polski — analiza statystyczna*, w: „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu”, nr 1096, „Ekonometria”, nr 15, Wrocław
- Kendall M. G. (1970), *Rank correlation methods*, Londyn
- Kukuła K. (2003), *Elementy statystyki w zadaniach*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
- Luszniewicz A., Słaby T. (2003), *Statystyka. Teoria i zastosowanie*, Wydawnictwo C. H. Beck, Gdynia
- Majewska Z. (2008), *Stabilność wyników funduszy inwestycyjnych w Polsce*, praca doktorska pod kierunkiem prof. Krzysztofa Marcinka, Katowice
- Sobczyk M. (1999), *Statystyka*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
- Steczkowski J., Zeliaś A. (1997), *Metody statystyczne analizy cech jakościowych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków
- Steczkowski J., Zeliaś A. (1981), *Statystyczne metody w badaniach zjawisk jakościowych*, PWE, Warszawa
- Tarczyński W. (1997), *Rynki kapitałowe. Metody ilościowe*, tom I i II, Agencja Wydawnicza „Placet”, Warszawa
- Woś M. (2002), *Prognozowanie stop zwrotu funduszy inwestycyjnych*, „Nasz Rynek Kapitałowy”, nr 5

## SUMMARY

*The aim of this paper is the analysis of the degree of stability of mutual funds performance (diversification between the funds' positions in various rankings in terms of the return rates achieved in the years 1998—2007). The attempt of evaluating the changes that have taken place in the analyzed period of time was also made. The authors used the Kendall's and Babington-Smith's ratio and Spearman's rank correlation ratio for this purpose. The survey took up 101 open investment funds and specialized open funds functioning on the Polish capital market in the years 1998—2007.*

*The evaluation indicated that even the most successful funds managers were not able to achieve stable above-average performance and maintain it for a long time. The rankings analysis revealed that none of the Polish investment funds systematically generated results better than those achieved by other professional investors or relevant benchmarks. A significant variability of the return rates was observed in the different periods, instead of constant, systematically generated, above-average rates of return.*

## РЕЗЮМЕ

*Целью статьи является попытка проведения анализа степени стабильности результатов достигаемых фондами (дифференциация позиции ранкинга в 1998—2007 гг.) с учетом получаемых коэффициентов возврата. Была проведена попытка оценки изменений, какие произошли в анализированный период. Для этой цели использовались коэффициенты корреляции рангов Спирмана и конкордации Кэндалла и Бабингтона-Смиса. Обследованим были охвачены 101 открытые и специализированные открытые капиталовложительные фонды действующие на польском рынке капитала в 1998—2007 гг.*

*Анализ показал, что даже наилучшие профессиональные инвесторы не были в состоянии достигнуть стабильных выше среднего уровня инвестиционных результатов в более длительный период. Анализ ранкингов не позволил также выделить среди польских инвестиционных фондов такой подгруппы, которая систематически достигала бы лучших инвестиционных результатов по сравнению с другими профессиональными инвесторами и соответствующими коэффициентами сравнения. Вместо стабильных и систематически получаемых выше среднего уровня коэффициентов возврата, в отдельных субпериодах замечалась большая изменчивость этих коэффициентов.*