

Magdalena Homa
Uniwersytet Wrocławski

Monika Mościbrodzka
Uniwersytet Wrocławski

DOI: 10.23734/23.18.011

Wykorzystanie narzędzi wielowymiarowej analizy porównawczej w badaniu jednorodności funduszy inwestycyjnych akcji pod względem ryzyka i efektywności – podejście klasyczne i alternatywne

Streszczenie

Tematyka artykułu koncentruje się na klasyfikacji funduszy inwestycyjnych GPW pod względem podobieństwem w zakresie ryzyka i efektywności inwestycyjnej. Wiedza ta umożliwi inwestorowi podejmowanie decyzji co do sposobu inwestowania oraz ewentualną zmianę strategii inwestowania poprzez dostosowywanie składu portfela do sytuacji rynkowej i optymalizację wysokości wypłaty w przyszłości. W tym celu zastosowano narzędzia wielowymiarowej analizy porównawczej, które pozwoliły na stworzenie map podobieństwa badanych FI (z zastosowaniem zarówno miar klasycznych, jak i alternatywnych) stanowiących podstawę dalszej oceny ich jednorodności. W artykule wykazano, że klasyfikacje stosowane przez zarządzających, którzy mierzą efektywność średnią stopą zwrotu, natomiast jako miarę ryzyka stosują odchylenie standardowe i podstawowy z klasycznych wskaźników, czyli wskaźnik Sharpe'a, nie są prawidłowe, potwierdzają bowiem jednorodność próby mimo jej braku, jak również wykazano, że konieczne jest zastosowanie miar alternatywnych w przypadku braku asymetrii w rozkładach stóp zwrotu.

Słowa kluczowe

fundusze inwestycyjne, wielowymiarowa analiza porównawcza, ryzyko i efektywność, miary klasyczne, miary alternatywne

Wstęp

W ocenie efektywności zarządzania portfelem funduszy inwestycyjnych wykorzystuje się narzędzia, które uwzględniają zarówno stopę zwrotu, jak i miary ryzyka. We wcześniejszych latach inwestorzy oceniali rentowność inwestycji, najczęściej wykorzystując osiąganą stopę zwrotu, mimo że byli świadomi istnienia ryzyka, które związane było z inwestycją w dane aktywa. Dopiero w latach 60. XX wieku nauczyli się opisywać owe ryzyko w kategoriach zmienności zwrotów. W nowoczesnej teorii

portfelowej sformułowanej przez Markowitza¹ zakłada się, że optymalna inwestycja polega na maksymalizacji funkcji użyteczności inwestora, która zależy od średniej i wariancji stóp zwrotu. Na podstawie tej teorii Sharpe, Lintner oraz Mossin² stworzyli klasyczny model wyceny aktywów kapitałowych, który łączył oczekiwaną relację pomiędzy zwrotem a ryzykiem inwestycji z ryzykiem rynku. Na bazie modelu w kolejnym etapie powstały klasyczne miary efektywności funduszy, które wykorzystywały odchylenie standardowe stóp zwrotu do pomiaru ryzyka. Aby jednak prawidłowo interpretować te miary, należy pamiętać, że rozkład stóp zwrotu z inwestycji powinien być normalny lub przynajmniej symetryczny. W innym przypadku rozważania na ten temat nie są miarodajne. Asymetria odzwierciedla fakt występowania zbyt dużej liczby pozytywnych lub negatywnych obserwacji w stosunku do średniej w rozkładzie, a więc nienormalny sposób kształtowania się cen z okresu na okres i stóp zwrotu. Dlatego też w przypadku niesymetrycznego rozkładu stóp zwrotu należy zastosować inne miary oceny inwestycji, które uwzględniałyby właśnie tę asymetrię oraz koncentrację rozkładu. Miary te nazywane są miarami nieklasycznymi lub alternatywnymi. Celem pracy jest zbadanie jednorodności rynku pod względem ryzyka oraz efektywności za pomocą klasycznych oraz nieklasycznych miar i wskazanie różnic w obu podziałach z uwzględnieniem klasyfikacji dokonywanych przez zarządzających tymi funduszami. Należy podkreślić, że publikowana (przez zarządzających) ocena funduszy inwestycyjnych oparta jest na wskaźniku SRRI (*Synthetic Risk and Reward Indicator*), który wyliczany jest w oparciu o jednolitą metodologię dla całego rynku. Im wyższy jest poziom obserwowanego wskaźnika, tym większe jest ryzyko zmienności funduszu, ale i szansa na osiągnięcie zadowalających zysków. Według SRRI analizowane w pracy fundusze stanowiły jednorodną grupę pod względem ryzyka (poziom wg zarządzających równy 5), co w pracy zostało poddane weryfikacji.

1. Wybrane klasyczne miary ryzyka i efektywności

Klasyczne miary efektywności i ryzyka są narzędziami, które mogą być argumentem w ocenie zasadności podejmowania decyzji inwestycyjnej w oparciu o dostępne dane historyczne (w tym stopy zwrotu z inwestycji). W celu poprawnej interpretacji tych wskaźników niezbędne jest spełnienie kryterium normalności rozkładu stóp zwrotu lub

¹ H.M. Markowitz, *Portfolio Selection*, „Journal of Finance”, March 1952, s. 77-91.

² W.F. Sharpe, *Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk*, „Journal of Finance” 1964, s. 425-442; J. Lintner, *The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets*, „Review of Economics and Statistics” February 1965, s. 13-37; J. Mossin, *Security Pricing and Investment Criteria in Competitive Markets*, „American Economic Review” December 1969, s. 749-756.

choćby symetrii w ich rozkładzie. Do miar klasycznych oceniających ryzyko oraz efektywność zaliczane są wskaźniki niepewności takie jak odchylenie standardowe stóp zwrotu (σ) oraz wskaźnik ryzyka systematycznego beta (β), a także wykorzystane w pracy wskaźniki: Sharpe'a, Treynora, Jensena oraz Information Ratio.

Odchylenie standardowe jest miarą rozproszenia, która pozwala na oszacowanie przeciętnego odchylenia wartości cechy od wartości przeciętnej w badanej zbiorowości. Zastosowana do stóp zwrotu z rozważanej inwestycji informuje o stopniu zróżnicowania możliwych do zrealizowania stóp zysku z wybranych instrumentów finansowych³:

$$\sigma_R = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (R_i - \bar{R})^2} \quad (1)$$

gdzie \bar{R} – średnia stopa zwrotu z analizowanego instrumentu w badanym okresie.

Miara ta informuje o przeciętnym odchyleniu możliwych stóp zwrotu danego instrumentu finansowego od oczekiwanej stopy zysku, którą ten instrument może przynieść konkretnemu inwestorowi⁴.

Z kolei **współczynnik beta** informuje, o ile punktów procentowych wzrośnie stopa zwrotu z inwestycji w sytuacji, gdy wzrośnie stopa zwrotu z indeksu rynkowego o jeden punkt procentowy. Zatem jest to miara stopnia wrażliwości odzwierciedlająca reakcje badanego instrumentu na zmiany stopy zysku indeksu giełdowego. Współczynnik ten utożsamiany jest z miarą ryzyka rynkowego rozpatrywanego instrumentu⁵. Ryzyko systematyczne wyznacza się, wykorzystując klasyczny model wyceny kapitału, który przedstawia zależność rentowności całkowitej inwestycji (r_f) w postaci nadwyżki stopy zwrotu z wybranego instrumentu nad stopą zwrotu instrumentu wolnego od ryzyka od nadwyżki stopy zwrotu z wybranego indeksu rynkowego (r_{Mf})⁶:

$$r_f = \alpha + \beta \cdot r_{Mf} + \varepsilon \quad (2)$$

gdzie $r_{Mf}(t) = R_M(t) - R_f(t)$, R_M – stopa zwrotu z indeksu rynkowego, R_f – stopa zwrotu z instrumentu wolnego od ryzyka.

Z kolei **α – Jensena** odzwierciedla dodatkowy zwrot z inwestycji z uwzględnieniem towarzyszącego jej poziomowi ryzyka rynkowego i zaliczana jest do miar weryfikujących efektywność podmiotu inwestującego⁷. Jest ona różnicą pomiędzy stopą zwrotu osiągniętą przez inwestora a nadwyżką stopy zwrotu z benchmarku o takim samym poziomie ryzyka systematycznego nad stopą wolną od ryzyka.

³ J. Jakubowski, R. Sztencel, *Wstęp do teorii prawdopodobieństwa*, Script, Warszawa 2004, s. 84.

⁴ W. Dębski, *Rynek finansowy i jego mechanizmy*, PWN, Warszawa 2013, s. 496.

⁵ J. Lintner, *op. cit.*, s. 14.

⁶ *Ibidem*.

⁷ M.C. Jensen, *The Performance of Mutual Funds in Period 1945-1964*, „Journal of Finance” 1968, s. 389-416.

Kolejną miarą ryzyka zaliczaną do miar klasycznych jest **wskaźnik Treynora**⁸, uwzględniający dwa rodzaje ryzyka: wynikającego z ogólnej sytuacji na całym rynku oraz ryzyka specyficznego:

$$TR = \frac{\bar{r}_f}{\beta} \quad (3)$$

Natomiast **Tracking Error** (błąd odwzorowania) jest różnicą odchylenia standardowego z wybranego instrumentu względem odchylenia standardowego stóp zwrotu z benchmarku⁹. Wskaźnik ten pozwala na ocenę, w jakim stopniu dana inwestycja jest zbliżona do innych w podobnej kategorii¹⁰.

Ostatnim wskaźnikiem z grupy miar klasycznych jest **Information Ratio**, który mierzony jest według dodatkowej stopy zwrotu z funduszu (ponad benchmark) do odchylenia standardowego dodatkowej stopy zwrotu z inwestycji¹¹:

$$IR = \frac{\bar{R} - R_b}{\sigma_b} \quad (4)$$

gdzie R_b jest średnią procentową stopą zwrotu z benchmarku, natomiast to odchylenie standardowe odnoszące się do R_b , tzn:

$$\sigma_w = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n [R_i - R_{b,i} - (\bar{R} - R_b)]^2} \quad (5)$$

Gdy wartość wskaźnika przyjmuje co najmniej poziom 0,5, to wynik jest uważany za dobry, z kolei wartości powyżej 1 za znakomite¹². Gdy ma się do czynienia ze zmienną koniunkturą rynkową, często przyjmuje się, że benchmark jest równy zero, zatem dobry fundusz powinien po prostu osiągać dodatnie stopy zwrotu. Dlatego też IR jest wskaźnikiem, który dostarcza użyteczną dla inwestora informację, w sytuacji stabilności rynkowej. Problem, jaki pozostaje, to definicja benchmarku.

⁸ J.L. Treynor, *How to Rate Management of Investment Funds*, „Harvard Business Review” 1965, No. 1, s. 63-75.

⁹ T. Panek, J. Zwierzchowski, *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej. Teoria i zastosowania*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2013.

¹⁰ P.E. Green, V.R. Rao, *A Note of Proximity Measures and Cluster Analysis*, „Journal of Marketing Research” 1969, No. 6, s. 359-364.

¹¹ E.F. Fama, *Components of Investment Performance*, „Journal of Finance” 1972, No. 3, s. 551-567.

¹² P.E. Green, V.R. Rao, *op. cit.*, s. 359-364.

2. Wybrane nieklasyczne miary ryzyka i efektywności

Jako modyfikację klasycznej miary ryzyka, jaką jest odchylenie standardowe, można zaproponować wykorzystanie **semiodchylenia standardowego**:

$$s\sigma_R = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (R_i - \bar{R})_-^2} \quad (6)$$

gdzie $(R_i - \bar{R})_- = \min\{0, R_i - \bar{R}\}$

Sortino zdecydował, że inwestorzy bardziej obawiają się nieuzyskania przez fundusz oczekiwanej stopy zwrotu niż samej zmienności. Zatem miara ryzyka uwzględnia jedynie straty mierzone stopą zwrotu mniejszą niż przyjęta wymagana stopa zwrotu¹³. Aby zmierzyć te dolne, niepożądane odchylenia, używa się miernika zwanego **Sortino Ratio** – skonstruowanego w sposób podobny do współczynnika Sharpe'a z tą różnicą, że zysk wypracowany ponad pewną minimalną akceptowalną wartość stopy zwrotu odnoszony jest do semiodchylenia standardowego (σ -) w odróżnieniu od odchylenia standardowego u Sharpe'a:

$$SoR = \frac{\bar{R} - R_w}{s\sigma_w} \quad (7)$$

gdzie R_w to minimalna akceptowalna wartość stopy zwrotu (najczęściej jest to 0 lub średnia stopa zwrotu z instrumentu wolnego od ryzyka), natomiast to semiodchylenie standardowe odnoszące się do R_w , tzn.:

$$s\sigma_w = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n [\min(R_i - R_w; 0)]^2} \quad (8)$$

Modyfikacją wskaźnika SoR jest **wskaźnik potencjału nadwyżkowej stopy zwrotu UPR**, w którym licznik uwzględnia nadwyżki ponad próg rentowności i wyraża się on wzorem¹⁴:

$$UPR = \frac{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \max(R_i - R_w; 0)}{s\sigma_w} \quad (9)$$

UPR jest więc stosunkiem odchyleń pozytywnych od przyjętej minimalnej akceptowalnej wartości – do odchyleń negatywnych.

¹³ F. Sortino, L. Price, *Performance Measurement in a Downside Risk Framework*, „Journal of Investing” 1994, vol. 3(3), s. 59-64.

¹⁴ F. Sortino, R. Van der Meer, A. Plantinga, *The Upside Potential Ratio*, „Journal of Performance Measurement” 1999, vol. 4(1), s. 10-15.

Analogiczna idea stanowiła podstawę budowy **wskaźnika omega**, który wyraża stosunek średniej stopy zwrotu powyżej progu rentowności do średniej stopy zwrotu poniżej tego progu¹⁵:

$$\Omega = \frac{\sum_{i=1}^n \max(R_i - R_w; 0)}{|\sum_{i=1}^n \min(R_i - R_w; 0)|} \quad (10)$$

Wskaźnik ten podaje wartość średniej dodatniej nadwyżki ponad minimalną wymaganą stopę zwrotu przypadającą na średnią obliczoną z tych wartości stóp zwrotu, które są mniejsze od minimalnego poziomu. Można zatem stwierdzić, że jest on miarą „rozpiętości” pomiędzy dodatnimi i ujemnymi odchyleniami stóp zwrotu od minimalnej wymaganej stopy zwrotu.

3. Wyniki badań

Analizie poddano 36 funduszy inwestycyjnych, notowanych na GPW w okresie od stycznia 2010 do grudnia 2015, w oparciu o tygodniowe wartości notowań. Wszystkie fundusze objęte analizą są funduszami akcji przypisanymi według zarządzających nimi do jednorodnej grupy ryzyka. Wszystkie dane potrzebne do badań zaczerpnięto ze strony inwestycyjnej www.stooq.pl.

W pierwszym kroku zbadano rozkład stóp zwrotu FI oraz ich zgodność z rozkładem normalnym. W tym celu wyznaczono podstawowe statystyki opisowe oraz przeprowadzono test chi-kwadrat zgodności z rozkładem normalnym. Wyniki zamieszczono w tabeli 1.

Tabela 1. Wartości statystyk opisowych wraz z testem normalności rozkładu dla stóp zwrotu funduszy inwestycyjnych

	\bar{X}	S	V_s	Me	Q_1	Q_3	sko- śność	kurto- za	X^2	wartość p
C1	-0,0080	1,7491	218,0626	0,0464	-0,8439	1,0833	-0,6202	1,9613	24,6820	0,0000
C2	0,1435	1,9702	13,7293	0,2322	-0,9775	1,3883	-0,2350	1,1628	14,2570	0,0008
C3	0,0968	2,0361	21,0313	0,1514	-0,9417	1,2655	-0,4718	1,9257	26,3200	0,0000
C4	-0,0033	1,9976	613,7254	0,1675	-1,0434	1,2671	-1,1065	4,1264	46,8500	0,0000
C5	0,1323	1,8687	14,1283	0,2065	-0,8550	1,2883	-1,4574	6,9354	68,5820	0,0000
C6	0,1063	1,9773	18,6072	0,2872	-0,7036	1,3566	-1,3771	5,3473	58,7230	0,0000
C7	0,0672	1,9463	28,9556	0,2059	-0,8805	1,1549	-1,3201	6,0383	62,9790	0,0000

¹⁵ W. Shadwick, C. Keating, *A universal performance measure*, „Journal of Performance Measurement” 2002, vol. 6(3), s. 59-84.

	\bar{X}	S	V_s	Me	Q_1	Q_3	sko- śność	kurto- za	X^2	wartość p
C8	0,0345	2,0910	60,6774	0,1792	-1,1222	1,2717	-0,7970	2,5359	31,2140	0,0000
C9	0,0745	2,0096	26,9579	0,1003	-0,9821	1,3706	-1,0769	4,5267	52,0120	0,0000
C10	0,0847	1,9306	22,7951	0,2296	-0,9126	1,2180	-1,1754	4,5059	50,1290	0,0000
C11	0,1193	2,0877	17,4994	0,1974	-0,9582	1,4891	-1,1325	3,6234	44,6360	0,0000
C12	0,0441	2,0952	47,5586	0,0979	-1,0422	1,2784	-0,8600	2,9863	36,2840	0,0000
C13	0,0981	2,2435	22,8737	0,2601	-1,0948	1,5372	-0,9430	2,9567	36,0130	0,0000
C14	0,0790	2,3820	30,1699	0,3399	-1,1196	1,4721	-0,8833	2,5734	32,2270	0,0000
C15	0,0771	1,8437	23,9172	0,1646	-0,8744	1,2541	-0,9013	2,8508	34,6840	0,0000
C16	0,0273	2,0830	76,2726	0,1954	-1,0686	1,3707	-0,9084	2,5460	32,6860	0,0000
C17	0,0351	1,9531	55,5854	0,1642	-1,0294	1,2508	-0,8716	2,3874	30,8120	0,0000
C18	0,1019	1,9548	19,1816	0,2656	-0,9604	1,2960	-0,9023	2,9700	35,8370	0,0000
C19	0,0589	1,9387	32,9399	0,2010	-0,9342	1,3462	-0,9047	2,4781	32,2600	0,0000
C20	0,0908	2,0962	23,0897	0,1274	-0,8558	1,4678	-1,0604	3,8551	44,4190	0,0000
C21	0,0099	1,9910	201,5888	0,2216	-0,9546	1,2803	-1,3657	5,4526	58,5740	0,0000
C22	0,1222	1,8528	15,1682	0,2189	-0,7951	1,3415	-0,8667	2,6114	32,2610	0,0000
C23	0,0942	2,0143	21,3789	0,2687	-0,9599	1,3226	-1,0750	3,2569	41,3290	0,0000
C24	0,1817	1,9835	10,9188	0,4095	-0,8719	1,4051	-1,0838	3,5930	42,8000	0,0000
C25	-0,0286	2,2951	80,3217	0,0852	-1,2079	1,3199	-0,4285	1,1290	13,4160	0,0012
C26	-0,1125	2,1811	19,3957	0,0825	-1,1531	1,1283	-1,2621	5,7135	61,0620	0,0000
C27	0,1081	1,7803	16,4746	0,2133	-0,8185	1,3040	-1,0614	3,3092	40,8960	0,0000
C28	0,1680	1,5965	9,5035	0,2814	-0,6633	1,1705	-1,2301	5,4765	59,2460	0,0000
C29	0,0133	2,1320	160,0022	0,1346	-1,0123	1,3396	-0,9537	2,7212	34,9170	0,0000
C30	0,1648	1,7802	10,8029	0,2677	-0,7422	1,1883	-0,8821	3,5122	43,4640	0,0000
C31	0,0613	1,8911	30,8416	0,1784	-1,0285	1,2945	-0,5128	2,0082	27,1020	0,0000
C32	0,0341	2,1927	64,3914	0,0944	-1,0184	1,4613	-0,8097	2,2542	28,5500	0,0000
C33	0,0543	1,9379	35,6926	0,1064	-0,9566	1,2401	-0,7999	2,3806	29,5400	0,0000
C34	0,1002	1,8219	18,1790	0,1226	-0,7619	0,9856	-0,1031	2,1446	39,0100	0,0000
C35	0,1222	2,1177	17,3274	0,1570	-0,8783	1,2543	-0,5889	2,7139	39,5880	0,0000
C36	0,0969	2,1355	22,0268	0,2389	-1,0856	1,2844	-0,5784	1,8803	23,8290	0,0000

Źródło: opracowanie własne.

Większość funduszy w analizowanym okresie osiągnęła dodatnie średnie stopy zwrotu, jedynie 5 z nich osiągnęło przeciętny wynik poniżej zera. Warto jednak zauważyć, że wszystkie z nich miały mediany stóp zwrotu powyżej zera, co świadczy o osiągnięciu w badanym okresie ponadprzeciętnych ujemnych wyników. Potwierdzeniem tej sytuacji są również ujemne wartości współczynnika asymetrii dla wszystkich analizowanych funduszy inwestycyjnych. Na podstawie przeprowadzonego testu normalności rozkładu można stwierdzić, że wszystkie badane inwestycje nie posiadały rozkładu zgodnego z rozkładem normalnym dla osiąganych przez nie stóp zwrotu. Jest to więc przyczynek, aby do badania jednorodności ich rynku zastosować miary alternatywne. Zastosowanie jedynie miar klasycznych w tym przypadku może inwestora wprowadzać w błąd.

W kolejnym kroku wyznaczono więc wartości poszczególnych miar ryzyka i efektywności z uwzględnieniem zarówno klasycznych, jak i alternatywnych mierników. Ponadto w miernikach opartych na wzorcu uwzględniono jako wzorzec stopę wolną od ryzyka (R_f) oraz stopę zwrotu z rynku (R_m). Wyniki zamieszczono w tabeli 2.

Tabela 2. Klasyczne miary ryzyka i efektywności dla funduszy inwestycyjnych akcji

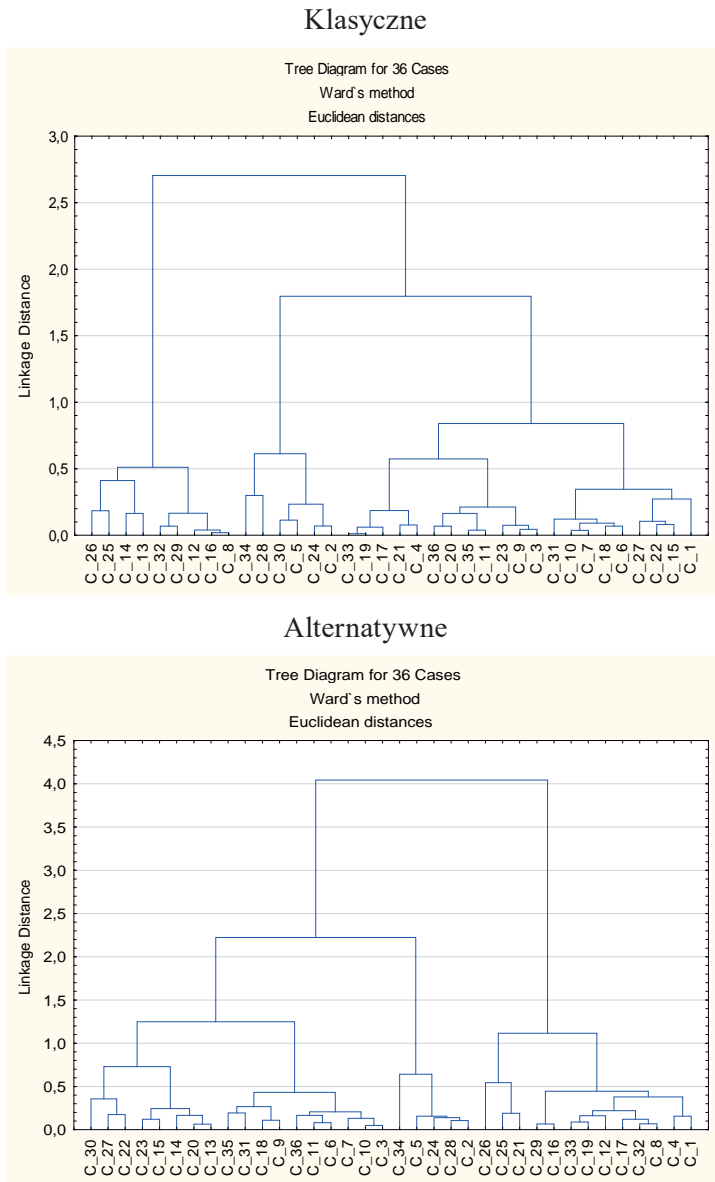
FI	σ	S	TR	J	β	σ		SoR		UPR		Ω	
						$R_w = R_m$	$R_w = R_f$	$R_w = R_m$	$R_w = R_f$	$R_w = R_m$	$R_w = R_f$	$R_w = R_m$	$R_w = R_f$
C1	1,7491	0,1255	0,2929	-0,0369	0,7492	0,5961	2,9344	-0,2059	0,0748	0,3772	0,5379	0,6461	1,1621
C2	1,9702	0,1883	0,5239	0,1287	0,7081	0,8733	2,7437	0,0330	0,1352	0,5992	0,6119	1,0585	1,2849
C3	2,0361	0,1593	0,3840	0,0353	0,8445	0,5633	2,9645	-0,0317	0,1094	0,5034	0,5742	0,9405	1,2363
C4	1,9976	0,1122	0,2563	-0,0751	0,8748	0,5274	3,0689	-0,2236	0,0731	0,3626	0,5466	0,6177	1,1549
C5	1,8687	0,1925	0,5044	0,1157	0,7132	0,8264	2,8341	0,0213	0,1269	0,5835	0,5825	1,0380	1,2799
C6	1,9773	0,1688	0,3942	0,0441	0,8465	0,5594	2,9891	-0,0150	0,1117	0,5417	0,5712	0,9729	1,2440
C7	1,9463	0,1514	0,3592	0,0140	0,8204	0,6070	2,9955	-0,0782	0,0984	0,4692	0,5591	0,8567	1,2144
C8	2,0910	0,1253	0,2804	-0,0577	0,9342	0,3866	3,0510	-0,2075	0,0859	0,3934	0,5585	0,6539	1,1824
C9	2,0096	0,1503	0,3652	0,0190	0,8270	0,6829	2,8661	-0,0588	0,1054	0,5063	0,5783	0,8957	1,2237
C10	1,9306	0,1617	0,3783	0,0298	0,8252	0,5708	2,9454	-0,0525	0,1060	0,5279	0,5728	0,9092	1,2280
C11	2,0877	0,1661	0,3999	0,0500	0,8672	0,6251	2,9858	0,0074	0,1161	0,5435	0,5808	1,0138	1,2510
C12	2,0952	0,1296	0,2945	-0,0440	0,9220	0,4572	3,1055	-0,1545	0,0874	0,4002	0,5544	0,7208	1,1880
C13	2,2435	0,1451	0,3224	-0,0200	1,0098	0,3125	3,0940	-0,0531	0,1052	0,4895	0,5702	0,9018	1,2272
C14	2,3820	0,1286	0,2872	-0,0587	1,0671	0,3894	3,1683	-0,0917	0,0967	0,4611	0,5636	0,8336	1,2080
C15	1,8437	0,1652	0,3700	0,0229	0,8231	0,4194	2,9463	-0,0896	0,1034	0,4827	0,5648	0,8429	1,2250
C16	2,0830	0,1223	0,2704	-0,0676	0,9421	0,3100	3,0836	-0,2819	0,0826	0,3273	0,5508	0,5365	1,1772

FI	σ	S	TR	J	β	σ		SoR		UPR		Ω	
						$R_w = R_m$	$R_w = R_f$	$R_w = R_m$	$R_w = R_f$	$R_w = R_m$	$R_w = R_f$	$R_w = R_m$	$R_w = R_f$
C17	1,9531	0,1345	0,2991	-0,0378	0,8779	0,3660	2,9892	-0,2173	0,0879	0,3502	0,5555	0,6162	1,1886
C18	1,9548	0,1685	0,4181	0,0598	0,7878	0,7084	2,8296	-0,0180	0,1164	0,5528	0,5844	0,9683	1,2498
C19	1,9387	0,1477	0,3273	-0,0130	0,8749	0,3305	2,9963	-0,1689	0,0956	0,4157	0,5628	0,7104	1,2054
C20	2,0962	0,1518	0,3366	-0,0052	0,9455	0,2860	3,0773	-0,0836	0,1034	0,4934	0,5664	0,8548	1,2243
C21	1,9910	0,1192	0,2909	-0,0418	0,8159	0,7929	3,0577	-0,1322	0,0776	0,3714	0,5404	0,7368	1,1684
C22	1,8528	0,1887	0,4165	0,0624	0,8394	0,3013	2,9439	0,0248	0,1188	0,5658	0,5772	1,0460	1,2602
C23	2,0143	0,1597	0,3593	0,0153	0,8954	0,4058	3,0378	-0,0504	0,1059	0,4980	0,5631	0,9078	1,2326
C24	1,9835	0,2063	0,5410	0,1504	0,7562	0,8074	2,8012	0,0830	0,1461	0,6294	0,6043	1,1524	1,3202
C25	2,2951	0,0867	0,2116	-0,1228	0,9401	0,8219	3,2282	-0,1743	0,0616	0,4095	0,5418	0,7008	1,1288
C26	2,1811	0,0527	0,1215	-0,2090	0,9470	0,6676	3,1898	-0,3402	0,0361	0,2204	0,5117	0,3923	1,0761
C27	1,7803	0,1885	0,4250	0,0654	0,7894	0,4447	2,8960	-0,0149	0,1159	0,5340	0,5787	0,9728	1,2514
C28	1,5965	0,2477	0,6470	0,1863	0,6112	0,8251	2,6986	0,0646	0,1465	0,5887	0,6022	1,1237	1,3230
C29	2,1320	0,1129	0,2514	-0,0869	0,9578	0,3694	3,1087	-0,2744	0,0775	0,3189	0,5438	0,5367	1,1667
C30	1,7802	0,2203	0,5192	0,1338	0,7555	0,5490	2,7968	0,0913	0,1403	0,6382	0,5974	1,1675	1,3081
C31	1,8911	0,1527	0,3840	0,0314	0,7522	0,7898	2,9766	-0,0676	0,0970	0,4858	0,5661	0,8775	1,2077
C32	2,1927	0,1193	0,2669	-0,0738	0,9799	0,4001	3,1072	-0,2015	0,0842	0,3611	0,5541	0,6411	1,1798
C33	1,9379	0,1454	0,3259	-0,0141	0,8647	0,3979	3,0223	-0,1518	0,0932	0,4480	0,5483	0,7463	1,2057
C34	1,8219	0,1799	0,6997	0,1675	0,4683	1,2384	2,6680	-0,0117	0,1228	0,5318	0,5910	0,9784	1,2635
C35	2,1177	0,1651	0,4117	0,0591	0,8494	0,7601	3,0365	0,0099	0,1152	0,5524	0,5669	1,0183	1,2560
C36	2,1355	0,1519	0,3609	0,0169	0,8989	0,6258	3,1080	-0,0283	0,1044	0,5249	0,5730	0,9486	1,2237

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie wyznaczonych miar przeprowadzono klasyfikację funduszy inwestycyjnych akcji pod kątem ich jednorodności względem uzyskanych wyników. Zastosowano w tym przypadku hierarchiczne procedury aglomeracyjne z wykorzystaniem metody Warda jako metody grupowania w oparciu zarówno o mierniki klasyczne, jak i alternatywne. Uzyskane wyniki zaprezentowano na rysunku 1.

Rysunek 1. Dendrogramy dla FI Akcji według klasycznych i alternatywnych miar ryzyka i efektywności



Źródło: opracowanie własne.

Metoda ta różni się od wszystkich pozostałych metod aglomeracyjnych, ponieważ do oszacowania odległości między skupieniami wykorzystuje podejście analizy wariancji. Mówiąc krótko, metoda ta zmierza do minimalizacji sumy kwadratów odchyleń dowolnych dwóch skupień, które mogą zostać uformowane na każdym etapie. W wyniku grupowania według klasycznych miar ryzyka i efektywności można wyróżnić siedem jednorodnych grup funduszy, o czym świadczy wysoka wartość wskaźnika Silhouette

(0,7846), wykorzystywanego do wyboru optymalnej liczby klas oraz do oceny jakości otrzymanej klasyfikacji¹⁶. Wartość tego indeksu dla ustalonej liczby klas wyznacza się ze wzoru:

$$S(u) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{b(i) - a(i)}{\max \{a(i), b(i)\}} \quad (11)$$

gdzie u – liczba klas, n – liczba obiektów, i – numer obiektu ($i=1, \dots, n$), $a(i)$ – średnia odległość i – tego obiektu od pozostałych obiektów należących do tej samej klasy, co obiekt i , $b(i)$ – średnia odległość i – tego obiektu od obiektów należących do najbliższej klasy obiektu i .

Wartość tego miernika zawiera się w przedziale $[-1,1]$ i im bliższa jest wartości 1, tym silniejsza jest struktura powstałych klas.

Warto podkreślić, że jest to klasyfikacja niezależna od przyjętej grupy mierników (klasyczne czy alternatywne), która przeczy jednorodnemu grupowaniu proponowanemu przez zarządzających i w związku z tym wprowadza w błąd inwestorów. Według przeprowadzonej klasyfikacji w oparciu o miary alternatywne wskazać należy aż 8 jednorodnych grup FI, co falsyfikuje tezę, iż fundusze te stanowią jednorodną grupę, której ryzyko jest na względnym poziomie miernika SSRI równym 5. Prawidłowy przydział funduszy do grup podobnych pod względem ryzyka i efektywności zamieszczono w tabeli 3 i rysunku 2.

Tabela 3. Grupy funduszy jednorodnych pod względem ryzyka i efektywności według klasycznych i alternatywnych miar

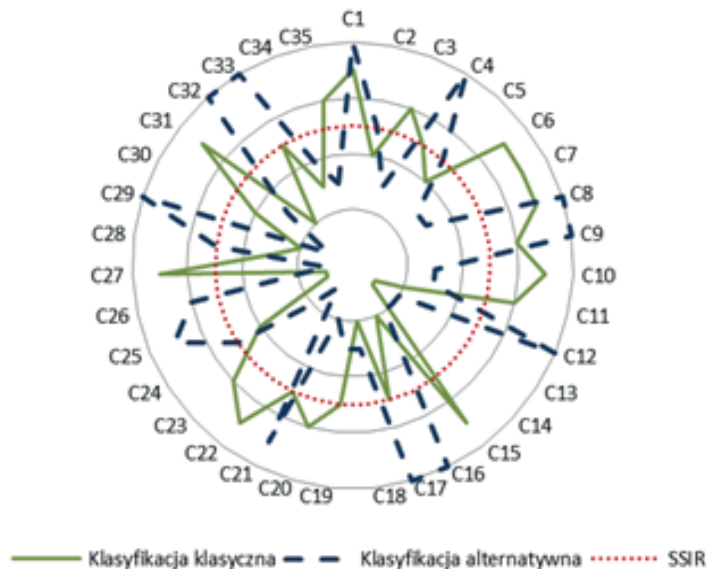
fundusz	Grupa ryzyka wg SSIR =>5		fundusz	Grupa ryzyka wg SSIR =>5	
	Miar klasycznych	Miar alternatywnych		Miar klasycznych	Miar alternatywnych
C1	7	8	C19	5	3
C2	4	5	C20	6	2
C3	6	3	C21	5	7
C4	5	8	C22	7	1
C5	4	5	C23	6	2
C6	7	3	C24	4	5
C7	7	3	C25	1	7
C8	7	8	C26	1	6
C9	6	8	C27	7	1

¹⁶ L. Kaufman, P.J. Rousseeuw, *Finding Groups in Data: an Introduction to Cluster Analysis*, Wiley, New York 1990.

fundusz	Grupa ryzyka wg SSIR =>5		fundusz	Grupa ryzyka wg SSIR =>5	
	Miar klasycznych	Miar alternatywnych		Miar klasycznych	Miar alternatywnych
C10	7	3	C28	3	5
C11	6	3	C29	2	8
C12	2	8	C30	4	1
C13	1	2	C31	7	3
C14	1	2	C32	2	8
C15	7	2	C33	5	8
C16	2	8	C34	3	4
C17	5	8	C35	6	3
C18	2	3	C36	6	3

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 2. Klasyfikacja FI z uwzględnieniem miar klasycznych i alternatywnych



Źródło: opracowanie własne.

Powyższe wyniki świadczą o tym, że zarządzający na podstawie oczekiwanej stopy zwrotu FI względem ich ryzyka całkowitego mierzonego odchyleniem standardowym wskazują, że fundusze objęte analizą stanowią jednorodną klasę FIA o wspólnym celu inwestycyjnym i podobnym ryzyku. Jednak fundusze akcji, które narażone są na wysokie ryzyko, ale zwłaszcza w okresie hossy generują wysokie stopy zwrotu, w rzeczywistości są niejednorodne w zaproponowanych przez zarządzających klasach i rodzaj

zastosowanych mierników jest również istotny. Aby zweryfikować tezę, w jakim stopniu rezultat klasyfikacji zbioru obiektów pokrywa się z wynikami podziału tego samego zbioru względem innego kryterium przy zastosowaniu tej samej metody taksonomicznej, w artykule wykorzystano miarę podobieństwa, opartą na dwuwymiarowej tablicy kontyngencji, zaproponowanej w pracach Greena i Rao¹⁷ oraz Randa¹⁸. Obliczony wskaźnik podobieństwa pomiędzy klasyfikacjami, którego wartość nie przekroczyła 70% (66,14%) informuje, że obie klasyfikacje różnią się od siebie w ponad 30%, co świadczy o istotnym wpływie na klasyfikację zastosowanych mierników.

Zakończenie

Zarządzający funduszami inwestycyjnymi sami deklarują poziom ryzyka, dzieląc je na jednorodne grupy oraz mierząc ich efektywność głównie średnią stopą zwrotu, natomiast jako miarę ryzyka stosują odchylenie standardowe i podstawowe z klasycznych wskaźników. Należy zauważyć, że nie zawsze te miary prawidłowo odwzorowują zarówno ryzyko, jak i efektywność funduszy, a związane jest to właśnie z rozkładem osiąganych stóp zwrotu, który najczęściej nie jest rozkładem normalnym czy też symetrycznym. W takich przypadkach błędne jest opieranie decyzji inwestycyjnej na klasycznych miarach, ponieważ nie uwzględniają one asymetrii rozkładu, który w decydujący sposób świadczy nie tylko o ryzyku, ale i efektywności funduszu.

Na podstawie uzyskanych wyników zastosowanej metody Warda wykazano, że zastosowanie zarówno klasycznych, jak i nieklasycznych miar istotnych w ocenie efektywności i ryzyka prowadzi do wyodrębnienia podgrup różniących się pod względem ryzyka i polityki inwestycyjnej, które z punktu widzenia dywersyfikacji ryzyka inwestycyjnego mają ogromne znaczenie. Dlatego też inwestor powinien posiadać wiedzę o jednorodnych podgrupach FI Akcji, która umożliwi mu wybór odpowiednich funduszy zgodnych z jego celem inwestycyjnym i przyjętą strategią. Zatem dobierając fundusz inwestycyjny, uwzględniając skłonność do akceptowania określonego poziomu ryzyka oraz oczekiwania dotyczące stóp zwrotu z inwestycji, standardowa informacja o funduszach inwestycyjnych przekazywana przez zarządzających powinna zawierać pełną i rzetelną wiedzę o niejednorodności grupy funduszy, w przeciwnym wypadku zarządzający wprowadzają inwestorów w błąd. Co więcej, zastosowanie klasycznych i nieklasycznych miar dało w konsekwencji dwa różniące się w ponad 30% podziały na podgrupy jednorodne pod względem badanych mierników, co również sugeruje, że

¹⁷ P.E. Green, V.R. Rao, *op. cit.*

¹⁸ W.M. Rand, *Objective Criteria for the Evaluation of Clustering Methods*, „Journal of the American Statistical Association” 1971, No 66.

w swoich decyzjach inwestycyjnych należy brać pod uwagę rozkład stóp zwrotu z badanego funduszu, ponieważ zastosowanie klasycznych miar nie zawsze daje prawidłową interpretację uzyskanych wyników, co może również prowadzić do błędnych decyzji inwestycyjnych.

Bibliografia

- Dębski W., *Rynek finansowy i jego mechanizmy*, PWN, Warszawa 2013.
- Fama E.F., *Components of Investment Performance*, „Journal of Finance” 1972, No. 3, s. 551-56.
- Green P.E., Rao V.R., *A Note of Proximity Measures and Cluster Analysis*, „Journal of Marketing Research” 1969, No 6.
- Jakubowski J., Sztencel R., *Wstęp do teorii prawdopodobieństwa*, Script, Warszawa 2004.
- Jensen M.C., *The Performance of Mutual Funds in Period 1945-1964*, „Journal of Finance” 1968, s. 389-416.
- Kaufman L., Rousseeuw P.J., *Finding Groups in Data: an Introduction to Cluster Analysis*, Wiley, New York 1990.
- Lintner J., *The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets*, „Review of Economics and Statistics”, February 1965, s. 13-37.
- Markowitz H.M., *Portfolio Selection*, „Journal of Finance” March 1952, s. 77-91.
- Mossin J., *Security Pricing and Investment Criteria in Competitive Markets*, „American Economic Review” December 1969, s. 749-756.
- Panek T., Zwierzchowski J., *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej. Teoria i zastosowania*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2013.
- Rand W.M., *Objective Criteria for the Evaluation of Clustering Methods*, „Journal of the American Statistical Association” 1971, No 66.
- Shadwick W., Keating C., *A universal performance measure*, „Journal of Performance Measurement” 2002, vol. 6(3), s. 59-84.
- Sharpe, W.F., *Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk*, „Journal of Finance” 1964, s. 425-442.
- Sortino F., Price L., *Performance Measurement in a Downside Risk Framework*, „Journal of Investing” 1994, vol. 3(3), s. 59-64.
- Sortino F., Van der Meer R., Plantinga A., *The Upside Potential Ratio*, „Journal of Performance Measurement” 1999, vol. 4(1), s. 10-15.
- Treynor J.L., *How to Rate Management of Investment Funds*, „Harvard Business Review” 1965, No.1, s. 63-75.

Application of the multidimensional comparison analysis in the research of homogeneity of investment fund in respect of risk and efficiency - a classical and alternative approach

Summary

The subject of the article focuses on the classification of the investment funds in terms of similarity in terms of risk and investment efficiency. This knowledge will enable the investor to make decisions as to how to invest and possibly change the investment strategy by adjusting the composition of the portfolio to the market situation and optimizing the payment amount in the future. To this end, the tools of multidimensional comparative analysis were used, which allowed to create maps of similarity of the IF investigated (using classical and alternative measures) constituting the basis for further assessment of their homogeneity. The article shows that the classifications used by managers who measure the efficiency by the average rate of return, while as a measure of risk they use the standard deviation and the classic indicators, are not correct, because they confirm the homogeneity of the sample in spite of its absence. It has been shown, that it is necessary to apply alternative measures in the absence of asymmetry in the distribution of return rates.

Keywords

investment funds, multidimensional comparison analysis, risk and efficiency, classic measures, alternative measures

