

STATYSTYCZNY POMIAR EFEKTYWNOŚCI FUNDUSZY INWESTYCYJNYCH OTWARTYCH ZA POMOCĄ ECM

dr Jacek, M. Kowalski

Wyższa Szkoła Bankowa w Poznaniu

jakowalski@op.pl

Abstrakt

Jest to pierwszy z cyklu artykułów, których celem jest przybliżenie Czytelnikowi różnych aspektów pomiaru efektywności inwestycji w jednostki uczestnictwa funduszy inwestycyjnych otwartych (FIO), w zależności od sposobu pojmowania i pomiaru ryzyka *ex post*, w powiązaniu z historycznymi stopami zwrotu, w ujęciu zwykłym lub benchmarkowym. Omawia się tu statystyczne miary efektywności funduszy zbudowane na bazie modelu CAPM, oparte na wariancji (odchyleniu standardowym) stóp zwrotu. Dalej, będziemy nazywali je klasycznymi, a grupę tych miar będziemy oznaczali przez ECM, od ang. *Efficiency Classic Measures*.

Wprowadzenie

Dla jasności dalszych rozważań, na wstępie trzeba zdefiniować zmienne statystyczne (stopy zwrotu), których właściwości będą omawiane i wykorzystywane w toku dalszych rozważań.

Podstawową z nich jest zmienna R opisująca zwrot z inwestycji (*return on investment*), o wartościach obserwacji $r(t)$, która odzwierciedla względne, okresowe zmiany wartości jednostki uczestnictwa funduszu, będące efektem działania spółki (Towarzystwa Funduszy Inwestycyjnych), zarządzającej kapitałem, powierzonym jej przez inwestora. W praktyce, zmienną tę obserwuje się w standardowym okresie badania, którym jest miesiąc kalendarzowy o długości odpowiadającej liczbie dni handlowych (*trading days*)¹, co daje, że miesięczne stopy zwrotu (*monthly return rate*) - przed prowizją i podatkiem – liczy się ze wzoru²:

$$r(t) = \frac{NAV_{FIN}^*(t) - NAV_{IN}^*(t)}{NAV_{IN}^*(t)} \quad (1)$$

¹ Dzień handlowy, to taki, w którym odbywa się sesja na GPW w Warszawie i dokonuje się wyceny Aktywów Funduszu oraz ustala się Wartość Aktywów Netto Funduszu oraz Wartość Aktywów Netto Funduszu na Jednostkę Uczestnictwa Funduszu. Zgodnie z przepisami rozporządzenia Ministra Finansów z dnia 8 października 2004 roku w sprawie szczególnych zasad rachunkowości funduszy inwestycyjnych [Dz.U.2004.231.2318, ze zm.], fundusz wskazuje w statucie godzinę, o której będzie określał ostatnie dostępne kursy, ceny i wartości, według których dokonywana jest wycena aktywów funduszu w tzw. Dniu Wyceny.

² Zdefiniowana w (1) stopa zwrotu może być annualizowana; po przemnożeniu przez 12 uzyskujemy stopę zwrotu w skali roku (*annualized return rate*).

gdzie: $NAV^*_{IN}(t)$ - NAV na jednostkę uczestnictwa funduszu w pierwszym dniu miesiąca t ,
 $NAV^*_{FIN}(t)$ - NAV na jednostkę uczestnictwa funduszu w ostatnim dniu miesiąca t .

Stopa zwrotu opisana wzorem (1) ma nikłą wartość poznawczą, chociażby przez to, że jest oderwana od dostępnych na rynku inwestycji alternatywnych, w związku z czym określana jest mianem miesięcznej absolutnej stopy zwrotu (*monthly absolute return rate*). Przyjmując zmienną R , jako punkt odniesienia, definiujemy inne zmienne opisujące alternatywne stopy zwrotu o zadanej wartości poznawczej.

Do najbardziej użytecznych, zarówno w badaniach teoretycznych, jak i analizach empirycznych zalicza się zmienna ER - o wartościach obserwacji $er(t)$ zwanych miesięcznymi nadwyżkami stóp zwrotu (*monthly excess return rate*), opisanych wzorem

$$er(t) = r(t) - rfr(t) \quad (2)$$

gdzie: $rfr(t)$ - wartość obserwacji zmiennej RFR opisującej miesięczną stopę zwrotu wolną od ryzyka (*monthly risk free rate*) wyznaczaną dla bezpiecznych i najbardziej płynnych inwestycji dostępnych na rynku.

Za inwestycje wolne od ryzyka uważa się zwyczajowo zakup papierów skarbowych. W warunkach amerykańskich bierze się tu zwykle pod uwagę weksle 90-dniowe (*treasury bills*), natomiast w Polsce bony skarbowe (*treasury bonds*) 13 lub 52-tygodniowe (BS13, BS52). W porównaniach europejskich punktem odniesienia są inwestycje w niemieckie papiery skarbowe. Różnica (2) zwana jest premią za ryzyka ponoszone z tytułu inwestowania w jednostki uczestnictwa funduszu, zaś stopa zwrotu $rfr(t)$ wyznacza umowny poziom oczekiwań najmniej wymagającego inwestora. Oczywiście, inwestycja wolna od ryzyka jest inaczej rozumiana przez zasobnego inwestora instytucjonalnego, a inaczej przez drobnego inwestora. Ten ostatni nie ma praktycznej możliwości czynnego udziału w przetargach, gdzie odbywa się emisja bonów skarbowych. Zasadniczą barierą jest tu wartość inwestycji, gdyż wartość nominalna jednego bonu wynosi 10000PLN, jedna oferta nie może być mniejsza niż 100000PLN z jedną ceną. W związku z tym celowe jest szukanie (definiowanie) inwestycji wolnych od ryzyka, praktycznie użytecznych (dostępnych) dla przeciętnego inwestora.

Pozostałe zmienne, o których będzie poniżej mowa, opierają się na pojęciu benchmarku, przy czym termin ten może odnosić się tylko do funduszu (wąski sens) lub do konkretnego

rynku kapitałowego (szeroki sens)³. W pierwszym przypadku chodzi o to, że gdy statut funduszu tak stanowi, fundusz może eksponować osiągnane stopy zwrotu poprzez odniesienie ich do stóp zwrotu z portfela odzwierciedlającego zachowanie się zmiennych rynkowych najlepiej oddających cel i politykę inwestycyjną funduszu. Tym samym, definiujemy zmienną *ERB* - o wartościach obserwacji *erb(t)* zwanych miesięcznymi nadwyżkami stóp zwrotu ponad benchmark (*monthly excess return rate over benchmark*), opisanych wzorem

$$erb(t) = r(t) - br(t) \quad (3)$$

gdzie: *br(t)* - oznacza tu wartość obserwacji zmiennej *BR* opisującej miesięczną stopę zwrotu z benchmarku funduszu (*montly benchmark return rate*).

Benchmark rozumiany w szerokim sensie, pokazuje swoje znaczenie w analizie porównawczej efektywności w homogenicznej grupie funduszy, w celu zachowania porównywalności materiału statystycznego. Zwykle, bierze się tu pod uwagę podstawowe indeksy rynków giełdowych (o znaczeniu globalnym lub lokalnym)⁴ albo ich kompozycje z wybranymi instrumentami finansowymi, konstruowane specjalnie przez: najbardziej renomowane spółki zarządzające funduszami⁵, uznane firmy specjalizujące się w rankingach funduszy⁶ lub spółki powiązane z największymi bankami inwestycyjnymi⁷. Jako przykład globalnego benchmarku można podać indeks rynków wschodzących MSCI Emerging Markets (MSCI EM), gdzie uwzględnia się akcje ponad ośmiuset pięćdziesięciu spółek z

³ Ciekawe informacje na ten temat można znaleźć w pracach: Zakrzewski A., *Portfele modelowe* www.expander.pl (19.10.2007) oraz Kossowski M., *Fundusze Inwestycyjne-Wieczna wojna z benchmarkami* <http://inwestuje.pl/content/view/115/44/> (17.02.2007).

⁴ Przykładowo, dla inwestora zainteresowanego rynkiem fio akcji, lokujących aktywa w akcje dużych spółek na GPW w Warszawie, indeksem rynkowym może być WIG20. Odpowiednio, takimi indeksami na rynku amerykańskim mogłyby być: S&P500 (*Standard & Poor's 500 Index*) akcji 500 najważniejszych spółek amerykańskich, notowanych na giełdach NYSE (*New York Stock Exchange*) oraz AMEX (*American Stock Exchange*), jak też w systemie NASDAQ (*National Association of Securities Dealers Automated Quotations*) lub DJIA (*Dow Jones Industrial Average*) przekrojowy, mierzący ruch cen akcji 30 największych przedsiębiorstw przemysłowych w USA.

⁵ Takim przykładem, dla polskiego lokalnego rynku akcji może być kompozycja 90%WIG+10%AMC0,5, przyjęta dla ING FIO Akcji, gdzie: AMC0,5-indeks wewnętrzny ING TFI obliczany przez ING Investment Management Polska S.A., pokazujący rentowność portfela specjalnie dobranych bonów skarbowych BS13 oraz BS52, zapewniającego półroczny średni termin wykupu portfela.

⁶ W USA do najbardziej znanych należą Morningstar Inc. oraz Lipper Analytical Services, natomiast w Polsce jest nią niezależna spółka analityczna Analizy Online.

⁷ Przykładem jest spółka Morgan Stanley Capital International (MSCI), od 2004 roku MSCI Barra, notowana na NYSE od 2007 roku. Powszechnie uznane rodziny indeksów giełdowych liczone przez Morgan Stanley Capital Investment, znane obecnie pod nazwą indeksów MSCI, już pod koniec lat sześćdziesiątych konstruowała firma Capital International, a prawo do obrotu tymi danymi nabył Morgan Stanley w 1986 roku.

dwudziestu pięciu krajów, w tym dwudziestu pięciu polskich spółek wchodzących do indeksu WIG szerokiego rynku⁸.

Dla inwestora poszukującego inwestycji w fundusz dający ponadnormatywne stopy zwrotu, wyższe niż rynek, interesujące będzie zachowanie zmiennej BER - o wartościach obserwacji $ber(t)$, zwanych miesięcznymi nadwyżkami stóp zwrotu z benchmarku (*monthly benchmark excess return rate*), opisanych wzorem

$$ber(t) = br(t) - rfr(t) \quad (4)$$

gdzie: $br(t)$ - oznacza tu wartość obserwacji zmiennej BR opisującej miesięczną stopę zwrotu z benchmarku rynku (*monthly market return rate*).

Właściwie skonstruowany benchmark funduszu powinien być swoistym drogowskazem dla uczestnika FIO, a każde TFI powinno na bieżąco pokazywać osiągnane wyniki na tle tego benchmarku, co jest zwykłą praktyką dla funduszy za granicą. Niestety krajowa praktyka w tym zakresie jest inna, zarówno z przyczyn merytorycznych, jak i technicznych⁹. Przykładowo, niezmiernie rzadko jakikolwiek krajowy fundusz akcji jest w stanie wygrać ze swoim benchmarkiem, opisanym na bazie notowań podstawowych indeksów z GPW w Warszawie, chociażby z powodu treści ustawowych zapisów o ograniczeniach w dywersyfikacji portfela funduszu otwartego¹⁰.

1. Efektywność funduszu

Ogólnie rzecz biorąc, analiza efektywności funduszu, identyfikowanej ze zdolnością do pomnażania wartości aktywów netto przypadających na jednostkę funduszu w historycznym okresie badania o długości T , polega na odniesieniu uzyskanej za ten czas średniej stopy zwrotu, do ryzyka, które zaakceptował inwestor uzyskując ten wynik. Pod pojęciem ryzyka (*risk*) należy rozumieć tu niepewność (*uncertainty*), która jest immanentną cechą oczekiwań, co do wysokości przyszłej stopy zwrotu. Niepewność ta zwiększa się wraz z obserwowaną zmiennością (*variability*) stóp zwrotu, w równych - co do długości - podokresach badania.

⁸Największe udziały w MSCI EM posiadają: Korea Południowa, Chiny, Tajwan, Brazylia i Rosja, a kapitalizacja wszystkich spółek z tego indeksu jest bliska 2.7blnUSD.

⁹ Kowalski J.M., *Fundusze inwestycyjne otwarte w Polsce (III)- statystyczny pomiar efektywności*, Zeszyty Naukowe WSB Poznań-Chorzów, 10/2008.

¹⁰Porównaj treść przepisów art.96 ust.2 oraz art.100 ust.4 ustawy z dnia 27 maja 2004 roku o funduszach inwestycyjnych [Dz.U.2004.146.1546, ze zm.]; tekst ujednolicony dostępny na stronie <http://www.knf.gov.pl/>.

Wszystkie liczbowe miary efektywności funduszy wywodzone z teorii finansów opierają się na pojęciu zwrotu z inwestycji, powiązanej z towarzyszącym jej ryzykiem. O ile zagadnienia pomiaru zwrotu nie budzą większych kontrowersji między praktykami i teoretykami, o tyle pomiar ryzyka jest i zapewne długo będzie, przedmiotem wielu dyskusji i sporów.

Przykładowo, w nowoczesnej teorii portfelowej (*modern portfolio theory*) sformułowanej przez Markowitz'a¹¹, zakłada się, że optymalna inwestycja polega na maksymalizacji funkcji użyteczności inwestora, która zależy wyłącznie od średniej i wariancji stóp zwrotu, przy czym ta ostatnia utożsamiana jest z jedyną właściwą miarą ryzyka. Jednocześnie, okazuje się, że zachowanie relacji zwrot-ryzyko jest właściwym kryterium efektywności w tym sensie, że daje poziom użyteczności znacząco skorelowany z oczekiwaną użytecznością inwestora, jeżeli tylko spełniony jest jeden z warunków¹²; funkcja użyteczności inwestora jest kwadratowa lub rozkład stóp zwrotu z inwestycji jest normalny.

Na bazie tej teorii, Sharpe¹³, Lintner¹⁴ i Mossin¹⁵ stworzyli model wyceny aktywów kapitałowych (CAPM¹⁶), który wiąże oczekiwaną przez inwestora relację zwrot-ryzyko, z ryzykiem rynku, gdzie lokowane są aktywa. Wśród najważniejszych założeń modelu, obok podstawowych warunków sformułowanych przez Markowitz'a, należy wymienić przynajmniej kilka, najistotniejszych dla dalszego toku rozważań¹⁷: inwestorzy działają racjonalnie, tzn. unikają ryzyka i dążą do maksymalizacji zysku, a każdy inwestor może pożyczyć nieograniczone ilości środków (lewarować inwestycję) według stopy pozbawionej ryzyka. Statystyczne miary efektywności funduszy oparte na CAPM, wykorzystujące wariancję (odchylenie standardowe) stóp zwrotu do pomiaru ryzyka, będziemy dalej nazywali klasycznymi i oznaczali przez ECM, od *Efficiency Classic Measures*.

Poza wszystkim, trzeba zdawać sobie sprawę z tego, że wszelakie wnioskowanie o efektywności inwestowania przy kryterium zwrot-ryzyko, na podstawie danych *ex post*, zawsze było zadaniem ryzykownym, samym w sobie¹⁸. Niepewność ta utrwała się i pogłębia

¹¹ Markowitz, Harry M., *Portfolio Selection*, Journal of Finance, March 1952, pp.77-91.

¹² Estrada J., *Mean-Semivariance Behavior: An Alternative Behavioral Model*, IESE Business School Barcelona, Department of Finance, February 2002.

¹³ Sharpe, William F., *Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk*, Journal of Finance, September 1964, pp.425-442.

¹⁴ 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, pp.13-37.

¹⁵ Mossin J., *Security Pricing and Investment Criteria in Competitive Markets*, American Economic Review, December 1969, pp.749-756.

¹⁶ Ang, *Capital Asset Pricing Model*.

¹⁷ Skov, Niels A., *Finanse i zarządzanie*, PRET, Warszawa, 1994, s.147.

¹⁸ Gustafson, Keith F., Lumer, Scott J., *Measuring risk is a risky business*, Pension Management, April 1996, pp.26-30.

w ostatnich kilku latach, poprzez „kasynowe” zachowania rynków kapitałowych, będące wynikiem praktycznie nieprzewidywalnych zdarzeń mających swe źródła w generowaniu sztucznych trendów i spekulacji na instrumentach pochodnych, w czym duży udział mają fundusze hedgingowe (*hedge funds*). Z kolei, błędne wyceny aktywów prowadzą do dużych fluktuacji stóp zwrotu z funduszy otwartych, które co do zasady nie mogą korzystać z dobrodziejstw pełnej dywersyfikacji, a w efekcie zaczynają generować ujemne zwroty w długich okresach inwestowania. Przykładowo, tylko w ciągu trzech pierwszych kwartałów bieżącego roku, aktywa funduszy zarejestrowanych w Polsce spadły o 32.9% w przeliczeniu na €, głównie przez falę umorzeń w funduszach akcyjnych, gdyż udział funduszy obligacji i funduszy pieniężnych, które nie powielają zachowań rynku akcji, w przypadku rynku polskiego stanowi około 20% wszystkich aktywów, czyli znacznie mniej niż w przypadku rynku europejskiego¹⁹.

2. Miary statystyczne z grupy ECM

Zakłada się tu, że rozkład stóp zwrotu z inwestycji jest normalny, lub przynajmniej symetryczny, gdyż jedynie wtedy, ryzyko mierzone odchyleniem standardowym stóp zwrotu (*volatility*) daje się sensownie interpretować. Do weryfikacji hipotezy statystycznej $H_0 : F(ER) \in F_N(ER)$, głoszącej przynależność dystrybuanty rozkładu zmiennej ER do rodziny dystrybuant rozkładu normalnego, wobec hipotezy alternatywnej $H_1 : F(ER) \notin F_N(ER)$, można wykorzystać intuicyjnie prosty test Jarque-Bera²⁰. Sprawdzian, oparty na klasycznych miarach skośności i spłaszczenia, można zapisać w postaci:

$$U^2 = T \cdot \left\{ \frac{[\lambda_3(ER)]^2}{6} + \frac{[\lambda_4(ER) - 3]^2}{24} \right\} \quad (5)$$

gdzie: $\lambda_3(ER)$ oraz $\lambda_4(ER)$ - to odpowiednio momenty centralne standaryzowane²¹ rzędu $a=3$ oraz $a=4$, zmiennej ER , z historycznego okresu inwestowania o długości T .

Hipotezę H_0 o normalności trzeba odrzucić, jeżeli spełniona jest relacja:

¹⁹ Duniec M., *Europejska branża funduszy broni się przed kryzysem*, News Letters, Analizy Online, 03-12-2008.

²⁰ Jarque, Carlos M., Bera, Anil K., *Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals*, Economics Letters, 1980, Volume 6, Issue 3, pp.255-259.

²¹ Kowalski, Jacek M., *Podstawy statystyki opisowej dla ekonomistów. Podręcznik z przykładami i zadaniami*, Wydawnictwo WSB, Poznań-Chorzów, 2006, s.108.

$$P\{U^2 > u^2(\alpha; k = 2)\} = \alpha \quad (6)$$

gdzie: $u^2(\alpha; k = 2)$ oznacza wartość krytyczną odczytaną z tablic rozkładu χ^2 , dla poziomu istotności α i liczby stopni swobody $k = 2$.

Jeżeli chodzi o założenie normalności, wiele badań empirycznych pokazuje, że przyjęcie założenia o normalności stóp zwrotu nie jest tak nierealistyczne, jak by się to mogło wydawać. Przykładowo, okazuje się, że rozkład miesięcznych stóp zwrotu z akcji na rynkach rozwiniętych, w odróżnieniu od rynków wschodzących, nie odbiega istotnie od normalności²². Obrony pozycji odchylenia standardowego, jako sensownej miary ryzyka, podjęli się Levy i Markowitz, którzy swego czasu pokazali²³, że relacja postaci: (średni zwrot/wariancja zwrotu) jest właściwym kryterium aproksymacyjnym dla efektywności, gdyż daje poziom użyteczności wysoce skorelowany z oczekiwaną użytecznością inwestora.

2.1. Stosunek Sharpe'a (*Sharpe ratio*)

Miarę tę, wprowadzoną przez Williama Forsyth'a Sharpe'a zapisujemy w postaci²⁴:

$$SR = \frac{A(ER)}{SD(ER)} = \frac{(1/T) \cdot \sum_t er(t)}{\sqrt{(1/T) \cdot \sum_t [er(t) - A(ER)]^2}} \quad (7)$$

gdzie: $A(ER)$ - średnia arytmetyczna zmiennej ER , $SD(ER)$ - odchylenie standardowe zmiennej ER ²⁵.

Formalnie rzecz biorąc, SR określa średnią miesięczną nadwyżkę stopy zwrotu ponad stopę wolną od ryzyka, przypadającą na jednostkę ponoszonego ryzyka, mierzonego odchyleniem standardowym, w okresie inwestowania o długości T . Wynik annualizowany otrzymujemy mnożąc SR przez $\sqrt{12}$.

²² Wyniki takiego badania dla trzynastu europejskich rynków akcji, pokazano w: Aparicio, Felipe M., Estrada J., *Empirical Distribution of Stock Returns: European Securities Markets, 1990-95*, European Journal of Finance, 2001, Volume 7, Issue 1, pp.1-2.

²³ Levy H., Markowitz, Harry M., *Approximating Expected Utility by a Function of Mean and Variance*, American Economic Review, June 1979, pp.308-317.

²⁴ Sharpe William F., *Mutual Fund Performance*, Journal of Business, January 1966, pp.119-138.

²⁵ W niektórych opracowaniach używa się odchylenia standardowego, wyliczonego na podstawie wariancji $VAR(ER)$ skorygowanej o poprawkę Bessela, równą $[T/(T-1)]$. Zasadniczo, jest to sensowne tylko przy $T < 50$, gdyż wtedy wariancja stóp zwrotu staje się estymatorem nieobciążonym i zgodnym.

Stosunek SR jest wykorzystywany do opisu *ex post*, w jakim stopniu zwrot z inwestycji kompensuje inwestorowi ponoszone ryzyko. Inwestorom, jako optymalną przedstawia się inwestycję w fundusz o największej wartości stosunku Sharpe'a²⁶, gdyż ta daje nadzieję na największy średni zwrot, w przeliczeniu na jednostkę ponoszonego ryzyka²⁷. Jest to *consensus* między ryzykiem i zwrotem, co pozwala inwestorowi znaleźć najlepszą kombinację tych parametrów, zgodną z jego poziomem tolerancji dla ryzyka. Należy mieć jednak na względzie, że to ostatnie wymaga spełnienia założenia o możliwości finansowania części inwestycji pożyczką (*leverage*), oprocentowaną na poziomie stopy pozbawionej ryzyka, co ilustruje poniższy przykład 1.

Przykład 1.

Rozważmy sytuację, opisaną w poniższej tablicy 1, kiedy to w pewnej jednorodnej grupie funduszy inwestycyjnych, najlepszy w świetle kryterium SR , okazał się fundusz B . Inwestora, o sporej awersji do ryzyka, który posiada do zainwestowania 100tys.PLN, interesują jednak inwestycje o wyższej stopie zwrotu, taka jak chociażby dużo bardziej ryzykowny fundusz A .

Tablica 1.
Wpływ lewarowania na wynik inwestycji.

Parametry opisowe (%)	Fundusze		
	A	B	B_L
$A(ER)$	14.00	7	14.00
$SD(ER)$	8.00	3.50	7.00
SR	1.75	2.00	2.00

Źródło: Opracowanie własne

Aby móc oczekiwać zwrotu na poziomie 14%, inwestor lewaruje się pożyczką w kwocie 100tys.PLN i kwotę 200tys.PLN przeznacza na zakup jednostek uczestnictwa funduszu B . Tym samym, parametry inwestycji lewarowanej (B_L) ulegają podwojeniu, przy czym ryzyko okazuje się tu być i tak nieco mniejsze, niż dla funduszu A .

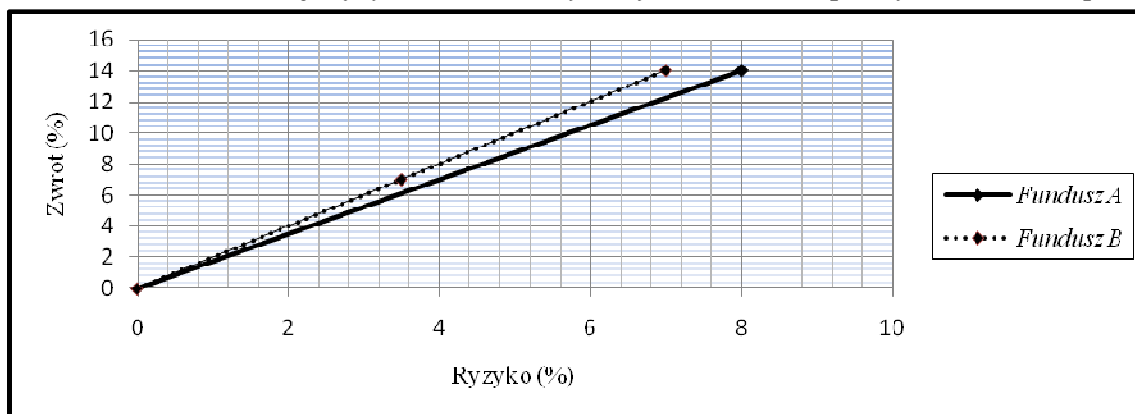
Jeżeli w układzie współrzędnych prostokątnych, gdzie na osi X odłożono wartości $SD(ER)$ i na osi Y wartości zmiennej $A(ER)$, wykreślić dla funduszu B prostą przechodzącą przez punkty $B(3.50;7.00)$ oraz $B_L(7.00;14.00)$, to jej współczynnik kierunkowy będzie równy $SR=2.00$. Identycznie jest w przypadku funduszu A , kiedy to współczynnik kierunkowy

²⁶ Portfel aktywów takiego funduszu nazywa się portfelem rynkowym.

²⁷ Przy zbliżonych średnich stopach zwrotu, SR premiuje zawsze inwestycję o mniejszej zmienności.

odnośnej prostej jest równy $SR=1.75$. Oczywiście wszystkie fundusze leżące wzdłuż linii górnej są lepsze niż fundusze z linii dolnej, co ilustruje diagram z wykresu 1.

Wykres 1.
Relacja ryzyko-zwrot dla wybranych wartości współczynnika SR -Sharpe'a.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z tablicy 1.

Jak pokazuje praktyka, miara SR - poza inwestorami instytucjonalnymi i środowiskami akademickimi - nie cieszy się dużą popularnością²⁸, a jej ezoteryczny charakter rodzi trudności interpretacyjne, przez co jest pomijana przez liczące się słowniki finansowe i rzadko stosowana przez profesjonalnych doradców finansowych (*certified financial planners*)²⁹.

Pozytywną własnością miary Sharpe'a, jest łatwość implementacji stosunku (7) do sprawdzianu testu dla weryfikacji hipotezy statystycznej $H_0: E(ER) = 0$ głoszącej, że wartość oczekiwana nadwyżka stopy zwrotu $E(ER)$ wynosi zero, czyli innymi słowy, że zaobserwowany średni poziom $A(ER)$ stopy zwrotu z inwestycji jest statystycznie nieistotny (przypadkowy). Przy założeniu prawdziwości hipotezy zerowej, sprawdzian A o rozkładzie t - Studenta i liczbie stopni swobody $k = T - 1$, wyraża się wzorem:

$$A = SR \cdot \sqrt{T - 1} \quad (8)$$

Dla $A(ER) > 0$ i prawostronnego obszaru krytycznego, czyli przy hipotezie alternatywnej $H_1: \alpha > 0$, hipotezę H_0 odrzucamy na korzyść H_1 , gdy na poziomie istotności p spełniona jest relacja:

$$P\{A > t(p; k = T - 1)\} = p \quad (9)$$

²⁸ Simons K., *Risk-adjusted performance of mutual funds*, New England Economic Review, September/October 1998, p.38

²⁹ Jaffe, Charles A., *Don't Be Duped by Alphabet Soup*, The Boston Globe, March (9) 1998, pp.A14, A16.

gdzie: $t(p; k = T - 1)$ - wartość krytyczna odczytana z tablic rozkładu t - Studenta³⁰. Odrzucenie hipotezy H_0 na korzyść H_1 upoważnia do twierdzenia, że średnia rentowność osiągnięta w historycznym okresie badania o długości T , miała charakter nieprzypadkowy.

Użyteczność miary Sharpe'a jest praktycznie żadna, gdy obserwujemy inwestycje w fundusze, które w historycznym okresie inwestowania przyniosły ujemne średnie stopy zwrotu,. Wówczas, nierzadkie są sytuacje, kiedy spośród dwóch takich funduszy SR nakazuje wybrać ten, który przynosi znacząco wyższą stratę. Ma to miejsce, gdy fundusz ten cechuje jednocześnie wyższa zmienność, opisana odchyleniem standardowym stopy zwrotu. Ogólnie rzecz biorąc, prowadzi to do nieracjonalnego rankingu w jednorodnej grupie funduszy inwestycyjnych, w okresach dekonjunktury rynkowej, generujących straty inwestorów.

Wyżej opisaną anomalię można wyeliminować, stosując modyfikację stosunku Sharpe'a, daną wzorem³¹:

$$SR_{Mod} = \frac{A(ER)}{SD(ER)^{A(ER)/absA(ER)}} \quad (10)$$

gdzie: $absA(ER)$ - absolutna wartość średniej arytmetycznej zmiennej ER .

2.2. Stosunek informacji (*Information ratio*)

Stosunek informacji³², będący najbardziej znaną modyfikacją stosunku (7), wyraża się wzorem:

$$SR^* = \frac{A(ERB)}{SD(ERB)} = \frac{(1/T) \cdot \sum_t erb(t)}{\sqrt{(1/T) \cdot \sum_t [erb(t) - A(ERB)]^2}} \quad (11)$$

³⁰ Tak stabilizowany rozkład Studenta jest dostępny we wszystkich podręcznikach z zakresu statystyki matematycznej, jak chociażby w: Pawłowski Z., *Wstęp do statystyki matematycznej*, PWN, Warszawa, 1969, s.447.

³¹ Israelsen, Craig L., *A refinement to the Sharpe ratio and information ratio*, Journal of Asset Management, April 2005, pp.423-427.

³² Nazwana pierwotnie *Appraisal ratio*, przedstawiona po raz pierwszy w: Treynor, Jack L. and Fisher Black, *How to Use Security Analysis to Improve Portfolio Selection*, Journal of Business, January 1973, pp.66-85.

gdzie: $A(ERB)$ - średnia arytmetyczna zmiennej ERB , $SD(ERB)$ - odchylenie standardowe zmiennej ERB , zwane błędem odwzorowania (*tracking error*).

Podobnie, jak w przypadku SR , stosunek SR^* określa średnią miesięczną nadwyżkę stopy zwrotu, przypadającą na jednostkę ponoszonego ryzyka w okresie inwestowania o długości T , z tą jednak różnicą, że punktem odniesienia w nadwyżce jest stopa zwrotu z benchmarku. Identyfikując, jak dla (7) annualizowaną wartość (11) otrzymujemy mnożąc SR^* przez $\sqrt{12}$.

Występująca w mianowniku (11) wartość $SD(ERB)$ może być wykorzystana do oceny efektywności zarządzających funduszem. Innymi słowy, jeżeli dokonujemy wyboru pomiędzy inwestycjami w dwa fundusze, odnoszonymi do tego samego benchmarku, to ta o większej wartości błędu odwzorowania gorzej podąża za benchmarkiem, a więc uważana jest za bardziej ryzykowną. Fakt ten, może stanowić przyczynek do wnioskowania, że fundusz ten jest zarządzany mniej sprawnie.

W przypadku występowania historycznych okresów z ujemnymi stopami zwrotu, modyfikacja SR^* polegająca na korekcie mianownika, analogicznej do (10), prowadzi do wzoru³³:

$$SR^*_{Mod} = \frac{A(ERB)}{SD(ERB)^{A(ERB)/absA(ERB)}} \quad (12)$$

którego zastosowanie, pozwala urealniać rankingi funduszy, w opisanej wyżej sytuacji badawczej.

Przykład 2.

W poniższej tablicy 2 zawarto informacje o wartościach benchmarku, będącego procentowym wskaźnikiem cen akcji 500 największych przedsiębiorstw w USA, za lata 1999-2003.

Tablica 2.
Stopy zwrotu (%) z S&P500 Index za lata 1999-2003.

Lata	1999	2000	2001	2002	2003
t	1	2	3	4	5
$br(t)$	21.04	-9.10	-11.88	-22.09	28.67

Źródło: Opracowanie własne na podstawie Israelsen, Craig L., *A refinement to the Sharpe ratio and information ratio*, Journal of Asset Management, April 2005, p.424

³³ Israelsen, Craig L., *A refinement to the Sharpe ratio and information ratio*, Journal of Asset Management, April 2005, pp.423-427.

W oparciu o przyjęty benchmark wyliczono wartości SR^* oraz SR^*_{Mod} dla wybranej grupy amerykańskich funduszy akcji, w celu dokonania rankingu ich efektywności, co pokazuje poniższa tablica 3. Tamże, w kolumnach 5 i 7 umieszczono wyniki rangowania wartości standardowego i zmodyfikowanego stosunku informacji, w relacji niemalejącej³⁴.

Tablica 3.

Ranking wybranych $n=11$ funduszy akcji w oparciu o wartości standardowego i modyfikowanego stosunku informacji, za lata 1999-2003.

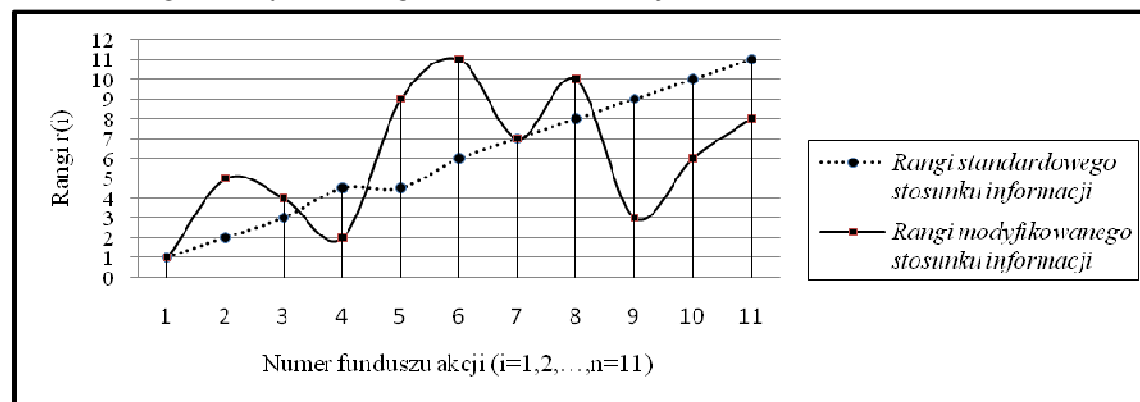
Nazwa funduszu akcji	$A(ERB)$	$SD(ERB)$	SR^*	$r(SR^*)$	SR^*_{Mod}	$r(SR^*_{Mod})$
1	2	3	4	5	6	7
Hartford Stock HLS IA	-0,74	1,76	-0,42	1	-1,30	1
Evergreen Blue Chip B	-2,10	4,82	-0,44	2	-10,12	5
Dreyfus Growth Opport.	-1,85	4,00	-0,46	3	-7,40	4
Frank Russel Tax LgCP S	-1,19	2,49	-0,48	4,5	-2,96	2
Matterhorn Growth	-3,55	7,35	-0,48	4,5	-26,09	9
Delaware Devon A	-6,96	13,86	-0,50	6	-96,47	11
McMorgan Eq. Investment	-2,51	4,97	-0,51	7	-12,47	7
Rydex Nova Investment	-6,13	10,73	-0,57	8	-65,77	10
DBL Enhanced Idx Core Eq.	-1,79	2,95	-0,61	9	-5,28	3
Perform Lg Cap Eq.Inst.	-2,61	4,13	-0,63	10	-10,78	6
BBH Tax Efficient Eq. N	-3,32	4,71	-0,70	11	-15,64	8

Źródło: Opracowanie własne na podstawie Israelsen, Craig L., *A refinement to the Sharpe ratio and information ratio*, Journal of Asset Management, April 2005, p.425.

Na poniższym diagramie z wykresu 2 pokazano różnice w rankingach funduszy akcji, opartych na wartościach SR^* oraz SR^*_{Mod} .

Wykres 2.

Porównanie wyników rankingów wybranych funduszy akcji w oparciu o wartości standardowego i modyfikowanego stosunku informacji, za lata 1999-2003.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z tablicy 3.

³⁴ W powołanej pracy źródłowej błędnie zostało dokonane rangowanie, gdyż nie uwzględniono występowania łążeń, tzn. sytuacji, gdy dwie lub więcej rangowanych wartości jest identycznych. Tym samym rangi tam pokazane, różnią się od rang z kolumny 5 w tablicy 3, a wykres 1 ze strony 426 jest błędny.

Już na pierwszy rzut oka widać, że różnice w ocenie efektywności funduszy są istotne, a zasadność tego spostrzeżenia powinna potwierdzić wartość współczynnika **rs** - korelacji rang Spearmana, uwzględniającego łączenia, dana wzorem³⁵:

$$rs = \frac{(1/6) \cdot (n^2 - 1) - [P(X) + P(Y)] - (1/n) \cdot \sum_i [rx(i) - ry(i)]^2}{[(1/6) \cdot (n^2 - 1) - 2 \cdot P(X)]^{1/2} \cdot [(1/6) \cdot (n^2 - 1) - 2 \cdot P(Y)]^{1/2}} \quad (13)$$

gdzie: $rx(i)$ oraz $ry(i)$ - to odpowiednio rangi zmiennej X i Y , $P(X)$ oraz $P(Y)$ - odpowiednio poprawki na występowanie grup łączonych dla zmiennych X i Y . Poprawka P dla danej zmiennej uwzględnia sumaryczny wpływ indywidualnych j -tych połączeń, każde o długości $t(j)$, na obniżenie wariancji tej zmiennej i dana jest wzorem³⁶:

$$P = \sum_j [t(j)^3 - t(j)] / (12 \cdot n) = \sum_j p(j) \quad (14)$$

gdzie: $p(j)$ - indywidualna j -ta poprawka dla danej zmiennej ($j=1,2,\dots,k$), n - długość badanego szeregu.

Okazuje się, że w naszym przykładzie, przy $P(X) = P(SR^*) = 0,05$, bardzo mała wartość współczynnika korelacji $rs=0,42$ potwierdza istotny wpływ modyfikacji na wyniki rankingu efektywności funduszu, w sytuacji występowania ujemnych stóp zwrotu³⁷.

2.3. Miara Treynora (*Treynor measure*)³⁸

Tytułem wprowadzenia, należy odnieść się do modelu CAPM, regresji liniowej zmiennej ER względem BER , który można zapisać, jak niżej³⁹:

$$ER = \beta \cdot BER + \alpha + \varepsilon \quad (15)$$

³⁵ Kowalski, Jacek M., *Podstawy statystyki opisowej dla ekonomistów. Podręcznik z przykładami i zadaniami*, Wydawnictwo WSB, Poznań-Chorzów, 2006, s.191.

³⁶ Tamże, s.148.

³⁷ Oczywiście badania efektywności należy prowadzić dla danych miesięcznych, przynajmniej w okresach rocznych, ale ten przykład miał za zadanie krótką ilustrację metody obliczeń, w określonej sytuacji badawczej.

³⁸ Czasami nazywana *Reward-to-Variability Ratio* lub *Reward-to-Volatility Ratio*.

³⁹ Pedersen, Christian S., Rudholm-Alfvén T., *Papers. Selecting a risk-adjusted shareholder performance measure*, Journal of Asset Management, October 2003, pp.152-172.

gdzie: BER - opiera się na benchmarku odzwierciedlającym stan rynku, ε - oznacza ryzyko idiosynkratyczne (*idiosyncratic risk*), tzn. takie, którego nie da się przypisać do systematycznych zmian stóp zwrotu z funduszu poprzez zmienność rynku.

Jak widać, wzór (15) wyjaśnia oczekiwany zwrot z funduszu poprzez odwołanie do: wrażliwości na zmiany zwrotu z rynku (portfela rynkowego) oznaczonej tu przez β , zmiany stóp zwrotu z samego rynku (portfela rynkowego) oraz stopy zwrotu wolnej od ryzyka. Oszacowanie współczynnika β otrzymujemy na podstawie wzoru⁴⁰:

$$\beta = \frac{\text{COV}(ER; BER)}{\text{VAR}(BER)} \quad (16)$$

gdzie: $\text{COV}(ER; BER)$ - to kowariancja między zmiennymi ER i BER , $\text{VAR}(BER)$ - wariancja zmiennej BER .

Ostatecznie, miarę Treynora zapisujemy, jako stosunek postaci⁴¹:

$$TM = \frac{A(ER)}{\beta} = \frac{(1/T) \cdot \sum_t er(t)}{\beta} \quad (17)$$

gdzie: $A(ER)$ - średnia arytmetyczna zmiennej ER , β - oszacowanie współczynnika kierunkowego w modelu regresji liniowej zmiennej ER względem BER .

Miara (17) pokazuje reakcję stopy zwrotu z funduszu, na zmiany wykazywane przez benchmark, w okresie inwestowania o długości T . W zależności od znaku, przy $\beta > 0$ wzrostowi (spadkowi) BER towarzyszy wzrost (spadek) ER , przy $\beta < 0$ wzrostowi (spadkowi) BER towarzyszy spadek (wzrost) ER , przy $\beta = 0$ zmiany BER nie wywołują żadnej reakcji ER . Ponieważ wartości badanych zmiennych BER i ER wyraża się procentowo, to β informuje o ile %, średnio rzecz biorąc miesięcznie, w całym okresie inwestowania, zmieniała się (wzrastała lub spadała - w zależności od znaku) nadwyżka stopy zwrotu z funduszu, gdy nadwyżka stopy zwrotu z benchmarku wzrastała o 1%.

Innymi słowy, przyjęcie β do oceny ryzyka inwestycji w fundusz powoduje, że TM określa średnią miesięczną nadwyżkę stopy zwrotu ponad stopę wolną od ryzyka, przypadającą na

⁴⁰ Kowalski, Jacek M., *Podstawy statystyki opisowej dla ekonomistów. Podręcznik z przykładami i zadaniami*, Wydawnictwo WSB, Poznań-Chorzów, 2006, s.197.

⁴¹ Treynor J., *How to Rate Management of Investment Funds*, Harvard Business Review, January-February 1965, pp.63-75.

jednostkę ryzyka rynkowego (systematycznego) powiązanego z tym funduszem. Taka interpretacja współczynnika β od bardzo dawna jest głównym obiektem krytyki w modelu CAPM, zarówno ze strony praktyków, jak i teoretyków rynków kapitałowych, co nie przeszkadza, że jest powszechnie stosowana i publikowana przez domy maklerskie, nie tylko dla funduszy, lecz także pojedynczych akcji. Przykładowo, praktyka pokazuje, że stopy zwrotu z akcji są wysoce wrażliwe na wielkość spółki (potwierdzoną przypisaniem do danego segmentu rynku) i stopy dywidendy, a zmienność ta nie jest tłumaczona przez β z modelu regresji stopy zwrotu z akcji, względem stopy zwrotu opartej na indeksie rynku⁴². Podobnie ma się rzecz z wyjaśnianiem zmienności wywołanej przez strojenie okienek (*windows dressing*)⁴³, czy też szeregu anomalii na rynkach kapitałowych, będących domeną analiz finansów behawioralnych, jak chociażby znanych powszechnie, tzw. efektu grudnia (rajd Świętego Mikołaja) oraz efektu stycznia⁴⁴.

2.4. Alfa Jensena (*Jensen's alpha*)

Wyraz wolny w modelu (15), zwany współczynnikiem α - Jensena⁴⁵, opisuje dodatkowy zwrot z inwestycji, dla danego poziomu ryzyka systematycznego. Wartość jego oszacowania można wyznaczyć ze wzoru⁴⁶:

$$\alpha = A(ER) - \beta \cdot A(BER) \quad (18)$$

gdzie: parametr β dany jest wzorem (16).

⁴² Reinganum, Marc R., *Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings yields and market value*, Journal of Financial Economics, March 1981, pp.19-46 oraz Reinganum, Marc R., Kiholm Smith J., *Investor Preference for Large Firms: New Evidence on Economies of Size*, The Journal of Industrial Economics, December 1983, pp. 213-227.

⁴³ W przypadku Towarzystw Funduszy Inwestycyjnych, zarządzający chcąc poprawić roczne osiągnięcia inwestycyjne, podciągają kursy akcji najlepszych inwestycji i usuwają z portfela akcje nieefektywne, w sensie otrzymywanych stóp zwrotu.

⁴⁴ Keim D., *Size-Related Anomalies and Stock Market Seasonality. Further Empirical Evidence*, Journal of Financial Economics, June 1983, pp.13-32, Lakonishok J., Smidt S., *Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective*, The Review of Financial Studies, Winter 1988, pp. 403-425.

⁴⁵ Jensen, Michael C., *The Performance of Mutual Funds in Period 1945-1964*, Journal of Finance, May 1968, pp.389-416.

⁴⁶ Kowalski, Jacek M., *Podstawy statystyki opisowej dla ekonomistów. Podręcznik z przykładami i zadaniami*, Wydawnictwo WSB, Poznań-Chorzów, 2006, s.197.

Przyjmuje się, że (18) jest miarą efektywności zarządzającego, przy założeniu stanu równowagi rynku, to znaczy w sytuacji, gdy średnie zwroty z funduszu i benchmarku są sobie równe. I tak, przy $\alpha > 0$ można przypuszczać, że zarządzający posiada ponadprzeciętne zdolności w doborze aktywów do portfela inwestycji funduszu, zaś przy $\alpha < 0$, nie wykazuje takich umiejętności.

Oczywiście można dyskutować, czy dodatnia wartość parametru α jest dziełem przypadku, czy też wynikiem świadomych działań zarządzających. Rozstrzygnięcie tego problemu można oprzeć na weryfikacji hipotezy statystycznej $H_0: \alpha = 0$, głoszącej brak statystycznej istotności tego parametru, przy prawostronnym obszarze krytycznym, czyli hipotezie alternatywnej $H_1: \alpha > 0$. Przy założeniu prawdziwości hipotezy zerowej, sprawdzian B o rozkładzie t - Studenta i liczbie stopni swobody $k = T - 2$, ma postać:

$$B = \frac{\alpha}{SD(ER - ER^*)} = \frac{\alpha \cdot (T - 2)}{\sqrt{\sum_t [er(t) - er(t)^*]^2}} \quad (19)$$

gdzie: $SD(ER - ER^*)$ - odchylenie standardowe reszt modelu (9), przy czym $er(t)^*$ oznacza teoretyczne (wynikające z modelu) nadwyżki stóp zwrotu ponad stopę zwrotu wolną od ryzyka. H_0 odrzucamy na korzyść H_1 , gdy na poziomie istotności p spełniona jest relacja:

$$P\{B > t(p; k = T - 2)\} = p \quad (20)$$

gdzie: $t(p; k = T - 2)$ - wartość krytyczna odczytana z tablic rozkładu t - Studenta. Odrzucenie hipotezy H_0 na korzyść H_1 upoważnia do twierdzenia, że nadwyżka rentowności ponad średnią wartość $A(ER)$ osiągnięta w historycznym okresie badania o długości T , miała charakter nieprzypadkowy.

2.5. Współczynnik determinacji (*Coefficient of determination*)

Jeżeli zasadne jest stosowanie liniowego modelu regresji ER względem BER , opisanego wzorem (15), to sensowne jest wyznaczenie współczynnika determinacji R^2 (zwanego też współczynnikiem dopasowania⁴⁷) danego wzorem:

⁴⁷ Kendall Maurice G., Buckland William R., *Słownik terminów statystycznych*, PWE, Warszawa, 1975, s.243.

$$R^2 = r_{(BER;ER)}^2 \cdot 100 \quad (21)$$

gdzie: $r_{(BER;ER)}$ - to współczynnik korelacji liniowej Pearsona między zmiennymi BER oraz ER . Miara ta informuje, jaki % zmienności w kształtowaniu się wartości $er(t)$ zmiennej ER , daje się wytłumaczyć liniowym mechanizmem powiązań, ze zmianami w wartościach $ber(t)$ zmiennej BER .

Przykład 3.

Przykład ten ma zadanie przedstawić rachunkowe aspekty wyznaczania wybranych miar efektywności, wywodzonych z modelu CAPM⁴⁸, na podstawie informacji zawartych w poniższej tablicy 4.

Tablica 4.

Historyczne miesięczne stopy zwrotu dla pewnego FIO Akcji A i powiązanych inwestycji alternatywnych, wraz z odnośnymi statystykami opisowymi, za okres I.2004-XII.2004.

M-ce (t)	Stopy zwrotu (%) zrealizowane		Stopy zwrotu (%)*)	Nadwyżki stóp zwrotu (%)	
	$rfr(t)$	$r(t)$	$br(t)$	$er(t)$	$ber(t)$
1	2	3	4	5	6
1	0,37	6,03	5,41	5,66	0,62
2	0,33	6,94	6,25	6,61	0,69
3	0,40	4,83	2,37	4,43	2,46
4	0,39	4,91	1,82	4,52	3,09
5	0,37	-3,90	-2,87	-4,27	-1,03
6	0,43	-1,52	1,45	-1,95	-2,97
7	0,43	-2,53	-1,32	-2,96	-1,21
8	0,45	5,81	2,57	5,36	3,24
9	0,45	7,89	4,24	7,44	3,65
10	0,44	-1,85	0,60	-2,29	-2,45
11	0,44	-3,11	0,02	-3,55	-3,13
12	0,43	2,96	4,76	2,53	-1,80
Średnia arytmetyczna (%) (annualizowana)		2,2050 (26,4600)	2,1083 (25,3000)	1,7942 (21,5300)	1,6975 (20,3700)
Odchylenie standardowe (%) (annualizowane)		4,4252 (15,3292)	2,7568 (9,5499)	4,4342 (15,3605)	2,7668 (9,5844)

*) Z indeksu WIG (benchmark)

Źródło: Opracowanie własne

Przejście do zasadniczych rozważań winno być poprzedzone precyzyjną analizą materiału statysty styczniowego zgromadzonego w pierwszej części powyższej tablicy 4. I tak, jeżeli chodzi

⁴⁸ Z konieczności ograniczamy się tu do historycznych wyników, tylko za okres 12 miesięcy, który jest zwyczajowo najkrótszym okresem dla tego rodzaju analiz.

o inwestycję wolną od ryzyka, to przy założeniu praktycznej użyteczności pomiaru, może nią być zakup dwuletnich oszczędnościowych Obligacji Skarbu Państwa (DOS) o oprocentowaniu rocznym, stałym w okresie 2 lat, z roczną kapitalizacją odsetek, które emitowane są raz na miesiąc na warunkach zapisanych w listach emisyjnych Ministra Finansów i sprzedawane zawsze po cenie równej wartości nominalnej, która wynosi PLN100. Jest to inwestycja dostępna wyłącznie osobom fizycznym, rezydentom i nierezydentom, a więc nie stawia bariery dla zamożności inwestora, jak ma to miejsce przy inwestycji w bony skarbowe 13 i 52-tygodniowe, którą uważa się standardowo za inwestycję wolną od ryzyka. Charakterystyczne dla niej cechy to płynność opierająca się na łatwości i powszechność obsługi (wykup, przedterminowy wykup, zamiana), przejrzystość opodatkowania (dochodów z tytułu odsetek od obligacji nie wykazuje się w deklaracji rocznej PIT, gdyż płatnikiem odpowiedzialnym za pobranie i odprowadzenie podatku jest BDM PKO BP), możliwość obrotu na rynku wtórnym nieregulowanym na podstawie umowy cywilno-prawnej oraz możliwość precyzyjnego (w każdym dniu) określenia rentowności inwestycji⁴⁹, czego nie można powiedzieć o inwestycji w bony skarbowe.

Wynik inwestycji wolnej od ryzyka, o wartościach wykazanych w kolumnie 2 tablicy 4, jest miesięczną zrealizowaną stopą zwrotu (%) przy dokonaniu jednorazowej inwestycji w kwocie 5 tys. PLN. Zakup obligacji dokonywany jest w pierwszym dniu sprzedaży obligacji emitowanych w badanym miesiącu, natomiast odpłatne zbycie przypada na ostatni dzień handlowy badanego miesiąca. Wielkość dokonanej inwestycji nie wpływa na stopę zwrotu, gdyż nie pobiera się tu prowizji od dokonanej wpłaty. Rodzi się tu pewien problem, związany ze sposobem określenia zrealizowanej stopy zwrotu. Nie można tu oprzeć się na prawie nabywcy obligacji DOS do skorzystania z przedterminowego wykupu, gdyż wówczas wartość narosłych odsetek pomniejsza się o opłatę, która obciąża każdą obligację kwotą 1,00 PLN, co zawsze daje stratę w miesięcznym okresie inwestycji. W związku z tym, przyjmuje się, że realizacja odsetek skumulowanych wynikających z tabeli odsetkowej dla danej emisji, będzie następowała przez odpłatne zbycie obligacji na rynku wtórnym nieregulowanym na podstawie umowy cywilno-prawnej, z której dochód⁵⁰ podlega zryczałtowanemu podatkowi od dochodów kapitałowych (19%).

⁴⁹ Przeciętny inwestor może łatwo śledzić rentowność tego instrumentu posługując się ogólnie dostępnymi tabelami odsetkowymi tworzonymi przez emitenta na potrzeby każdej emisji.

⁵⁰ Dochodu tego nie łączy się z innymi dochodami osoby fizycznej, a wykazywany jest w rocznym zeznaniu podatkowym, w deklaracji PIT-8AR.

Jeżeli chodzi o stopy zwrotu z inwestycji w fundusz, to w praktyce, każdy inwestor jest zainteresowany wyłącznie własną zrealizowaną stopą zwrotu przekładającą się na ostateczny wynik (stratę lub zysk), a nie stopą zwrotu wypracowaną przez fundusz. W związku z tym, stopy zwrotu wykazane w kolumnie 3 tablicy 4, są zrealizowanymi miesięcznymi stopami zwrotu (%) z jednostki uczestnictwa (certyfikatu inwestycyjnego), wyliczonymi poprzez skumulowane dzienne stopy zwrotu, czyli uwzględniają prowizje (od zakupu/sprzedaży) oraz zryczałtowany podatek od dochodów kapitałowych (19%). Dla zapewnienia homogeniczności wartości zbioru obserwacji, wyznaczono je przy założeniu, że co miesiąc uczestnik funduszu dokonuje jednorazowej inwestycji w kwocie 5tys.PLN. Datą zakupu jednostki jest ostatni dzień handlowy miesiąca poprzedzającego miesiąc badany, natomiast datą sprzedaży jest ostatni dzień handlowy miesiąca badanego.

Oszacowany klasyczną metodą najmniejszych kwadratów model *CAPM* regresji liniowej (*ER/BER*) ma postać:

$$ER = 1,3653 \cdot BER - 0,5235 \quad (22)$$

wobec czego: $\beta = 1,3653$ informuje, że średnio rzecz biorąc miesięcznie, w całym okresie inwestowania o długości $T = 12$, na jednoprocenowy wzrost nadwyżki stopy zwrotu dla indeksu WIG (benchmarku) Fundusz Inwestycyjny Otwarty Akcji A reagował wzrostem nadwyżki stopy zwrotu o 1,3653%, natomiast wartość $\alpha = -0,5235$ daje asumpt do weryfikacji przypuszczenia, że TFI zarządzające tym funduszem nie posiada wyjątkowych zdolności w zakresie doboru aktywów do portfela inwestycyjnego. Jednocześnie, wartość $R^2 = 72,5748\%$ stanowi, że zmienność w kształtowaniu nadwyżki stopy zwrotu dla funduszu A jest dosyć dobrze wyjaśniana przez liniowy mechanizm powiązań, ze zmianami nadwyżek stóp zwrotu dla benchmarku (WIG).

2.6. Stosunek Modiglianich (*Modigliani Ratio*)

Na koncepcji stosunku Sharpe'a opiera się miara zaproponowana przez Modiglianich, dana wzorem⁵¹:

⁵¹ Modigliani, F. and Modigliani, L., *Risk-Adjusted Performance*. Journal of Portfolio Management, Winter 1997, pp.129-176.

$$MR = SR \cdot SD(ERB) = A(ER) \cdot \frac{SD(BER)}{SD(ER)} \quad (23)$$

gdzie: SR – annualizowany stosunek Sharpe’a postaci (3), $SD(BER)$ – annualizowane odchylenie standardowe zmiennej BER opartej na benchmarku odzwierciedlającym stan rynku⁵², $SD(ER)$ – annualizowane odchylenie standardowe zmiennej ER .

Kryterium wyboru najbardziej efektywnego funduszu, spośród kilku porównywanych, jest tu identyczne, jak dla SR - Sharpe’a, czyli zaleca się wybór funduszu o największej wartości MR , gdyż ten pokaże największy zwrot dla dowolnego poziomu ryzyka. Jednakże należy zaznaczyć, że MR posiada większą wartość poznawczą dla przeciętnego inwestora, gdyż ujmuje ryzyko funduszu w kontekście ryzyka rynku, określając procentowo poziom stopy zwrotu, jakiego mógłby oczekiwać inwestor, gdyby inwestycja w jednostki funduszu była tam samo ryzykowna, jak inwestycja w indeks rynkowy. Konkretnie, jeżeli celem inwestora jest osiągnięcie założonej stopy zwrotu z wybranego funduszu, przy czym ryzyko indeksu rynkowego jest wyższe od ryzyka funduszu, a inwestor akceptuje ten stan rzeczy, to osiągnięcie wyższej stopy zwrotu jest możliwe, gdy inwestycja jest lewarowana pożyczką w takiej kwocie, która zapewni zrównanie ryzyka funduszu z ryzykiem rynku.

Przykład 4.

Inwestor podejmuje decyzję o zainwestowaniu środków własnych w kwocie 100tys.PLN w fundusz F , który w historycznym okresie inwestycji o długości T wykazał annualizowane wartości: $A(ER)=14,43\%$ oraz $SD(ER)=11,10\%$, przy annualizowanym ryzyku rynku na poziomie $SD(ERB)=14,43\%$. Daje to wartość miary Modiglianiego równą:

$$MR = 20,50 \cdot \frac{14,43}{11,10} = 26,65\%$$

Aby mieć nadzieję na osiągnięcie wyższego zwrotu z inwestycji, inwestor musi zaakceptować ryzyko rynku, co wiąże się z lewarowaniem inwestycji pożyczką w kwocie 30tys.PLN. Ostatecznie inwestycja w kwocie 130tys.PLN daje zwrot 156,56tys.PLN, co po spłacie zobowiązań daje kwotę 126,65tys.PLN, a tym samym stopę zwrotu od środków własnych na poziomie 26,65%.

⁵² Ang. *Standard deviation of index excess return*.

Literatura cytowana

1. Aparicio, Felipe M., Estrada J., *Empirical Distribution of Stock Returns: European Securities Markets, 1990-95*, European Journal of Finance, 2001, Volume 7, Issue 1, pp.1-21
2. Duniec M., *Europejska branża funduszy broni się przed kryzysem*, News Letters, Analizy Online, 03-12-2008
3. Estrada J., *Mean-Semivariance Behavior: An Alternative Behavioral Model*, IESE Business School Barcelona, Department of Finance, February 2002
4. Gustafson, Keith F., Lumer, Scott J., *Measuring risk is a risky business*, Pension Management, April 1996, pp.26-30
5. Israelsen, Craig L., *A refinement to the Sharpe ratio and information ratio*, Journal of Asset Management, April 2005, pp.423-427
6. Jaffe, Charles A., *Don't Be Duped by Alphabet Soup*, The Boston Globe, March (9) 1998, pp.A14, A16
7. Jarque, Carlos M., Bera, Anil K., *Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals*, Economics Letters, 1980, Volume 6, Issue 3, pp.255-259
8. Jensen, Michael C., *The Performance of Mutual Funds in Period 1945-1964*, Journal of Finance, May 1968, pp.389-416
9. Keim D., *Size-Related Anomalies and Stock Market Seasonality. Futher Empirical Evidence*, Journal of Financial Economics, June 1983, pp.13-32
10. Kendall Maurice G., Buckland William R., *Słownik terminów statystycznych*, PWE, Warszawa, 1975
11. Kossowski M., *Fundusze Inwestycyjne-Wieczna wojna z benchmarkami*, inwestuje.pl/content/view/115/44/
12. Kowalski J.M., *Fundusze inwestycyjne otwarte w Polsce (III)- statystyczny pomiar efektywności*, Zeszyty Naukowe WSB Poznań-Chorzów, 10/2008
13. Kowalski, Jacek M., *Podstawy statystyki opisowej dla ekonomistów. Podręcznik z przykładami i zadaniami*, Wydawnictwo WSB, Poznań-Chorzów, 2006
14. Lakonishok J., Smidt S., *Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective*, The Review of Financial Studies, Winter 1988, pp. 403-425
15. Levy H., Markowitz H., *Approximating Expected Utility by a Function of Mean and Variance*, American Economic Review, June 1979
16. 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, pp.13-37
17. Markowitz, Harry M., *Portfolio Selection*, Journal of Finance, March 1952, pp.77-91
18. Modigliani, F. and Modigliani, L.: *Risk-Adjusted Performance*. Journal of Portfolio Management, Winter 1997, pp.129-176
19. Mossin J., *Security Pricing and Investment Criteria in Competitive Markets*, American Economic Review, December 1969, pp.749-756
20. Pawłowski Z., *Wstęp do statystyki matematycznej*, PWN, Warszawa, 1969

21. Pedersen, Christian S., Rudholm-Alfvén T., *Papers. Selecting a risk-adjusted shareholder performance measure*, Journal of Asset Management, October 2003, pp.152-172
22. Reinganum, Marc R., Kiholm, Smith J., *Investor Preference for Large Firms: New Evidence on Economies of Size*, The Journal of Industrial Economics, December 1983, pp. 213-227
23. Reinganum, Marc R., *Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings yields and market value*, Journal of Financial Economics, March 1981, pp.19-46
24. Sharpe, William F., *Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk*, Journal of Finance, September 1964, pp.425-442
25. Sharpe, William F., *Mutual Fund Performance*, Journal of Business, January 1966, pp.119-138
26. Simons K., *Risk-adjusted performance of mutual funds*, New England Economic Review, September/October 1998, p.33-48
27. Skov, Niels A., *Finanse i zarządzanie*, PRET, Warszawa, 1994
28. Treynor J., *How to Rate Management of Investment Funds*, Harvard Business Review, January-February 1965, pp.63-75
29. Treynor, Jack L. and Fisher Black, *How to Use Security Analysis to Improve Portfolio Selection*, Journal of Business, January 1973, pp.66-85
30. Zakrzewski A., *Portfele modelowe*, www.expander.pl

Autor jest Kierownikiem Zakładu Statystyki i Ekonometrii w Katedrze Metod Ilościowych w Wyższej Szkole Bankowej w Poznaniu - Wydział Zamiejscowy w Chorzowie

Katowice, grudzień 2008