

## Czy historyczna skośność pozwala prognozować stopy zwrotu na polskim rynku akcji?

Andrzej Nowak, Adam Zaremba\*

**Streszczenie:** *Cel* – Celem niniejszego opracowania jest zbadanie przekrojowej zależności pomiędzy oczekiwanymi stopami zwrotu na polskim rynku akcji a skośnością rozkładu historycznych stóp zwrotu.

*Metodologia badania* – Równoważone i ważone kapitalizacją portfele pochodzące z sortowań spółek według skośności rozkładu stóp zwrotu są oceniane przy pomocy wieloczynnikowych modeli wyceny aktywów. Badanie bazuje na notowaniach 855 spółek na polskim rynku akcji w latach 1999–2014.

*Wynik* – Wyniki potwierdzają niemonotoniczną zależność pomiędzy skośnością rozkładów i oczekiwanymi stopami zwrotu, która uwidacznia się dopiero po wyizolowaniu wpływu efektów wskaźnika wartości księgowej do rynkowej, kapitalizacji spółki oraz *momentum*. Im wyższa skośność, tym niższe oczekiwane stopy zwrotu.

*Oryginalność/wartość* – Pierwsze kompleksowe badanie przekrojowej zależności pomiędzy oczekiwanymi stopami zwrotu na polskim rynku akcji a skośnością rozkładu historycznych stóp zwrotu.

**Słowa kluczowe:** skośność, wycena aktywów, portfele inwestycyjne, przekrojowa zmienność stóp zwrotu, polski rynek akcji, Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie

### Wprowadzenie

Już w latach 70. ubiegłego wieku sugerowano, że na poziom oczekiwanego zwrotu z inwestycji może mieć również wpływ trzeci moment centralny, określający symetrię rozkładu (Arditti, Levy 1972). Obserwacja ta podważała klasyczny model CAPM, w którym stopa zwrotu zależna była jedynie od ryzyka, utożsamianego z drugim momentem centralnym – wariancją. Według Krausa i Litzenbergera (1976), inwestorzy preferują rozkłady charakteryzujące się większą skośnością dodatnią (prawostronną). Opisane przez nich zjawisko preferencji skośności stanowiło wytłumaczenie, dlaczego nachylenie empirycznej linii rynku papierów wartościowych jest mniejsze, niżby wynikało to z modelu CAPM. Według Krausa i Litzenbergera, wyższej becie towarzyszy zwykle wyższa skośność rozkładu, co powoduje, że inwestorzy oczekują mniejszej premii za ryzyko. Zaproponowane przez nich rozszerzenie modelu CAPM o zmienną  $\gamma$ , będącą miarą skośności systematycznej, pozwalało na lepsze dopasowanie modelowej linii SML do danych empirycznych.

---

\* mgr Andrzej Nowak, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, al. Niepodległości 10, 61-875 Poznań, e-mail: andrzej.pawel.nowak@googlemail.com; dr Adam Zaremba, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, al. Niepodległości 10, 61-875 Poznań, e-mail: adam.zaremba@ue.poznan.pl.

Zastosowanie skośności systematycznej (*systematic skewness* lub *coskewness*) jako dodatkowej zmiennej objaśniającej stopę zwrotu okazało się również zasadne w przypadku trójczynnиковego modelu Famy i Frencha (Harvey, Siddique 2000). Rozszerzenie modelu CAPM o efekt wielkości spółki oraz wskaźnika ceny do wartości księgowej nie zniwelowało efektu niższych stóp zwrotu z akcji charakteryzujących się większą skośnością. Do podobnych wniosków doszedł również Dittmar (2002), który wskazał także na istotność czwartego momentu centralnego – kurtozy. Kolejne badania na rynkach rozwiniętych pokazały, że za niższe stopy zwrotu z akcji odpowiada nie tylko skośność systematyczna, ale także specyficzna (*idiosyncratic skewness*). Na rynku amerykańskim zależność taką wykazali m.in. Barberis i Huang (2008) oraz Kapadia (2006).

Zbieżne wnioski płyną z badań przeprowadzonych poza rynkiem amerykańskim. Preferowanie przez inwestorów rozkładów o większej skośności dodatniej potwierdzono między innymi na 22 innych rynkach rozwiniętych (Ang i in. 2006), a także na rynku chińskim (Chen i in. 2010), indyjskim (Naryan, Ahmed 2014) oraz rosyjskim (Teplova, Mikova 2011).

Wart uwagi jest fakt, że preferencja prawostronnej skośności zauważona została także w przypadku gier hazardowych (Golec, Tamarkin 1998). Obstawiający w wyścigach konnych akceptują relatywnie niższą wartość oczekiwaną z zakładów o małym prawdopodobieństwie wysokiej wygranej (*longshots anomaly*).

Jak do tej pory, brak jest wśród badaczy pełnej zgody co do przyczyn obserwowanej zależności. Przedstawiciele paradygmatu klasycznego tłumaczą to wklęsłą funkcją użyteczności (Gordon i in. 1972). Zwolennicy finansów behawioralnych zwracają z kolei uwagę na opisane w teorii perspektywy zniekształcenie rozkładu prawdopodobieństwa i wynikające z niego „przecenianie” zdarzeń o małym prawdopodobieństwie zajścia (Barberis i in. 2001).

Wedle najlepszej wiedzy autorów, brak jest badań nad wykorzystaniem skośności historycznej jako zmiennej objaśniającej stopy zwrotu akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Jednocześnie, biorąc pod uwagę wyniki badań przeprowadzonych na innych rynkach kapitałowych, skośność wydaje się być istotnym parametrem rzutującym na kształtowanie się stóp zwrotu. Zbadanie zasadności wykorzystania miary asymetrii rozkładu do prognozowania stóp zwrotu na polskim rynku wydaje się więc być w pełni uzasadnione.

Poniższe opracowanie poszerza istniejący stan wiedzy na temat polskiego rynku akcji. Jest to pierwsze znane autorom badanie, które w sposób kompleksowy analizuje zależność pomiędzy oczekiwanymi stopami zwrotu a skośnością ich rozkładu na polskim rynku akcji. Wyniki przeprowadzonych obliczeń potwierdzają opisaną zależność, a także stwierdzają, że jest ona nieregularna (niemonotoniczna) oraz dostrzegalna dopiero po wyeliminowaniu wpływu efektów wskaźnika ceny do wartości księgowej, wielkości spółki, *momentum*, a także dochodu z rekonstrukcji portfela. Uzyskane rezultaty mogą mieć potencjalnie duże znaczenie dla badaczy oraz praktyków rynku finansowego.

Dalsza część artykułu posiada następującą strukturę. W pierwszej sekcji artykułu opisano wykorzystane dane i zastosowane metody badawcze, natomiast w drugiej zaprezentowano i omówiono wyniki badań. Całość podsumowują uwagi końcowe.

## 1. Źródła danych i metody badawcze

W niniejszym opracowaniu zweryfikowano hipotezę, że skośność rozkładu stóp zwrotu jest istotnym czynnikiem tłumaczącym przekrojową zmienność stóp zwrotu z akcji spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. W ramach badania konstruowano portfele sortowane według skośności, a następnie oceniano ich stopy zwrotu przy pomocy wieloczynnikowych modeli wyceny aktywów.

### 1.1. Dane źródłowe i wstępne przygotowanie

Badanie opiera się na stopach zwrotu z akcji i danych księgowych pochodzących z serwisu Bloomberg. Uwzględniono w nim zarówno spółki obecnie notowane na giełdzie, jak i spółki już nienotowane w celu uniknięcia efektu przetrwania (*survivorship bias*). Zastosowano miesięczne szeregi czasowe, aby osiągnąć kompromis pomiędzy wystarczającą liczbą obserwacji (168) i wiarygodnością uzyskanych wyników. Pozwoliło to na uniknięcie nadmiernych problemów związanych z mikrostrukturą rynku (De Moor, Sercu 2013). Przeanalizowano stopy zwrotu skorygowane z powodu różnych zdarzeń korporacyjnych (splity akcji, odwrotne splity akcji, emisje akcji z prawem poboru itd.) oraz wypłat z zysku dla inwestorów (dywidendy). Badaniem objęto okres od stycznia 1999 do grudnia 2014 roku. Niemniej jednak pierwsze 24 miesiące zostały wykorzystane wyłącznie na potrzebę obliczenia parametru skośności, tak więc badanie stóp zwrotu obejmowało okres rozpoczynający się dopiero w styczniu 2001 roku. Późna data rozpoczęcia okresu badawczego została wybrana w celu uniknięcia problemu małej próby badawczej i zagwarantowania, że badaniem została objęta duża liczba spółek. Zasadnicza próba badawcza obejmuje 855 spółek notowanych zarówno na głównym parkiecie GPW, jak i na rynku alternatywnym NewConnect. Spółka jest objęta próbą badawczą w czasie  $t$ , gdy możliwe jest obliczenie jej kapitalizacji na koniec miesiąca  $t - 1$ , stopy zwrotu w miesiącu  $t$  oraz odpowiedniego wskaźnika ceny do wartości księgowej na koniec miesiąca  $t - 1$ . Dokładna liczebność próby wzrastała wraz z rozwojem polskiego rynku kapitałowego, a średnio w każdym miesiącu obejmował on 339 firm. Wszystkie obliczenia przeprowadzono w polskich złotych, a po części w konsekwencji jako stopę wolną od ryzyka (służącą do obliczania nadwyżkowych stop zwrotu; wykorzystywano średnią z 1-miesięcznych stawek WIBID i WIBOR).

### 1.2. Portfele testowe

Przedmiotem artykułu jest badanie wyników inwestycyjnych generowanych przez portfele sortowane pod wskaźnik skośności. Dla każdego miesiąca  $t - 1$  posortowano wszystkie akcje według wskaźnika skośności obliczonego na podstawie miesięcznych nadwyżkowych logarytmicznych stóp zwrotu z ostatnich 24 miesięcy wyznaczonego według wzoru (Doane, Seward 2011):

$$\hat{a} = \frac{n^2}{(n-1)(n-2)} \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{s^3} \quad (1)$$

gdzie:

- $\hat{a}$  – skośność,
- $n$  – liczebność próby równa 24,
- $x_i$  – stopa zwrotu w miesiącu  $i$ ,
- $\bar{x}$  – średnia stóp zwrotu w badanym okresie,
- $s^2$  – nieobciążona wariancja stóp zwrotu w próbie.

Następnie na tej podstawie zdefiniowano dwudzieste, czterdzieste, sześćdziesiąte i osiemdziesiąte percentyle jako wartości graniczne, co pozwoliło na stworzenie pięciu podgrup spółek. Ostatecznie z poszczególnych podgrup zbudowano portfele, przy czym w badaniu rozważono dwie metody ważenia – równoważoną oraz ważoną kapitalizacją. Podczas przekrojowego agregowania stóp zwrotu w celu budowy portfeli posługiwano się arytmetycznymi stopami zwrotu. Niemniej jednak, po wyznaczeniu szeregów czasowych nadwyżkowych arytmetycznych stóp zwrotu, konwertowano je na stopy logarytmiczne i całe późniejsze wnioskowanie bazowało na tej właśnie konwencji.

W badaniu analizowano także stopy zwrotu z portfeli zerokosztowych typu *long/short*. Portfele takie zakładały inwestycję w portfel kwintylowy spółek o najwyższym parametrze skośności, która jest finansowana poprzez krótką sprzedaż spółek o najniższym parametrze skośności. Innymi słowy, comiesięczne stopy zwrotu z portfeli *long/short* stanowiły różnicę pomiędzy stopami zwrotu z portfela spółek o najwyższej skośności oraz portfela spółek o najniższej skośności.

### 1.3. Modele wyceny aktywów

Nadwyżkowe stopy zwrotu przetestowano względem trzech klasycznych modeli wyceny aktywów. Pierwszym z nich jest model CAPM (*Capital Asset Pricing Model*, Sharpe 1964; Lintner 1965; Mosin 1966). W modelu tym przyjęto, że stopa zwrotu z aktywów zależy wyłącznie od portfela rynkowego i daje się opisać poniższym równaniem regresji.

$$R_{i,t} = \alpha_i + R_{f,t} + \beta_{rm,i} \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

gdzie  $R_{i,t}$ ,  $R_{m,t}$  i  $R_{f,t}$  oznaczają odpowiednio stopę zwrotu z analizowanego aktywa  $i$ , stopę zwrotu z portfela rynkowego (średnia ważona kapitalizacją stopa zwrotu z wszystkich spółek w próbie) i stopę zwrotu wolną od ryzyka (średnia z WIBOR i WIBID) w momencie  $t$ , a  $\alpha_i$  i  $\beta_{rm,i}$  są parametrami regresji. Stała regresji  $\alpha_i$  stanowi miarę średniej nadwyżkowej stopy zwrotu (tzw. alfa Jensena).

Drugim modelem jest model trójczynnikowy Famy i Frencha (1993):

$$R_{i,t} = \alpha_i + R_{f,t} + \beta_{rm,i} \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{SMB} \times SMB_t + \beta_{HML} \times HML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

gdzie  $\beta_{rm,i}$ ,  $\beta_{SMB,i}$ ,  $\beta_{HML,i}$  i  $\alpha_i$  oznaczają szacowane parametry modelu.  $\beta_{rm,i}$  pełni analogiczną funkcję jak współczynnik beta w modelu CAPM, ale nie jest mu równy  $\beta_{SMB,i}$ ,  $\beta_{HML,i}$  są eksponowane na czynniki ryzyka  $SMB_t$  (*small minus big*) i  $HML_t$  (*high minus low*), oznaczające stopy zwrotu z zerokosztowych portfeli arbitrażowych.  $SMB_t$  oznacza różnicę między stopą zwrotu ze zdywersyfikowanych portfeli akcji małych i dużych spółek w miesiącu  $t$ , natomiast  $HML_t$  różnicę stóp zwrotu z portfeli akcji wysokowartościowych (wysoki wskaźnik wartości księgowej do rynkowej) i wzrostowych (niski wskaźnik wartości księgowej do rynkowej).

Trzecim modelem jest model czteroczynnikowy, po raz pierwszy zaproponowany przez Carharta (1997), którego równanie regresji ma postać:

$$R_{i,t} = \alpha_i + R_{f,t} + \beta_{rm,i} \times (R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{SMB,i} \times SMB_t + \beta_{HML,i} \times HML_t + \beta_{WML,i} \times WML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Carhart w swoim modelu ujął dodatkowo stopy zwrotu ze strategii *momentum*, mierzone w oparciu o tak zwane portfele zwycięzców i przegranych, które były użyte w pierwszych studiach nad zjawiskiem *momentum* prowadzonych przez Jegadeesha i Titmana (1993). Wskaźnik  $WML_t$  (*winners minus losers*) oznacza różnicę między stopami zwrotu ze zdywersyfikowanych portfeli zwycięzców i przegranych we wcześniejszych 12 miesiącach.

Stopy zwrotu ze wszystkich czynników aktywów ( $Mkt-Rf$ ,  $SMB$ ,  $HML$ ,  $WML$ ) wykorzystanych w niniejszym badaniu, pochodziły z ogólnodostępnej bazy na stronie Adama Zaremby<sup>1</sup> i zostały obliczone zgodnie z procedurą opisaną w pracy Zaremby (2014). Występowanie efektów wartości księgowej do rynkowej, wielkości spółki i *momentum*, które uzasadniają stosowanie modeli Famy-Frencha (1993) i Carharta (1997) dla polskiego rynku akcji, zostało udokumentowane między innymi przez Waszczuk (2013), Zarembę i Konieczkę (2014a, 2014b) oraz Czapkiewicz i Wójtowicz (2014).

Wreszcie w celu sprawdzenia, czy wyrazy wolne modeli są statystycznie różne od zera w ramach grupy portfeli, posłużono się statystyką testową wprowadzoną przez Gibbonsa i in. (1989). Statystyka, opisywana dalej skrótem GRS, jest wyrażona w następujący sposób:

$$GRS = \left(\frac{T}{N}\right) \times \left(\frac{T - N - L}{T - L - 1}\right) \times \hat{\alpha}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha} \times [1 + E_T(f)' \hat{\Omega}^{-1} E_T(f)]^{-1} \sim F_{N, T-N-K} \quad (5)$$

<sup>1</sup> <http://adamzaremba.pl/downloadable-data> (31.01.2015).

gdzie:

- $T$  – długość szeregu czasowego (liczebność próby),
- $N$  – liczba portfeli objaśnianych w badanej grupie,
- $L$  – liczba czynników objaśniających,
- $E_T(f)$  – wektor oczekiwanych stóp zwrotu do czynników wyceny aktywów,
- $\hat{\Omega}$  – macierz kowariancji czynników wyceny,
- $\hat{a}$  – wektor wyrazów wolnych z regresji,
- $\hat{\Sigma}$  – macierz kowariancji składników losowych.

Podstawowa hipoteza dla testu GRS jest następująca:

$$H_0 : \hat{a} = 0 \quad \text{vs} \quad H_1 : \hat{a} \neq 0 \quad \text{dla } i = 0, 1, \dots, N \quad (6)$$

Statystyka testowa dla hipotezy zerowej ma rozkład Fishera z  $N$  oraz  $T-N-L$  stopniami swobody.

Pewną wadą testu GRS jest to, że choć informuje on, czy w ramach grupy portfeli wyrazy wolne są statystycznie różne od zera, jednak nie daje odpowiedzi, czy rozkład tych wyrazów wolnych jest powiązany ze skośnością stanowiącą podstawę sortowania. Stąd też zgodnie z podejściem zaprezentowanym przez Waszczuk (2013), posłużono się komplementarnym testem relacji monotonicznej (MR) zaproponowanym przez Pattona i Timmermanna (2010). Celem tego badania, które należy traktować jako uzupełniające w odniesieniu do badania podstawowego opisanego w niniejszym opracowaniu, jest przeanalizowanie pełnego zakresu przekrojowej zmienności stóp zwrotu i sprawdzenie, czy rosną one systematycznie wraz ze wzrostem skośności<sup>2</sup>. W badaniu MR zastosowano losowania według procedury *bootstrap*. Zgodnie z nią miesięczne nadwyżkowe stopy zwrotu dla wszystkich analizowanych portfeli losowano ze zwracaniem z oryginalnej próby badawczej. W niniejszym badaniu dokonano 1000 losowań, generując w efekcie 1000 szeregów czasowych nadwyżkowych stóp zwrotu dla każdego badanego portfela. Następnie obliczono średnią nadwyżkową stopę zwrotu dla każdego wylosowanego szeregu czasowego zwrotów i pomniejszono ją poprzez odjęcie oryginalnych średnich z szeregów czasowych portfeli. Wreszcie przetestowano hipotezę zerową, zakładającą brak tendencji wzrostowych w ramach grupy portfeli sortowanych według skośności (brak różnic przekrojowych, tendencja płaska) względem alternatywnej hipotezy zakładającej rosnącą relację monotoniczną pomiędzy skośnością a nadwyżkowymi stopami zwrotu. W tym celu dla każdego losowania obliczono różnice w stopach zwrotu między sąsiadującymi ze sobą portfelami:

$$\Delta_i = r_{t,i} - r_{t,i-1} \quad (7)$$

<sup>2</sup> Dokładny przebieg testu jest opisany w artykule autorstwa Pattona i Timmermanna (2010).

Podstawowa hipoteza brzmiała następująco:

$$H_0 : \Delta = 0 \quad \text{vs} \quad H_1 : \min_{i=1,2,\dots,n} \Delta_i > 0 \quad (8)$$

natomiast statystyka testowa była wyrażona w poniższy sposób:

$$J_T = \min_{i=1,2,\dots,n} \Delta_i \quad (9)$$

Aby uzyskać wartość  $p$ , po prostu obliczono liczbę przypadków, w których  $J_T < J_T^b$ , gdzie  $J_T^b$  obliczane było analogicznie do  $J_T$ , ale dotyczyło wyników losowań pomniejszych o średnie, dzielonych następnie przez liczbę losowań (1000). Wreszcie należy wspomnieć, że w teście MR przeprowadzonym dla celów niniejszego opracowania wprowadzono pewną innowację. Test MR jest zazwyczaj przeprowadzany dla nieprzetworzonych (surowych) stóp zwrotu, ale tym razem przeprowadzono je również dla wyrazów wolnych z modeli wyceny. W tym celu każdorazowo wraz z losowaniami stóp zwrotu z portfeli losowano jednocześnie stopy zwrotu z czynników wyceny Mkt-Rf, HML, SML i WML, a następnie testowano stopy zwrotu z losowanych portfeli przy pomocy modeli CAPM, trójczynnikowego i czteroczynnikowego, opisanych równaniami (2), (3) i (4). Pozostała część procedury przebiegała identycznie ze standardowym badaniem MR, jednak bazowała na wyrazach wolnych z modelu (alfach) zamiast na średnich.

## 2. Wyniki badań

W niniejszej części w pierwszej kolejności omówione zostaną wyniki analiz portfeli równoważonych, a w następnej kolejności portfeli ważonych kapitalizacją.

W tabeli 1 przedstawiono podstawowe statystyki portfeli równoważonych pochodzących z sortowań spółek według skośności. Pobieźna analiza nie pozwala na stwierdzenie wyraźnej zależności pomiędzy skośnością rozkładu stóp zwrotu a przeciętnymi stopami zwrotu. Średnie nadwyżkowe stopy zwrotu z poszczególnych portfeli różnią się nieznacznie i trudno tu wskazać jednoznaczną relację wzrostową lub spadkową. Potwierdza to również test MR, który nie pozwala na odrzucenie hipotezy o braku relacji monotonicznej (wartość  $p$  na poziomie 17,5%). Wszystkie analizowane portfele charakteryzują się zbliżonym poziomem ryzyka mierzonym odchyleniem standardowym (7,46–8,08%), oraz podobnymi wartościami wskaźnika Sharpe'a (0,25–0,39).

W tabeli 2 zaprezentowano wyrazy wolne z różnych modeli wyceny aktywów, które posłużyły do oceny nadwyżkowych stóp zwrotu z portfeli. Wykorzystanie modelu CAPM nie wnosi nic nowego do obrazu zarysowanego w tabeli 1. Wciąż brak jest wyraźnej zależności pomiędzy skośnością a oczekiwanymi stopami zwrotu, a alfa Jensena z portfela *long/short* jest bliska zeru. Wyraz wolny jest istotny statystycznie na poziomie 95% wyłącznie w przypadku jednego, czwartego z kolei portfela o najwyższej skośności, jednak to za mało, aby odrzucić hipotezę z testu GRS. Relacja monotoniczna również nie została potwierdzona.



**Tabela 1**

Miesięczne nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli równoważonych pochodzących z sortowań spółek według skośności rozkładu stóp zwrotu

	Min.	2	3	4	Maks.	Maks.– min.	Test MR (wartość $p$ )
Średnia (%)	0,69	0,53	0,78	0,85	0,90	0,12	17,6
$t$ -stat (parametryczna)	(1,18)	(0,92)	(1,32)	(1,40)	(1,45)	(0,31)	
$t$ -stat ( <i>bootstrap</i> )	(1,03)	(0,82)	(1,20)	(1,26)	(1,34)	(0,52)	
Odchylenie standardowe (%)	7,57	7,46	7,67	7,88	8,08	5,17	
Wskaźnik Sharpe'a	0,32	0,25	0,35	0,38	0,39	0,08	
Najgorszy miesiąc (%)	-24,84	-22,99	-22,97	-25,40	-20,00	-23,86	
Najlepszy miesiąc (%)	35,71	23,30	23,44	26,38	28,27	24,99	
Skośność	0,39	0,17	0,19	0,47	0,67	0,41	
Kurtoza	2,62	0,88	0,54	1,26	1,49	5,34	
Liczba obserwacji	168	168	168	168	168	168	

„Min.” oznacza portfel o najmniejszej skośności, natomiast „Maks.” o największej skośności. „Maks.–min.” oznacza stopę zwrotu z portfela inwestycyjnego obejmującego pozycję długą w akcjach o największej skośności i pozycję krótką w akcjach o najmniejszej skośności rozkładu stóp zwrotu. Wyrażenia w nawiasach to statystyki testowe  $t$  obliczone metodami parametryczną oraz *bootstrap*. MR oznacza test relacji monotonicznej Pattona i Timmermana (2010).

Źródło: opracowanie własne na podstawie notowań 855 spółek z GPW i NewConnect w latach 1999–2014; dane serwisu Bloomberg.

**Tabela 2**

Wyrazy wolne z modeli wyceny aktywów z portfeli równoważonych pochodzących z sortowań spółek według skośności rozkładu stóp zwrotu

	Min.	2	3	4	Maks.	Maks.– Min.	Test MR (wartość $p$ ) (%)	Test GRS ( $t$ -stat)	Test GRS (wartość $p$ ) (%)
<b>CAPM</b>									
$\alpha$ (%)	0,62	0,46	0,72	0,79	0,84	0,13	12,2	1,03	40,26
$t$ -stat (parametryczna)	(1,76)	(1,27)	(1,86)	(1,92)	(1,87)	(0,32)			
$t$ -stat ( <i>bootstrap</i> )	(1,79)	(1,28)	(1,82)	(2,00)	(1,83)	(0,30)			
<b>Model trójczynnikiowy</b>									
$\alpha$ (%)	1,47	0,65	1,64	1,00	0,59	-0,85	32,2	1,18	32,16
$t$ -stat (parametryczna)	(1,36)	(0,64)	(1,61)	(0,95)	(0,57)	(-1,07)			
$t$ -stat ( <i>bootstrap</i> )	(1,36)	(0,53)	(1,57)	(1,07)	(0,49)	(-1,31)			
<b>Model czterocynnikiowy</b>									
$\alpha$ (%)	1,75	0,92	1,77	1,11	0,66	-1,07	32,7	1,27	27,92
$t$ -stat (parametryczna)	(1,67)	(0,93)	(1,73)	(1,06)	(0,64)	(-1,40)			
$t$ -stat ( <i>bootstrap</i> )	(1,67)	(0,93)	(1,73)	(1,06)	(0,64)	(-1,40)			

Objaśnienia jak pod tabelą 1.

GRS odnosi się do statystyki testowej Gibbonsa, Rossa i Shankena (1989).

Źródło: opracowanie własne na podstawie notowań 855 spółek z GPW i NewConnect w latach 1999–2014; dane serwisu Bloomberg.



Sytuacja zmienia się częściowo po uwzględnieniu wpływów efektów wskaźnika wartości księgowej do rynkowej, wielkości spółki oraz *momentum*. Wprawdzie ani w modelu trójczynnikowym, ani w modelu czteroczynnikowym testy GRS i MR nie odrzucają hipotez zerowych, jednak w strukturze stóp zwrotu z portfeli można dostrzec wzór, który jest zgodny z implikacjami teoretycznymi wskazanymi we wstępie. Wraz ze wzrostem wartości skośności portfeli wyrazy wolne z modeli w nieregularny sposób maleją. Wyrazy wolne z portfeli *long/short* są ujemne i wynoszą odpowiednio  $-0,85\%$  oraz  $-1,07\%$  dla modelu trójczynnikowego i czteroczynnikowego. Niemniej jednak, różnice w wysokości nadwyżkowych stóp zwrotu względem wartości oczekiwanych z modeli są zbyt małe i zbyt nieregularne, aby w sposób stanowczy potwierdzić lub odrzucić główną hipotezę niniejszego badania.

Istotną wadą przyjmowania równych wag dla poszczególnych spółek w portfelu jest potencjalne zniekształcenie wyników przez wpływ tak zwanych „stóp zwrotu z rekonstrukcji portfela (*rebalancing return*, Willenbrock 2011). Efekt ten sprawia, że systematyczna rekonstrukcja portfeli równoważonych może prowadzić do powstawania dodatkowych zysków związanych bezpośrednio z tymi czynnościami, które są tym wyższe, im wyższa jest zmienność i niższa korelacja poszczególnych składników portfela (Erb, Harvey 2006). W celu wyeliminowania wpływu tego zjawiska na rezultaty badań, w niniejszym artykule posłużono się również portfelami ważonymi kapitalizacją. Podstawowe statystyki dotyczące tak konstruowanych portfeli przedstawiono w tabeli 3.

**Tabela 3**

Miesięczne nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli ważonych kapitalizacją pochodzących z sortowań spółek według skośności rozkładu stóp zwrotu

	Min.	2	3	4	Maks.	Maks.– min.	Test MR (wartość $p$ )
Średnia (%)	0,25	0,31	0,24	0,07	0,30	-0,22	19,1
$t$ -stat (parametryczna)	(0,40)	(0,60)	(0,49)	(0,14)	(0,53)	(-0,40)	
$t$ -stat ( <i>bootstrap</i> )	(0,36)	(0,52)	(0,40)	(0,17)	(0,55)	(-0,31)	
Odchylenie standardowe (%)	7,91	6,73	6,46	6,86	7,41	7,06	
Wskaźnik Sharpe'a	0,11	0,16	0,13	0,04	0,14	-0,11	
Najgorszy miesiąc (%)	-35,35	-25,84	-20,38	-28,73	-19,07	-24,63	
Najlepszy miesiąc (%)	26,59	21,86	16,56	19,60	26,84	24,66	
Skośność	-0,57	-0,55	-0,11	-0,42	0,53	0,18	
Kurtoza	2,42	1,58	0,13	1,64	1,44	1,83	
Liczba obserwacji	168	168	168	168	168	168	

Objaśnienia jak pod tabelą 1.

Źródło: opracowanie własne na podstawie notowań 855 spółek z GPW i NewConnect w latach 1999–2014; dane serwisu Bloomberg.

Surowe nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli ważonych kapitalizacją niestety również nie dają podstaw do potwierdzenia zasadniczej hipotezy o zależności pomiędzy skośnością

rozkładów a oczekiwanymi stopami zwrotu. Podobnie ja w przypadku portfeli równoważonych, brak jest wyraźnej relacji monotonicznej pomiędzy nadwyżkowymi stopami zwrotu a skośnością (wartość  $p$  z testu MR wynosi 19,1%. Wszystkie pięć portfeli o różnej skośności charakteryzują się zbliżonymi stopami zwrotu, zmiennością i wskaźnikami Sharpe'a.

Brak istotnej zależności potwierdza również zastosowanie modelu CAPM (tab. 4). Po uwzględnieniu wpływu ryzyka rynkowego, wciąż brak jest istotnej zależności, a hipotezy z testów MR i GRS nie zostają odrzucone. Wyniki te stoją w sprzeczności z rezultatami badań na rynkach rozwiniętych (Arditti 1967), które wykazały, że wyższej prawostronnej skośności towarzyszą niższe nadwyżkowe stopy zwrotu. W tym kontekście wydaje się zasadne, aby w dalszych badaniach zweryfikować także zależność pomiędzy skośnością systematyczną oraz specyficzną a stopą zwrotu z modelu CAPM. Nie można wykluczyć, że na tym poziomie zauważona zostanie istotna relacja, która będzie zbieżna z wnioskami płynącymi z badań Krausa i Litzenbergera (1972) lub Barberisa i Huang (2008).

**Tabela 4**

Wyrazy wolne z modeli wyceny aktywów z portfeli ważonych kapitalizacją pochodzących z sortowań spółek według skośności rozkładu stóp zwrotu.

	Min.	2	3	4	Maks.	Maks.– Min.	Test MR (wartość $p$ ) (%)	Test GRS ( $t$ -stat)	Test GRS (wartość $p$ ) (%)
<b>CAPM</b>									
$\alpha$ (%)	0,16	0,24	0,18	0,01	0,24	-0,20	7,8	1,33	25,54
$t$ -stat (parametryczna)	(0,74)	(1,12)	(0,83)	(0,02)	(0,62)	(-0,38)			
$t$ -stat ( <i>bootstrap</i> )	(0,76)	(1,15)	(0,87)	(0,06)	(0,63)	(-0,41)			
<b>Model trójczynnikiowy</b>									
$\alpha$ (%)	1,51	0,08	1,18	1,83	-0,28	-2,08	54,5	2,74	2,12
$t$ -stat (parametryczna)	(1,25)	(0,08)	(1,22)	(1,76)	(-0,25)	(-1,93)			
$t$ -stat ( <i>bootstrap</i> )	(1,34)	(0,03)	(1,27)	(1,76)	(-0,29)	(-2,13)			
<b>Model czterocynnikiowy</b>									
$\alpha$ (%)	1,77	0,22	1,23	1,78	-0,27	-2,38	66,9	2,71	2,24
$t$ -stat (parametryczna)	(1,49)	(0,21)	(1,26)	(1,70)	(-0,24)	(-2,28)			
$t$ -stat ( <i>bootstrap</i> )	(1,49)	(0,21)	(1,26)	(1,70)	(-0,24)	(-2,28)			

Objaśnienia jak pod tabelą 2.

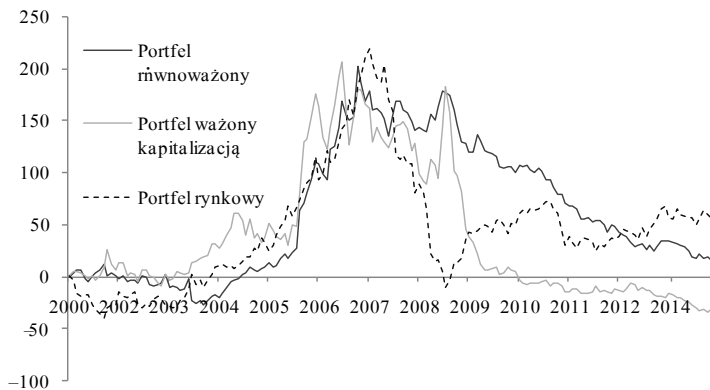
Źródło: opracowanie własne na podstawie notowań 855 spółek z GPW i NewConnect w latach 1999–2014; dane serwisu Bloomberg.

Obraz ten zmienia się jednak wyraźnie po uwzględnieniu wpływu czynników z modeli Famy-Frencha (1993) i Carharta (1997), zaprezentowanych w tabeli 4. W obu przypadkach alfy z portfeli o najniższej zmienności są wysokie i dodatnie (choć nieistotnie różne od zera), natomiast alfy z portfeli o najwyższej skośności są wręcz ujemne (choć również nieistotnie różne od zera). Wyrazy wolne z portfeli *long/short* są w obu przypadkach ujemne i istotnie różne od zera, oraz wynoszą -2,08% w modelu trójczynnikiowym i aż -2,38% w modelu czterocynnikiowym. Relacja monotoniczna jest opadająca, ale nieregularna,

więc test MR nie zostaje odrzucony, jednak statystyki testowe GRS są w obu przypadkach istotne statystycznie. Innymi słowy, po uwzględnieniu wpływu czynników z modelu Carharta (1997) możliwe jest potwierdzenie zależności pomiędzy skośnością a nadwyżkowymi stopami zwrotu. Rezultaty te wpisują się w wyniki większości badań prowadzonych na rynkach rozwiniętych i rozwijających, mówiących o ujemnej zależności skośność–zysk.

Na koniec postanowiono zbadać stabilność powiązań pomiędzy skośnością a stopami zwrotu w czasie. Z uwagi na to, że stosunkowo krótki okres badania (niestety niemożliwy do wydłużenia ze względu na ograniczenia polskiego rynku kapitałowego) właściwie uniemożliwiałoby wnioskowanie statystyczne dotyczące odrębnych podokresów, ograniczono się do prostej analizy graficznej skumulowanych stóp zwrotu z równoważonych i ważonych kapitalizacją portfeli *long/short*. Zostały one zaprezentowane na rysunku 1.

Pobieżne spojrzenie na rysunek 1 sugeruje raczej brak wyraźnej stabilności w powiązaniu stóp zwrotu ze skośnością ich rozkładu. Co interesujące, można odnieść wrażenie, że istnieje pewna relacja pomiędzy koniunkturą giełdową a stopami zwrotu ze skośności. Do około połowy 2007 roku spółki o dużej skośności rozkładu stóp zwrotu notowały wyraźnie wyższe stopy zwrotu aniżeli spółki o niskiej skośności. Po załamaniu giełdowym w 2007 roku nastąpiło wyraźne odwrócenie tej tendencji. Wy tłumaczenie tego zjawiska stanowi potencjalny przedmiot dla przyszłych badań, a wśród potencjalnych hipotez można wymienić strukturalną zmianę nastawienia inwestorów do ryzyka po globalnym kryzysie finansowym, pojawienie się rynku NewConnect lub też zwyczajny efekt losowy.



Miesięczne stopy zwrotu obliczono na podstawie zerokosztowych portfeli *long/short*, które obejmują pozycję długą w kwintyle akcji o największej skośności i pozycję krótką w kwintyle akcji o najmniejszej skośności rozkładu stóp zwrotu.

**Rysunek 1.** Skumulowane stopy zwrotu z portfeli zerokosztowych pochodzących z sortowań według skośności rozkładu stóp zwrotu

Źródło: opracowanie własne na podstawie notowań 855 spółek z GPW i NewConnect w latach 1999–2014; dane serwisu Bloomberg.

## Uwagi końcowe

Niniejszy artykuł miał na celu zweryfikowanie zależności pomiędzy skośnością rozkładu stóp zwrotu z akcji a ich oczekiwanymi stopami zwrotu. Przeprowadzone badanie pozwoliło na potwierdzenie tejże zależności, jednak jest ona nieregularna (niemonotoniczna) oraz dostrzegalna dopiero po wyeliminowaniu wpływu rekonstrukcji portfela, a także innych wzorców udokumentowanych na rynkach akcji (efekt wskaźnika ceny do wartości księgowej, efekt wielkości spółki, efekt *momentum*).

Wyniki badania są istotne dla uczestników i badaczy rynku finansowego. Z jednej strony, uzasadniają stosowanie strategii ilościowych, które uwzględniają rozkład stóp zwrotu. Z drugiej – dowodzą zasadności uwzględnienia rozkładu stóp zwrotu w modelach wyceny aktywów, które mogłyby być stosowane w ocenie wyników inwestycyjnych, wycenie przedsiębiorstw czy też w ramach wybranych metod badawczych, jak choćby analizy zdarzeń.

Rezultaty badania są jednak obciążone dwoma ważnymi ograniczeniami. Po pierwsze, badanie nie uwzględnia ograniczeń płynności i kosztów transakcji, które na polskim rynku są bardzo istotne, szczególnie w segmencie małych i średnich przedsiębiorstw. Po drugie, okres badawczy (2002–2014) można uznać za stosunkowo krótki i dodatkowo dość specyficzny ze względu na mający w tym czasie miejsce globalny kryzys finansowy.

Uzyskane wyniki należy traktować jako przyczynek do dalszych badań nad uwzględnieniem skośności w wycenie aktywów na rynku polskim. W pierwszej kolejności zasadne wydaje się być pogłębienie powyższych badań poprzez sprawdzenie zależności pomiędzy nadwyżkowymi stopami zwrotu w modelach CAPM oraz trójczynnikiem Fama i Frencha a skośnością systematyczną oraz specyficzną. W dalszej kolejności, należałoby zbadać, czy istnieją jakieś interakcje pomiędzy wpływem skośności rozkładu stóp zwrotu a innymi efektami ilościowymi na giełdzie, jak na przykład efekt *momentum*, czy tak zwany efekt niskiego ryzyka (*low-risk anomaly*, Ang 2014: 332). Warto byłoby także uwzględnić wpływ różnorodnych ograniczeń rynkowych, jak płynność, koszty transakcyjne czy podatki i – wreszcie – interesujące byłoby porównać uzyskane wyniki z innymi rynkami w Europie Środkowo-Wschodniej oraz zbadać integrację tych rynków w zakresie stóp zwrotu z czynnika skośności.

## Literatura

- Ang A. (2014), *Asset Management. A Systematic Approach to Factor Investing*, Oxford University Press, New York.
- Ang A., Hodrick R.J., Xing Y., Zhang X. (2006), *The Cross-Section of Volatility*, „The Journal of Finance” vol. 111, no. 1, s. 259–299.
- Arditti F.D. (1967), *Risk And The Required Return On Equity*, „Journal of Finance” vol. 22, no. 1, s. 19–36.
- Arditti F.D., Levy H. (1972), *Distribution Moments and Equilibrium: A Comment*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis” vol. 7, no. 1, s. 1429–1433.
- Barberis N., Huang M., Santos T. (2001), *Prospect Theory and Asset Prices*, „The Quarterly Journal of Economics” vol. 116, no. 1, s. 1–53.

- Barberis N., Huang M. (2008), *Stocks as Lotteries: The Implications of Probability Weighting for Security Prices*, „American Economic Review” vol. 98, no. 5, s. 2066–2100.
- Carhart M.M. (1997), *On Persistence in Mutual Fund Performance*, „Journal of Finance” vol. 52, s. 57–82.
- Chen L., Li S., Wang J. (2011), *Liquidity, Skewness and Stock Returns: Evidence from Chinese Stock Market*, „Asia-Pacific Financial Markets” vol. 18, no. 4, s. 405–427.
- Czapkiewicz A., Wójtowicz T. (2014), *The Four-Factor Asset Pricing Model on the Polish Stock Market*, „Economic Research” vol. 27, no. 1, s. 771–783.
- Dittmar R.F. (2002), *Nonlinear Pricing Kernels, Kurtosis Preference, and Evidence from the Cross Section of Equity Returns*, „The Journal of Finance” vol. 57, no. 1, s. 369–404.
- De Moor L., Sercu P. (2013), *The Smallest Firm Effect: An International Study*, „Journal of International Money and Finance” vol. 32, s. 129–155.
- Doane D.P., Seward L.E. (2011), *Measuring Skewness: A Forgotten Statistic?*, „Journal of Statistics Education” vol. 19, no. 2, s. 1–18.
- Erb C.B., Harvey C.R. (2006), *The Strategic and Tactical Value of Commodity Futures*, „Financial Analyst Journal” vol. 62, no. 2, s. 69–97.
- Fama E.F., French K.R. (1993), *Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds*, „Journal of Financial Economics” vol. 33, s. 3–56.
- Gibbons M.R., Ross S.A., Shanken J. (1989), *A Test of the Efficiency of a Given Portfolio*, „Econometrica” vol. 57, s. 1121–1152.
- Golec J., Tamarkin M. (1998), *Bettors Love Skewness, Not Risk, at the Horse Track*, „Journal of Political Economy” vol. 106, no. 1.
- Gordon M., Paradis G., Rorke C. (1972), *Experimental Evidence on Alternative Portfolio Decision Rules*, „American Economic Review” vol. 62, s. 107–118.
- Harvey C., Siddique A. (2000), *Conditional Skewness in Asset Pricing Tests*, „The Journal of Finance” vol. 55, no. 3, s. 1263–1296.
- Jegadeesh N., Titman S. (1993), *Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency*, „Journal of Finance” vol. 48, no. 1, s. 65–91.
- Kahneman D., Tversky A. (1979), *Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk*, „Econometrica” vol. 47, no. 2, s. 263–291.
- Kapadia N. (2006), *The Next Microsoft? Skewness, Idiosyncratic Volatility, and Expected Returns*, „Volatility, and Expected Returns”, no. 919.
- Kraus A., Litzenberger R. (1976), *Skewness Preference and the Valuation of Risk Assets*, „The Journal of Finance” vol. 31, no. 4, s. 1085–1100.
- Lintner J. (1965), *The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets*, „Review of Economics and Statistics” vol. 47, s. 13–37.
- Mossin J. (1966), *Equilibrium in a Capital Asset Market*, „Econometrica” vol. 34, s. 768–783.
- Narayan P.K., Ahmed H.A. (2014), *Importance of Skewness in Decision Making: Evidence from the Indian Stock Exchange*, „Global Finance Journal” vol. 25, no. 3, s. 260–269.
- Patton A.J., Timmermann A. (2010), *Monotonicity in Asset Returns: New Tests with Applications to the Term Structure, the CAPM and Portfolio Sorts*, „Journal of Financial Economics” vol. 98, s. 605–625.
- Sharpe W.F. (1964), *Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk*, „Journal of Finance” vol. 19, s. 425–442.
- Teplova T., Mikova E. (2011), *A Higher Moment Downside Framework for Conditional and Unconditional CAPM in the Russian Stock Market*, „Eurasian Economic Review” vol. 1, no. 2, s. 157–178.
- Waszczuk A. (2013), *A Risk-Based Explanation of Return Patterns – Evidence from the Polish Stock Market*, „Emerging Markets Review” vol. 15, s. 186–210.
- Willenbrock S. (2011), *Diversification Return, Portfolio Rebalancing, and the Commodity Return Puzzle*, „Financial Analyst Journal” vol. 67, s. 42–49.
- Zaremba A. (2014), *Cross-Sectional Asset Pricing Models for the Polish Market*, Working Paper, <http://ssrn.com/abstract=2396884> lub <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2396884> (31.01.2015).
- Zaremba A., Konieczka P. (2014a), *Paper Profits from Value, Momentum: Evidence from the Polish Market*, Working Paper, <http://ssrn.com/abstract=2375234> lub <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2375234> (31.01.2015).
- Zaremba A., Konieczka P. (2014b), *Factor Returns in the Polish Equity Market*, „Procedia – Social and Behavioral Sciences” vol. 110, s. 1073–1081.

### DOES HISTORICAL SKEWNESS PREDICT THE CROSS-SECTION OF STOCK RETURNS ON THE POLISH MARKET?

**Abstract:** *Purpose* – The aim of this paper is to investigate the cross-sectional variation in expected returns on the Polish equity market related to the skewness of a distribution of returns.

*Design/methodology/approach* – Equally and capitalization weighted portfolios are examined with multifactor asset pricing models. The study is based on listings of 855 companies from the Polish equity market in years 1999–2014.

*Findings* – Intercepts of capitalization-weighted portfolios from a four-factor asset pricing, which accounts for value, size and momentum effect, are negatively related to the skewness of distributions of returns.

*Originality/value* – This is the first comprehensive study of cross-section effects of skewness on the Polish equity market.

**Keywords:** skewness, cross-section of stock returns, asset pricing, Polish equity market, investment portfolios, Warsaw Stock Exchange

### Cytowanie

Nowak A., Zaremba A. (2015), *Czy historyczna skośność pozwala prognozować stopy zwrotu na polskim rynku akcji?*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 854, „Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia” nr 73, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, s. 735–748; [www.wneiz.pl/frfu](http://www.wneiz.pl/frfu).