

## Wycena aktywów kapitałowych w klasycznym i dolnostronnym podejściu do ryzyka

Lesław Markowski<sup>a</sup> 

**Streszczenie.** Celem artykułu jest weryfikacja modelu wyceny aktywów kapitałowych (Capital Asset Pricing Model, CAPM) na polskim rynku kapitałowym w klasycznym i dolnostronnym podejściu do ryzyka. Przedmiot badania stanowią szeregi czasowe stóp zwrotu 14 subindeksów sektorowych notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2011–2018. Istotnym wkładem do badań nad ryzykiem inwestycji kapitałowych było użycie miar ryzyka zarówno w ujęciu klasycznym, jak i dolnostronnym. Przedstawione podejście badawcze w postaci regresji warunkowych względem kondycji rynku było odpowiedzią na niejednoznaczne wyniki zależności bezwarunkowych CAPM w dotychczasowych badaniach na rynkach kapitałowych.

Wyniki analiz wskazują, że istotność wyceny ryzyka (premii za ryzyko) w głównej mierze zależy od znaku nadwyżki rynkowej, i świadczą o przewadze relacji warunkowych nad bezwarunkowymi. Analiza relacji bezwarunkowych wskazuje ponadto, że dolnostronne czynniki ryzyka, w przeciwieństwie do większości miar klasycznych, statystycznie istotnie wpływają na kształtowanie się stóp zwrotu badanych subindeksów. Na polskim rynku kapitałowym jedynie ko-kurtოza spośród ko-momentów podlega istotnej wycenie w okresach wzrostu.

**Słowa kluczowe:** relacje warunkowe, Capital Asset Pricing Model, ko-momenty, ryzyko dolnostronne, wycena subindeksów sektorowych

### Capital asset pricing in the classical and downside approaches to risk

**Abstract.** The purpose of the paper is to verify the functioning of the Capital Asset Pricing Model (CAPM) on the Polish capital market both in the classical and downside approaches to risk. The subject of the study are time series of returns of 14 sectoral sub-indices listed on the Warsaw Stock Exchange in 2011–2018. The use of risk measures in the conventional and downside approaches constitutes an important contribution to the studies on the risk of capital investments. The presented research method, which involves conditional regressions determined by the market situation, was adopted as a response to ambiguous results of unconditional CAPM relations in the previous research on capital markets.

The results of the performed analyses indicate that the significance of risk assessment (risk premium) depends on the sign of the market excess return to the largest extent. They also evidence the supremacy of conditional relations over the unconditional ones. The analysis of unconditional relations has moreover demonstrated that downside risk factors, unlike the majority of classical measures, influence the process of shaping the returns of sub-indices significantly. In the Polish capital market, it is only co-kurtosis, among other co-moments, which is subject to significant pricing during periods of market growth.

**Keywords:** conditional relations, Capital Asset Pricing Model, co-moments, downside risk, sub-sector indices pricing

**JEL:** C21, G12, G32

---

<sup>a</sup> Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie, Wydział Nauk Ekonomicznych.

Papiery wartościowe, oprócz systemów budżetowego i bankowego, stały się jednym z głównych kanałów przemieszczania kapitałów oraz kredytowania przedsięwzięć w sferze gospodarczej i pozagospodarczej. Emisja obligacji i akcji umożliwia spółkom pozyskiwanie kapitałów niezbędnych do prowadzenia działalności. W związku z rosnącą powszechnością dostępu do informacji dotyczących rynków finansowych i coraz większym zainteresowaniem nimi dużego znaczenia nabiera pojęcie efektywności rynku kapitałowego. Ogólność tego pojęcia powoduje, że weryfikacja empiryczna efektywności rynku kapitałowego staje się problematyczna. Wymaga wyróżnienia różnych form efektywności – silnej, pół-silnej i słabej – w zależności od rodzaju informacji zawartych w cenach. Ponadto w celu testowania hipotezy o określonej efektywności rynku kapitałowego konieczne jest wyspecyfikowanie modelu opisującego proces ustalania cen aktywów kapitałowych na rynku. Racjonalne zachowania inwestorów pozwalają osiągnąć równowagę rynku kapitałowego, przedstawianego w teorii finansów w postaci modelu wyceny dóbr kapitałowych – Capital Asset Pricing Model (CAPM). Zgodnie z nim dostosowywanie się cen, a tym samym stóp zwrotu do poziomu zrównoważenia rynku wynika z liniowej relacji oczekiwanej rentowności walorów względem poziomu ryzyka systematycznego, wyrażonego współczynnikiem beta (Lintner, 1965; Mossin, 1966; Sharpe, 1964).

Model CAPM jest szeroko stosowany do wyznaczania m.in. kosztu kapitału, zatem weryfikacja tego modelu na danym rynku kapitałowym jest zadaniem pożądanym. Wiele badań dotyczących rynków kapitałowych wskazuje CAPM jako właściwie określający kształtowanie się cen instrumentów finansowych (Chan, Hamao i Lakonishok, 1991; Hawawini, 1991). Inne natomiast wykazują niezgodność rzeczywistej wyceny aktywów kapitałowych z jego postulatami (Cheung i Wong, 1992; Östermark, 1991) lub próbują rozszerzać klasyczną wersję o kolejne czynniki ryzyka, takie jak: wielkość firmy, wskaźnik cena do zysku czy wartość księgową przypadająca na akcję (Banz, 1981; Dimson i Musavian, 1999; Fama i French, 1992). CAPM opiera się na szeregu założeń odnośnie do rynku, inwestorów i notowanych instrumentów. Należą do nich oczekiwania co do przyszłej rentowności, której rozkłady są normalne. W praktyce założenie to jest rzadko spełniane z powodu występowania nieoczekiwanych zdarzeń związanych z gospodarką danego kraju, wydarzeniami politycznymi czy kryzysami finansowymi. Wówczas analiza związana z dodatkowymi, oprócz średniej i wariancji, parametrami rozkładów stóp zwrotu wydaje się uzasadniona z punktu widzenia osób dokonujących wyceny aktywów oraz budowy portfeli inwestycyjnych.

Celem artykułu jest weryfikacja modelu CAPM na polskim rynku kapitałowym w klasycznym i jednostronnym podejściu do ryzyka.

## PRZEGLĄD LITERATURY

Testowanie modelu wyceny kapitału przyniosło jego krytykę m.in. w aspekcie ryzyka wyrażonego wariancją stóp zwrotu. Inwestorzy, zwykle niejednakowo niechętni ryzyku, traktują odchylenia powyżej progu (np. wartości oczekiwanej) jako zysk, a poniżej – jako potencjalną stratę. Awersja do ryzyka rodzi nową koncepcję ryzyka dolnostronnego (dolnego, *downside risk*) jako możliwości osiągnięcia wartości stóp zwrotu poniżej założonej stopy zwrotu. Wiele badań przeprowadzonych na rozwiniętych rynkach kapitałowych wykazuje przewagę dolnostronnych miar ryzyka nad miarami klasycznymi, opartymi na CAPM (Post i van Vliet, 2006). Ang, Chen i Xing (2006), bazując na danych na temat pojedynczych spółek notowanych na Nowojorskiej Giełdzie Papierów Wartościowych (New York Stock Exchange, NYSE) i giełdzie papierów wartościowych NASDAQ (National Association of Securities Dealers Automated Quotations), udowadniają, że inwestorzy są wynagradzani premią rynkową za ryzyko dolnostronne. Oznacza to, że walory cechujące się wyższymi wartościami dolnostronnego współczynnika beta osiągają przeciętnie wyższe stopy zwrotu. Ponadto modele dolnostronne lepiej wyjaśniają kształtowanie się stóp zwrotu niż klasyczny model CAPM (Chen, Chen i Chen, 2009; Tsai, Chen i Yang, 2014). Estrada (2002) zaproponował nowe miary ryzyka dolnostronnego dla rynków rozwijających się i wykazał, że miary te znacznie lepiej opisują stopy zwrotu, zwłaszcza w sytuacji występowania asymetrii ich rozkładów empirycznych.

Inny problem związany z weryfikacją CAPM wynika z kwadratowej funkcji użyteczności, co implikuje podejmowanie decyzji jedynie na podstawie średniej i wariancji stopy zwrotu. Kwadratowa funkcja użyteczności inwestora oznacza rosnącą awersję do ryzyka, podczas gdy słuszniejsze jest założenie, że awersja do ryzyka zmniejsza się wraz ze wzrostem zamożności.

Koncepcja ta nabiera szczególnego znaczenia w przypadku częstego występowania braku zgodności rozkładów empirycznych stóp zwrotu z rozkładem normalnym. Występowanie rozkładów stóp zwrotu odbiegających od rozkładu normalnego skłania do zastosowania w wycenie aktywów także innych charakterystyk oprócz wartości oczekiwanej i wariancji. Miarami tymi są wyższe momenty rozkładów stóp zwrotu, związane ze skośnością i koncentracją tych rozkładów. Do pomiaru ryzyka danego waloru w odniesieniu do ryzyka całego rynku służą natomiast tzw. ko-momenta, czyli momenty krzyżowe wyższych rzędów (*higher-order cross moments*), zwłaszcza ko-skośność i ko-kurtoza. Inwestorzy zwykle preferują dodatnią asymetrię portfela rynkowego i oczekują premii za dodatnią ko-skośność w postaci dodatkowej stopy zwrotu. Miary te określają wkład danego waloru w asymetrię i kurtozę portfela rynkowego, czego wyrazem są koncepcje trzy- i czteroskładnikowego modelu CAPM (Kraus i Litzenberger, 1976).

Ponadto preferencje odnośnie do skośności mają wpływ na dywersyfikację portfela. Wraz ze wzrostem siły tych preferencji maleje stopień dywersyfikacji inwestycji portfelowych (Dudzińska-Baryła, Kopańska-Bródka i Michalska, 2017), dlatego miary te stają się ważnymi wielkościami przy wycenie aktywów. Potwierdzenie istotnego wpływu ko-momentów na kształtowanie się stóp zwrotu można znaleźć m.in. w pracach: Duc i Nguyen, 2018; Harvey i Siddique, 2000; Hwang i Satchell, 1999; Neslihanoglu, Sogiakas, McColl i Lee, 2017. Pozostałe badania (np. Mora-Valencia, Perote i Ariasa, 2017) nie potwierdzają istotności ko-skośności, uzależniając jednocześnie jej znaczenie dla wyceny od wyboru metody estymacji.

Inną oczywistą możliwością zastosowania ko-momentów jest efektywna alokacja portfeli inwestycyjnych (Jondeau i Rockinger, 2006). Należy jednak zaznaczyć, że ko-skośność opisuje tylko pewien aspekt ryzyka dolnostronnego, niezależny od dolnostronnego współczynnika beta. W tym przypadku zastosowanie ma dolnostronna ko-skośność. Prace Allesa i Murraya (2013) pokazują, że miara ta ma istotne znaczenie w wycenie aktywów w przeciwieństwie do bety dolnostronnej. Wyniki takie zostały potwierdzone również na koreańskim rynku kapitałowym (Thuy i Kim, 2018).

Testowanie CAPM dotyczy także sposobu weryfikacji zależności między stopami zwrotu a ryzykiem systematycznym. Większość testów przeprowadzono według tzw. procedury bezwarunkowej, zaproponowanej przez Famę i MacBetha (1973). Innym podejściem ukazującym relację między ryzykiem systematycznym a oczekiwaną stopą zwrotu jest uzależnienie wyników od korzystnej lub niekorzystnej koniunktury rynkowej. Jednym z pierwszych badań wykorzystujących takie podejście była praca Pettengilla, Sundarama i Mathura (1995). Autorzy zbadali zależności opisane modelem CAPM, szacując jego parametry oddzielnie w okresach z dodatnią i ujemną nadwyżką rynkową (różnica między zrealizowaną stopą zwrotu rynku a stopą wolną od ryzyka). Wykazali negatywną zależność stóp zwrotu względem współczynnika beta w okresach o ujemnych nadwyżkach rynkowych i pozytywną zależność w okresach dodatnich nadwyżek rynkowych. Potwierdzenie warunkowych relacji względem koniunktury rynku znalazło odzwierciedlenie w wielu badaniach (np. Bilgin i Basti, 2014; Fletcher, 2000; Jagannathan i Wang, 1996). Wyniki otrzymane na podstawie regresji warunkowych rzucają nowe światło na dotychczasowe, często krytyczne uwagi co do słuszności stosowania modelu CAPM na poszczególnych rynkach kapitałowych.

W badaniu omawianym w niniejszym artykule postawiono trzy hipotezy badawcze. Po pierwsze, na polskim rynku kapitałowym wyceniane jest ryzyko dolnostronne związane z osiąganiem stóp zwrotu tylko poniżej założonego poziomu w porównaniu z klasyczną wersją CAPM. Po drugie, inwestorzy wynagradzani są za ponoszenie ryzyka związanego z ko-momentami odnoszonymi się do skośności i koncentracji rozkładów stóp zwrotu. Po trzecie, słuszność postulatów

klasycznej i rozszerzonej teorii CAPM ma związek ze stanem koniunktury giełdowej wyrażonej dodatnimi i ujemnymi nadwyżkami rynkowymi. Zakres aktywów poddanych badaniu stanowią subindeksy sektorowe, za pomocą których reprezentowana jest znaczna część spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych (GWP) w Warszawie.

## METODA BADANIA

### Systematyczne miary ryzyka

Zgodnie z klasycznym modelem CAPM podstawowe źródło ryzyka stanowi koniunktura rynku jako całości, której wyrazem jest portfel rynkowy obejmujący wszystkie dostępne aktywa. W praktyce aproksymantą takiego portfela są indeksy giełdowe. Główną systematyczną miarą ryzyka jest współczynnik beta, określający wrażliwość zmian danych aktywów na zmiany koniunktury rynku. Wartości tego współczynnika otrzymujemy zgodnie z formułą<sup>1</sup>:

$$\beta_i = \frac{E[(R_{it} - E(R_i))(R_{Mt} - E(R_M))]}{E[(R_{Mt} - E(R_M))]^2} \quad (1)$$

gdzie:

$R_{it}$  – stopa zwrotu  $i$ -tej spółki,

$R_{Mt}$  – stopa zwrotu portfela rynkowego.

Inaczej niż w przypadku CAPM w kategoriach stopa zwrotu i wariancja kwantyfikacji relacji ryzyko – dochód w kontekście semi-miar opierają się na dolnych momentach cząstkowych. Istotnym pojęciem dla tego typu miar jest progowa stopa zwrotu (ang. *threshold*), oznaczająca stopy zwrotu poniżej wymaganej jako ponoszone ryzyko<sup>2</sup> (Rutkowska-Ziarko i Pyke, 2018). Wyróżniono wiele

<sup>1</sup> Wartości współczynnika beta otrzymano jako współczynniki regresji z modelu rynkowego szacowanego klasyczną metodą najmniejszych kwadratów o postaci:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \xi_{it} \quad (t = 1, \dots, T)$$

gdzie:

$\alpha_i$  – wyraz wolny równania,  $\beta_i$  – współczynnik beta  $i$ -tego waloru,  $\xi_{it}$  – składnik losowy  $i$ -tego równania,  $T$  – długość szeregu czasowego.

<sup>2</sup> W dolnostronnej wersji CAPM, czyli D-CAPM, klasyczne współczynniki beta zastąpione są dolnostronnymi współczynnikami beta, wykorzystującymi dolne momenty cząstkowe:

$$LPM_i^k = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T lpm_{it}^k$$

gdzie  $lpm_{it} = \begin{cases} 0 & \text{dla } R_{it} \geq l \\ R_{it} - l & \text{dla } R_{it} < l \end{cases}$ , gdzie:  $R_{it}$  – stopa zwrotu dla  $i$ -tej spółki w okresie  $t$ ,  
 $T$  – długość szeregu czasowego,  $l$  – progowa stopa zwrotu.

form dolnostronnego współczynnika beta i dolnostronnej ko-skośności, różnicując je pod względem formuły obliczeniowej i punktu odniesienia. Hogan i Warren (1974) oraz Bawa i Lindenberg (1977) definiują dolnostronny współczynnik beta następująco:

$$\beta_i^{HW} = \frac{E[(R_{it} - R_f) \min(R_{Mt} - R_f; 0)]}{E[\min(R_{Mt} - R_f; 0)]^2} \quad (2)$$

gdzie  $R_f$  – stopa wolna od ryzyka.

W przypadku brzegowym jako progową stopę zwrotu można przyjąć 0. Wówczas relacja (2) redukuje się do postaci (Li i Galagedera, 2008):

$$\beta_i^{HW}(R_f = 0) = \frac{E[R_{it} \min(R_{Mt}; 0)]}{E[\min(R_{Mt}; 0)]^2} \quad (3)$$

W podejściu zaproponowanym przez Harlowa i Rao (1989) uczestnicy rynku traktują ryzyko dolnostronne jako odchylenia od średniej portfela rynkowego w odróżnieniu od stopy wolnej od ryzyka. Dolnostronny współczynnik beta jest sformułowany następująco:

$$\beta_i^{HR} = \frac{E[(R_{it} - E(R_i)) \min(R_{Mt} - E(R_M); 0)]}{E[\min(R_{Mt} - E(R_M); 0)]^2} \quad (4)$$

W omawianym badaniu do przeanalizowania zależności między stopami zwrotu a ryzykiem w podejściu dolnostronnym zastosowano współczynnik beta wyznaczony zgodnie z relacją (4). Relacje pomiędzy różnymi dolnymi współczynnikami beta obszernie przedstawił Markowski (2018).

Klasyczna analiza portfelowa ogranicza preferencje inwestorów do dwóch parametrów funkcji rozkładu prawdopodobieństwa – oczekiwanej stopy zwrotu i wariancji. Preferencje inwestora niechętnego ryzyku co do skośności i kurtozy mogą być opisane niekwadratową funkcją użyteczności<sup>3</sup>. Inwestor cechujący się malejącą bezwzględna niechęcią do ryzyka przy budowaniu portfeli zwraca

<sup>3</sup> Rozwinięcie w szereg Taylora wartości oczekiwanej jego funkcji użyteczności wokół wartości oczekiwanej bogactwa  $w$ , będącej odzwierciedleniem stopy zwrotu na koniec okresu inwestycyjnego, i uwzględnienie trzeciego i czwartego momentu centralnego oraz pominięcie reszty szeregu daje postać:

$$E[U(w)] = U(\mu_w) + U'(\mu_w)E(w - \mu_w) + U''(\mu_w)\frac{E(w - \mu_w)^2}{2!} + U'''(\mu_w)\frac{E(w - \mu_w)^3}{3!} + U''''(\mu_w)\frac{E(w - \mu_w)^4}{4!} = U(\mu_w) + \frac{1}{2}U''(\mu_w)\sigma_w^2 + \frac{1}{6}U'''(\mu_w)\gamma_w\sigma_w^3 + \frac{1}{24}U''''(\mu_w)\theta_w\sigma_w^4$$

gdzie:  $\mu_w$  – wartość oczekiwana,  $\sigma_w$  – odchylenie standardowe,  $\gamma_w$  – współczynnik asymetrii,  $\theta_w$  – współczynnik kurtozy rozkładu bogactwa.

uwagę na krańcowy wkład danej akcji w asymetrię portfela. Będzie zatem preferował akcje zwiększające prawostronną asymetrię rozkładów stóp zwrotu portfeli, a nie akcje wydłużające ogony lewostronne rozkładów.

Uwzględniając krańcowy wkład waloru do wielkości momentu centralnego dobrze zdywersyfikowanego portfela, którym w kontekście wyceny na rynku kapitałowym jest portfel rynkowy, można zapisać:

$$\begin{aligned} \frac{\partial E[(R_{Mt} - E(R_M))]^n}{\partial x_i} &= \frac{\partial E[\sum_i x_i (R_{it} - E(R_i))]^n}{\partial x_i} = \\ &= nE \left[ \sum_i x_i (R_{it} - E(R_i))^{n-1} (R_{it} - E(R_i)) \right] = \\ &= nE[(R_{Mt} - E(R_M))^{n-1} (R_{it} - E(R_i))] \end{aligned} \quad (5)$$

Dzieląc powyższe wyrażenie przez  $nE[(R_{Mt} - E(R_M))]^n$ , otrzymuje się miary zwane ko-momentami rozkładu. Przyjmując za  $n = 3; 4$ , uzyskuje się odpowiednio ko-skośność i ko-kurtozę, czyli (Galagedera, Henry i Silvapulle, 2003):

$$\gamma_i = \frac{E[(R_{it} - E(R_i))(R_{Mt} - E(R_M))^2]}{E[(R_{Mt} - E(R_M))]^3} \quad (6)$$

oraz

$$\theta_i = \frac{E[(R_{it} - E(R_i))(R_{Mt} - E(R_M))^3]}{E[(R_{Mt} - E(R_M))]^4} \quad (7)$$

Inwestorzy preferują dodatnią ko-skośność, ponieważ oznacza ona większe prawdopodobieństwo otrzymania wysokich dodatnich stóp zwrotu z danego waloru. Dodatnia ko-skośność walorów powoduje większą skośność rozkładu portfela rynkowego w kierunku wyznaczonym asymetrią tego portfela. Premia za ryzyko opisane ko-skośnością zależy zatem od asymetrii portfela rynkowego. W sytuacji gdy portfel jest lewostronnie asymetryczny, inwestorzy wymagają dodatniej premii za ryzyko związane z ko-skośnością, natomiast gdy jest prawostronnie asymetryczny, inwestorzy skłonni są zapłacić za wkład akcji o dodatniej ko-skośności do portfela. Wówczas należy się spodziewać braku premii za ryzyko (wielkości premii przyjmują wartości ujemne). Współczynnik spłaszczenia, czyli kurtozę rozkładu stóp zwrotu, rozumie się jako poziom koncentracji poszczególnych realizacji wokół wartości oczekiwanej. Ponadto ryzyko wystąpienia ekstremalnych zmian stóp zwrotu może wystąpić w przypadku rozkładów wysmukłych, czyli o wysokich wartościach kurtozy, przez co należy ją traktować jako miarę odnoszącą się do ryzyka inwestycji w dany walor. Można zatem oczekiwać dodatniej premii za ryzyko związane ze współczynnikiem kurtozy.

Wyższe momenty rozkładu stóp zwrotu, podobnie jak dolnostronne współczynniki beta, jako asymetryczne miary ryzyka można przedstawić w ujęciu dolnostronnym (Galagedera, 2009):

$$\gamma_i^d = \frac{E[(R_{it} - E(R_i))\min(R_{Mt} - E(R_M); 0)^2]}{E[\min(R_{Mt} - E(R_M); 0)]^3} \quad (8)$$

oraz

$$\theta_i^d = \frac{E[(R_{it} - E(R_i))\min(R_{Mt} - E(R_M); 0)^3]}{E[\min(R_{Mt} - E(R_M); 0)]^4} \quad (9)$$

Testowanie wyceny powyższych miar, czyli ich istotnego wpływu na kształtowanie się stóp zwrotu, ma na celu ich porównanie z miarami w podejściu klasycznym, w którym ryzyko jest rozpatrywane jako okresy zarówno z ujemnymi, jak i dodatnimi nadwyżkami rynkowych stóp zwrotu. Ważne jest również sprawdzenie, które miary w podejściu dolnostronnym są przydatniejsze z punktu widzenia inwestora. Weryfikację istotności premii za ryzyko wywołane czynnikami w ujęciu klasycznym przeprowadzono z wykorzystaniem bezwarunkowych i warunkowych regresji przekrojowych. Analiza miar dolnostronnych obejmuje jedynie relacje bezwarunkowe ze względu na znak nadwyżki rynkowej w danym okresie.

### Relacje bezwarunkowe względem koniunktury rynku

Badanie zależności między miarami ryzyka systematycznego a stopami zwrotu poszczególnych indeksów przeprowadzono zgodnie z dwuetapową procedurą analizy regresji. W pierwszym etapie, stanowiącym podokres całkowitej próby badawczej, wyznaczono oceny zaproponowanych miar ryzyka zgodnie z relacjami przedstawionymi w części poświęconej metodzie badania.

W drugim etapie zastosowano analizę regresji na szeregach przekrojowych; zmiennymi zależnymi były zrealizowane nadwyżki stóp zwrotu ponad stopę wolną od ryzyka, a zmiennymi niezależnymi – oszacowane w pierwszym etapie procedury systematyczne miary ryzyka. Bezwarunkowe relacje estymowano w okresie weryfikacji CAPM, stanowiącym pozostałą, rozłączną w stosunku do poprzedniej część okresu badawczego (Galagedera i Brooks, 2012):

$$R_{it} - R_{ft} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t}\widehat{MR}_i + \eta_{it} \quad (i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T) \quad (10)$$

gdzie:

$\widehat{MR}_i$  – ocena miary ryzyka definiowanej jako  $\hat{\beta}_i, \hat{\beta}_i^{HR}, \hat{\gamma}_i, \hat{\gamma}_i^d, \hat{\theta}_i$  oraz  $\hat{\theta}_i^d$ ,

$R_{ft}$  – stopa zwrotu wolna od ryzyka,

$\lambda_{0t}, \lambda_{1t}$  – parametry modelu,



- $\eta_{it}$  – składnik losowy modelu,  
 $T$  – długość okresu testowania modelu.

Przyjęte hipotezy badawcze mają odzwierciedlenie co do znaku parametru  $\lambda_{1t}$  oznaczającego premię za ryzyko rynkowe wyrażone współczynnikiem beta oraz określającego znaczenie ko-skośności i współczynnika ko-kurtozy w wycenie papierów wartościowych (Tang i Shum, 2003). Zestawy hipotez statystycznych dotyczących tego parametru dla poszczególnych miar zaprezentowano w tabl. 1.

**TABL. 1. HIPOTEZY DLA PARAMETRÓW BEZWARUNKOWYCH RELACJI CAPM**

Miara ryzyka	Hipoteza zerowa	Hipoteza alternatywna
$\beta_i$ i $\beta_i^{HR}$	$H_0: E(\lambda_1) = 0$	$H_1: E(\lambda_1) > 0$
$\gamma_i$ i $\gamma_i^d$	$H_0: E(\lambda_1) = 0$ $H_0: E(\lambda_1) = 0$	$H_1: E(\lambda_1) > 0$ , jeżeli $As_M < 0$ $H_1: E(\lambda_1) < 0$ , jeżeli $As_M > 0$
$\theta_i$ i $\theta_i^d$	$H_0: E(\lambda_1) = 0$	$H_1: E(\lambda_1) > 0$
Stała	$H_0: E(\lambda_0) = 0$	$H_1: E(\lambda_0) \neq 0$

U w a g a.  $\beta_i$  – klasyczny współczynnik beta,  $\beta_i^{HR}$  – dolnostronny współczynnik beta zgodnie z formułą Harlow-Rao,  $\gamma_i$  – współczynnik ko-skośności,  $\gamma_i^d$  – dolnostronny współczynnik ko-skośności,  $\theta_i$  – współczynnik ko-kurtozy,  $\theta_i^d$  – dolnostronny współczynnik ko-kurtozy,  $As_M$  – klasyczny współczynnik asymetrii portfela rynkowego (indeksu giełdowego).

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Sprawdzianem powyższych hipotez jest test *t*-Studenta dla jednej średniej z jednostronnym lub dwustronnym obszarem krytycznym<sup>4</sup>. Analogiczny sposób testowania powyższych hipotez stosowano w badaniach dotyczących rynków kapitałowych.

### Relacje warunkowe względem koniunktury rynku

Warunkowe relacje CAPM polegają na oddzielnym szacowaniu i weryfikacji poszczególnych wersji tego modelu w sytuacji dodatnich i ujemnych nadwyżek rynkowych. Przy takim podejściu należy oczekiwać odwrotnego związku między zrealizowanymi nadwyżkami stóp zwrotu walorów a miarami ryzyka systematycznego. Warunkowe ze względu na znak nadwyżki rynkowej podstawowe równanie modelu CAPM w wersji testowanej ma postać:

$$R_{it} - R_{ft} = \delta \lambda_{0t}^U + (1 - \delta) \lambda_{0t}^D + \delta \lambda_{1t}^U \widehat{MR}_i + (1 - \delta) \lambda_{1t}^D \widehat{MR}_i + \eta_{it} \quad (11)$$

<sup>4</sup> Ujemne oczekiwane wartości współczynników oznaczających premię za ryzyko wynikają z warunkowych relacji modelu CAPM w okresach ujemnych rentowności całego rynku.

gdzie:

- $\widehat{MR}_i$  – ocena miary ryzyka definiowanej jako  $\hat{\beta}_i$ ,  $\hat{\gamma}_i$  oraz  $\hat{\theta}_i$ ,  
 $\delta$  – zmienna dychotomiczna używana do określenia dodatniej i ujemnej nadwyżki stopy zwrotu z rynku, tzn.  $\delta = 1$ , jeśli  $(R_{Mt} - R_{ft}) > 0$  oraz  $\delta = 0$  jeśli  $(R_{Mt} - R_{ft}) < 0$ ,  $\lambda_{0t}^U$ ,  $\lambda_{0t}^D$ ,  $\lambda_{1t}^U$ ,  $\lambda_{1t}^D$  – parametry modelu,  
 $\eta_{it}$  – składnik losowy modelu.

Użycie warunkowych relacji CAPM uzasadnia postawienie hipotez odnośnie do parametrów równania (11), które prezentuje tabl. 2.

**TABL. 2. HIPOTEZY DLA PARAMETRÓW WARUNKOWYCH RELACJI CAPM**

Miara ryzyka	Hipoteza zerowa	Hipoteza alternatywna
$\beta_i$	$H_0: E(\lambda_1^U) = 0$ $H_0: E(\lambda_1^D) = 0$	$H_1: E(\lambda_1^U) > 0$ $H_1: E(\lambda_1^D) < 0$
$\gamma_i$	$H_0: E(\lambda_1^U) = 0$ $H_0: E(\lambda_1^D) = 0$ $H_0: E(\lambda_1^U) = 0$ $H_0: E(\lambda_1^D) = 0$	$H_1: E(\lambda_1^U) > 0$ , jeżeli $As_M < 0$ $H_1: E(\lambda_1^D) < 0$ , jeżeli $As_M < 0$ $H_1: E(\lambda_1^U) < 0$ , jeżeli $As_M > 0$ $H_1: E(\lambda_1^D) > 0$ , jeżeli $As_M > 0$
$\theta_i$	$H_0: E(\lambda_1^U) = 0$ $H_0: E(\lambda_1^D) = 0$	$H_1: E(\lambda_1^U) > 0$ $H_1: E(\lambda_1^D) < 0$
Stała	$H_0: E(\lambda_0) = 0$	$H_1: E(\lambda_0) \neq 0$

Źródło: jak przy tabl. 1.

Odrzucenie hipotez zerowych w obu przypadkach, tzn. dla oszacowań w okresach dodatnich i ujemnych nadwyżek rynkowych, wskazuje na występowanie systematycznych warunkowych relacji między współczynnikiem beta oraz ko-momentami a zrealizowanymi stopami zwrotu z inwestycji.

#### DANE WYKORZYSTANE W BADANIU

Badanie relacji określonych modelem CAPM przeprowadzono z użyciem subindeksów sektorowych wyróżnionych na GPW w Warszawie. Próbę badawczą stanowiły szeregi czasowe miesięcznych zwykłych stóp zwrotu notowanych subindeksów w latach 2011–2018, co daje 96 obserwacji<sup>5</sup>. Pełnymi szeregami czasowymi w badanym okresie cechowało się 10 subindeksów, natomiast cztery pozostałe: WIG-górnictwo, WIG-leki, WIG-motoryzacja i WIG-odzież były wyszczególnione od stycznia 2017 r.

Wartości notowań wskaźników koniunktury w danym sektorze są szeregami w postaci różnych trendów niestacjonarnych. Wyraźnymi okresami wzrostu kursów w całym okresie próby lub znacznej jego części odznaczały się indeksy:

<sup>5</sup> Wartości zamknięcia badanych subindeksów pochodzą z bazy notowań GPW w Warszawie, dostępnej na stronie internetowej [www.gpw.pl](http://www.gpw.pl).

WIG-chemia, WIG-informatyka, WIG-media i WIG-paliwa. Okresami niekorzystnej koniunktury w całym okresie cechowały się indeksy związane z energetyką, motoryzacją i telekomunikacją. Pozostałe subindeksy wykazywały zmienność tendencji rozwojowych. Jako aproksymanty portfela rynkowego użyto indeksu WIG. Przybliżeniem stopy wolnej od ryzyka była średnia miesięczna ważona stopa zwrotu z bonów skarbowych.

Zgodnie z przyjętą metodą całkowity okres próby podzielono na dwa czteroletnie podokresy. Pierwszy (lata 2011–2014) stanowił okres szacowania systematycznych miar ryzyka w podejściu klasycznym i jednostronnym. Dane dotyczące okresu drugiego (lata 2015–2018) wykorzystano do testowania relacji modelu CAPM. Okres weryfikacji modelu charakteryzował się symetrycznością co do liczby obserwacji z dodatnią ( $R_{Mt} - R_{ft}$ ) > 0 i ujemną ( $R_{Mt} - R_{ft}$ ) < 0 nadwyżką rynkową – po 24 obserwacje każdego rodzaju. W przypadku czterech subindeksów o krótszych szeregach czasowych okres szacowania miar ryzyka i okres weryfikacji relacji ryzyko – dochód był tożsamy i liczył po 24 obserwacje.

## WYNIKI

Badanie warunkowych i bezwarunkowych relacji CAPM rozpoczęto od oszacowania systematycznych miar ryzyka w rozróżnieniu na miary klasyczne i jednostronne. Na podstawie szeregów czasowych miesięcznych stóp zwrotu obejmujących pierwszy okres próby wyznaczono oceny współczynnika beta, ko-skośności i ko-kurtozy (tabl. 3).

**TABL. 3. OCENY CZYNNIKÓW RYZYKA DLA SUBINDEKSÓW SEKTOROWYCH**

Subindeksy sektorowe	$\beta_i$	$\gamma_i$	$\theta_i$	$\beta_i^{HR}$	$\gamma_i^d$	$\theta_i^d$
WIG-banki .....	1,073	-3,006	1,036	0,977	0,929	0,913
WIG-budownictwo .....	1,289	3,968	1,398	1,274	1,441	1,610
WIG-chemia .....	0,921	4,713	1,152	1,069	1,192	1,244
WIG-energetyka .....	0,830	3,290	0,819	0,882	0,912	0,923
WIG-górnictwo .....	1,634	4,238	1,474	1,533	1,279	1,115
WIG-informatyka .....	0,810	2,898	0,788	0,853	0,858	0,896
WIG-leki .....	0,613	-2,467	0,640	0,860	0,924	0,959
WIG-media .....	0,776	-1,028	0,748	0,716	0,703	0,724
WIG-motoryzacja .....	0,446	2,131	0,643	0,365	0,415	0,452
WIG-nieruchomości .....	1,099	1,137	1,275	1,109	1,207	1,294
WIG-odzież .....	1,170	-4,710	0,902	1,586	1,555	1,553
WIG-paliwa .....	1,070	5,247	1,062	1,193	1,217	1,190
WIG-spożywczy .....	0,631	6,705	0,715	0,835	0,887	0,874
WIG-telekomunikacja .....	0,545	-6,753	0,445	0,368	0,248	0,218

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Wartości ocen współczynnika beta (wszystkie oceny były statystycznie istotne), zarówno klasycznych, jak i jednostronnych, w przypadku sześciu subindeksów wynosiły <1; najwyższe odnotowano dla sektorów: budownictwo, górnictwo i odzież. Jednakże większość subindeksów odznaczała się mniejszą wrażliwo-

ścią na zmiany ogólnej koniunktury giełdowej i przyjmowała wartości współczynnika beta  $>1$ . Najbardziej na zmiany WIG reagowały subindeksy sektorów: leki, motoryzacja, spożywczy i telekomunikacja. Wartości współczynnika ko-kośności wskazują, że najwyższy co do wartości bezwzględnej wkład w asymetrię portfela rynkowego mają: WIG-telekomunikacja, WIG-spożywczy i WIG-paliwa. Dolnostronne odpowiedniki ko-skośności przyjmują wartości znacznie niższe od współczynników klasycznych i przyjmują tylko wartości dodatnie. Sub-indeksy o niskich wartościach ko-skośności postrzegają się jako stabilniejsze, a zatem odporniejsze na ogólne zmiany rynku oraz zmiany tylko poniżej założonej stopy zwrotu. Wartości ko-kurtozy, w przeciwieństwie do ko-skośności, są w obu podejściach (klasycznym i dolnostronnym) znacznie bardziej zbliżone. Ich najwyższe wartości odnotowano dla sektorów: górnictwo, budownictwo, nieruchomości i odzież, a najniższe dla sektorów: leki, motoryzacja i telekomunikacja.

Badanie występowania istotnej premii rynkowej przeprowadzono najpierw w ujęciu klasycznym. Bezwarunkowe regresje przekrojowe oszacowano w każdym okresie weryfikacji dla zrealizowanych stóp zwrotu subindeksów sektorowych względem systematycznych miar ryzyka (tabl. 4). Wyniki nie potwierdzają hipotezy dotyczącej wyceny wyższych momentów rozkładu stóp zwrotu na polskim rynku kapitałowym. Wskazują, że oceny premii za ryzyko związane ze współczynnikiem beta i ko-momentami są dodatnie, lecz tylko w przypadku współczynnika beta ocena jest statystycznie istotna na poziomie 10%. Wynika to zapewne z nakładania się premii w okresach o dodatnich i ujemnych nadwyżkach rynkowych. W przypadku ryzyka ko-skośności dodatni znak premii za akceptację tego ryzyka jest przeciwny do oczekiwanego – wartość klasycznego współczynnika asymetrii rynku w okresie testowania CAPM wyniosła 0,19. Przećiętne wartości stopnia dopasowania modeli do danych (współczynnik  $\bar{R}^2$ ) nie są satysfakcjonujące, ponieważ wahają się od 10,1% do 12,8%. Nie odbiegają jednak znacznie od wartości uzyskanych w części badań dotyczących rynków kapitałowych (np. Galagedera, Henry i Silvapulle, 2003).

TABL. 4. OSZACOWANIA BEZWARUNKOWYCH MODELI CAPM

Parametry	Średnia ocena	Statystyka <i>t</i>	Wartość <i>p</i>	$\bar{R}^2$
$R_{it} - R_{ft} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t}\hat{\beta}_i + \eta_{it}$				
$\lambda_{0t}$ .....	-0,0070	-0,926	0,359	} 0,101
$\lambda_{1t}$ .....	0,0111	1,370	0,089***	
$R_{it} - R_{ft} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t}\hat{\gamma}_i + \eta_{it}$				
$\lambda_{0t}$ .....	0,0017	0,356	0,723	} 0,111
$\lambda_{1t}$ .....	0,0008	1,355	0,909	
$R_{it} - R_{ft} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t}\hat{\theta}_i + \eta_{it}$				
$\lambda_{0t}$ .....	-0,0053	-0,765	0,448	} 0,128
$\lambda_{1t}$ .....	0,0090	1,266	0,106	

U w a g a. \*\*\* – istotność 10%.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Analogiczne estymacje przeprowadzono z wykorzystaniem miar dolnostronnych. Wyniki relacji bezwarunkowych (tabl. 5) wskazują na przewagę tych miar nad miarami klasycznymi w wycenie nadwyżek stóp zwrotu indeksów sektorynych. Premie za ryzyko wywołane dolnostronnym współczynnikiem beta i dolnymi ko-momentami są dodatnie i statystycznie istotne na poziomie 5%. Wartości bezwzględne tych premii przewyższają wartości ich klasycznych odpowiedników. Wyniki te potwierdzają hipotezę, że na polskim rynku kapitałowym ryzyko dolnostronne podlega wycenie zgodnie z postulatami CAPM. Innymi słowy, inwestorzy są wynagradzani za ponoszenie ryzyka osiągnięcia stóp zwrotu poniżej założonego progu.

Otrzymane rezultaty, zwłaszcza odnoszące się do bet dolnostronnych, są zgodne z wynikami prezentowanymi w pracy Ang i in. (2006) i wynikami modeli wieloczynnikowych otrzymanych przez Lee, Robinsona i Reeda (2008) oraz Tsai i in. (2014). Potwierdzenie istotnego znaczenia dolnej ko-skośności przynoszą badania dotyczące rynków rozwiniętych oraz rozwijających się (m.in. Galagedera, 2009). Przeciętne wartości stopnia dopasowania modeli CAPM w podejściu dolnostronnym są relatywnie nieduże (od 9,4% do 13,0%) i kształtują się na podobnym poziomie jak w przypadku klasycznego modelu CAPM.

**TABL. 5. OSZACOWANIA BEZWARUNKOWYCH DOLNOSTRONNYCH MODELI CAPM**

Parametry	Średnia ocena	Statystyka <i>t</i>	Wartość <i>p</i>	$\bar{R}^2$
$R_{it} - R_{ft} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t}\hat{\beta}_i^{HR} + \eta_{it}$				
$\lambda_{0t}$ .....	-0,0131	-1,739	0,088***	0,130
$\lambda_{1t}$ .....	0,0173	2,164	0,017**	
$R_{it} - R_{ft} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t}\hat{\gamma}_i^d + \eta_{it}$				
$\lambda_{0t}$ .....	-0,0101	-1,546	0,128	0,111
$\lambda_{1t}$ .....	0,0137	2,091	0,021**	
$R_{it} - R_{ft} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t}\hat{\theta}_i^d + \eta_{it}$				
$\lambda_{0t}$ .....	-0,0076	-1,265	0,212	0,094
$\lambda_{1t}$ .....	0,0109	1,959	0,028**	

U w a g a. \*\* – istotność 5%, \*\*\* – istotność 10%.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Zgodnie z przyjętym podejściem oszacowano średnie oceny premii za ryzyko dla miar klasycznych, oddzielnie w okresach z dodatnią (rynek wzrostu) i ujemną (rynek spadków) nadwyżką rynkową. Wyniki ocen parametrów relacji warunkowych zaprezentowano w tabl. 6. Średnia ocena premii za ryzyko rynkowe (beta) jest dodatnia i statystycznie istotna na poziomie 1% w okresach wzrostu oraz ujemna i statystycznie istotna na poziomie 5% w okresach spadków. Powyższe wyniki oznaczają występowanie silnego oddziaływania stanu rynku na wielkość, a znak premii – przede wszystkim na ryzyko systematyczne. Należy

jednak podkreślić brak symetrii wielkości tych premii. Korzystna koniunktura giełdowa determinuje jej wartości dodatnie w większym stopniu niż brak dobrej koniunktury – wartości ujemne. Może to oznaczać, że CAPM poprawniej odzwierciedla stopy zwrotu w okresach prosperity niż w okresach recesji, co należy wiązać ze statystycznie lepszymi wycenami stóp zwrotu w relacjach bezwarunkowych opartych na miarach jednostronnych w porównaniu z wycenami opartymi na miarach klasycznych.

**TABL. 6. OSZACOWANIA WARUNKOWYCH POSTACI MODELU CAPM**

Koniunktura rynku i parametry	Średnia ocena	Statystyka t	Wartość p	$\bar{R}^2$
$R_{it} - R_{ft} = \delta \lambda_{0t}^U + (1 - \delta) \lambda_{0t}^D + \delta \lambda_{1t}^U \hat{\beta}_i + (1 - \delta) \lambda_{1t}^D \hat{\beta}_i + \eta_{it}$				
Rynek wzrostu $\delta = 1$ .....	$\lambda_{0t}^U$   -0,0042	-0,416	0,681	} 0,105
	$\lambda_{1t}^U$   0,0368	3,988	0,000*	
Rynek spadków $\delta = 0$ .....	$\lambda_{0t}^D$   -0,0049	-0,465	0,646	} 0,096
	$\lambda_{1t}^D$   -0,0196	-1,906	0,034**	
$R_{it} - R_{ft} = \delta \lambda_{0t}^U + (1 - \delta) \lambda_{0t}^D + \delta \lambda_{1t}^U \hat{\gamma}_i + (1 - \delta) \lambda_{1t}^D \hat{\gamma}_i + \eta_{it}$				
Rynek wzrostu $\delta = 1$ .....	$\lambda_{0t}^U$   0,0278	6,544	0,000*	} 0,106
	$\lambda_{1t}^U$   0,0039	1,328	0,901	
Rynek spadków $\delta = 0$ .....	$\lambda_{0t}^D$   -0,0244	-6,318	0,000*	} 0,117
	$\lambda_{1t}^D$   0,0005	0,539	0,297	
$R_{it} - R_{ft} = \delta \lambda_{0t}^U + (1 - \delta) \lambda_{0t}^D + \delta \lambda_{1t}^U \hat{\theta}_i + (1 - \delta) \lambda_{1t}^D \hat{\theta}_i + \eta_{it}$				
Rynek wzrostu $\delta = 1$ .....	$\lambda_{0t}^U$   0,0059	0,747	0,462	} 0,067
	$\lambda_{1t}^U$   0,0252	3,242	0,002*	
Rynek spadków $\delta = 0$ .....	$\lambda_{0t}^D$   -0,0165	-1,485	0,151	} 0,100
	$\lambda_{1t}^D$   -0,0071	-0,640	0,264	

U w a g a. \* – istotność 1%, \*\* – istotność 5%.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Oszacowania warunkowych relacji z wykorzystaniem ko-skośności wskazują, że ryzyko związane z asymetrią jest statystycznie nieistotne zarówno w okresach dodatnich, jak i ujemnych nadwyżek rynkowych. Ponadto, biorąc pod uwagę współczynniki asymetrii rynku w tych okresach<sup>6</sup>, znak premii za ryzyko ko-skośności w okresach wzrostu jest przeciwny do spodziewanego. Oceny warunkowych premii za ryzyko ko-kurtozy są poprawne co do znaku, tzn. dodatnie (ujemne) w okresach pozytywnych (negatywnych) nadwyżek rynkowych. Jednakże statystyczna istotność premii tylko w okresach wzrostu rynku ponad stopę

<sup>6</sup> Klasyczne współczynniki asymetrii w okresach dodatniej i ujemnej nadwyżki rynkowej wynosiły odpowiednio 0,39 i -0,54.

wolną od ryzyka nie daje jednoznacznego potwierdzenia istotności kurtozy w wycenie indeksów sektorowych. Dopasowanie relacji warunkowych w okresach spadków średnio było wyższe od dopasowania w okresach wzrostu i wahało się odpowiednio w zakresie 0,096–0,117 i 0,067–0,105.

## PODSUMOWANIE

W pracy przedstawiono wyniki badania dotyczącego wyceny indeksów sektorowych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie z zastosowaniem modelu CAPM. Badanie charakteryzowało się dwuaspektowością podejścia metodologicznego. Po pierwsze, rozróżniono wyniki otrzymane na podstawie bezwarunkowych i warunkowych relacji ryzyko – dochód, natomiast w drugim porównano oszacowania modeli bezwarunkowych z użyciem klasycznych i dolnostronnych miar ryzyka. Zaprezentowane podejście, oddzielające okresy obserwacji ze względu na rosnącą lub malejącą koniunkturę giełdową, nie jest zatem klasycznym badaniem zależności wynikających z postulatów CAPM.

Oszacowanie bezwarunkowych relacji dotyczących zrealizowanych stóp zwrotu pokazuje, że średnia wartość premii za ryzyko systematyczne wyrażone współczynnikiem beta jest statystycznie istotna, ale na wysokim 10-procentowym poziomie błędu I rodzaju. Znacznie istotniejsze zależności zaobserwowano w badaniu relacji warunkowych. Potwierdzają one trzecią hipotezę badawczą, że słuszność postulatów klasycznej i rozszerzonej teorii CAPM ma związek ze stanem koniunktury giełdowej wyrażonej dodatnimi i ujemnymi nadwyżkami rynkowymi. Kierunek współzależności między zrealizowanymi stopami zwrotu a współczynnikami beta jest uwarunkowany znakiem nadwyżki indeksu giełdowego ponad stopę wolną od ryzyka. Przeciętna wartość premii za ryzyko jest istotnie większa od 0 w okresach dodatniej nadwyżki rynkowej i istotnie mniejsza od 0 w okresach ujemnej nadwyżki rynkowej. Wyniki takie uzyskano przy 1- i 5-procentowym poziomie istotności.

Biorąc pod uwagę podejście klasyczne, nie potwierdzono hipotezy drugiej o istotnej wycenie ko-momentów. Nie wykazano bowiem znaczącego wpływu ko-skośności na wielkość zrealizowanych nadwyżek stóp zwrotu subindeksów sektorowych. Średnie wartości premii za ryzyko i towarzyszących im statystyk w okresach wzrostu oraz w okresie całej próby są relatywnie wysokie, lecz mają przeciwne znaki do tych określonych w hipotezach zerowych. Analiza regresji warunkowych wykazała natomiast istotne znaczenie ko-kurtozy. Wpływ tej miary na nadwyżki indeksów sektorowych jest zgodny z przewidywaniami i najsilniejszy w okresach wzrostu. Nie potwierdzono jednak wyceny ko-kurtozy w okresach spadków koniunktury, co nie pozwala na jednoznaczną ocenę roli tej miary w kształtowaniu się stóp zwrotu subindeksów sektorowych.

Analizę badanych zależności przeprowadzono również z użyciem miar dolnostronnych, uwzględniających tylko rentowność poniżej założonej stopy zwrotu,

którą w badaniu była średnia stopa zwrotu. Wyniki relacji bezwarunkowych, zarówno dla jednostronnego współczynnika beta, jak i dla dolnych ko-momentów, wskazują na istotną rolę tych czynników w kształtowaniu się stóp zwrotu wskaźników sektorowych, czyli potwierdzają hipotezę pierwszą dotyczącą wyceny ryzyka jednostronnego na polskim rynku kapitałowym. Pozwala to na pojmowanie ryzyka jako rzeczywiście poniesionej straty, a nie ryzyka ogólnych odchyłeń od przyjętego progno.

Przeprowadzone relacje warunkowe potwierdzają słuszność wyceny aktywów zgodnie z postulatami CAPM, co często było odrzucane w klasycznych, bezwarunkowych względem koniunktury giełdowej testach tej teorii. Wynika z tego, że miary ryzyka systematycznego, takie jak współczynnik beta i jego jednostronna postać, są właściwymi czynnikami ryzyka w wycenie portfela i zarządzaniu nim.

#### BIBLIOGRAFIA

- Alles, L., Murray, L. (2013). Rewards for downside risk in Asian markets. *Journal of Banking & Finance*, 37(7), 2501–2509. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2013.02.006.
- Ang, A., Chen, J., Xing, Y. (2006). Downside risk. *The Review of Financial Studies*, 19(4), 1191–1239. DOI: 10.1093/rfs/hhj035.
- Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3–18. DOI: 10.1016/0304-405X(81)90018-0.
- Bawa, V. S., Lindenberg, E. B. (1977). Capital market equilibrium in a mean-lower partial moment framework. *Journal of Financial Economics*, 5(2), 189–200. DOI: 10.1016/0304-405X(77)90017-4.
- Bilgin, R., Basti, E. (2014). Further Evidence on the Validity of CAPM: the Istanbul Stock Exchange Application. *Inżynieria Ekonomiczna—Engineering Economics*, 25(1), 5–12. DOI: 10.5755/j01.ee.25.1.1847.
- Chan, L. K. C., Hamao, Y., Lakonishok, J. (1991). Fundamentals and Stock Returns in Japan. *Journal of Finance*, 46(5), 1739–1764. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1991.tb04642.x.
- Chen, D., Chen, C., Chen, J. (2009). Downside risk measures and equity returns in the NYSE. *Applied Economics*, 41(8), 1055–1070. DOI: 10.1080/00036840601019075.
- Cheung, Y., Wong, K. (1992). An Assessment of Risk and Returns: Some Empirical Findings from the Hong Kong Stock Exchange. *Applied Financial Economics*, 2(2), 105–114. DOI: 10.1080/758536014.
- Dimson, E., Marsh, P., Musavian, M. (1999). Three Centuries of Asset Pricing. *Journal of Banking & Finance*, 23(12), 1745–1769. DOI: 10.1016/S0378-4266(99)00037-0.
- Duc, T. H. L., Nguyen, S. P. (2018). Higher co-moments and asset pricing on emerging stock markets by quantile regression approach. *Business and Economic Horizons*, 14(1), 132–142. DOI: 10.15208/beh.2018.11.
- Dudzińska-Baryła, R., Kopańska-Bródka, D., Michalska, E. (2017). Struktura portfeli efektywnych w modelach średnia-wariancja-skośność. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 86, 185–196. DOI: 10.18276/rifu.2017.86-15.
- Estrada, J. (2002). Systematic risk in emerging markets: the D-CAPM. *Emerging Markets Review*, 3(4), 365–379. DOI: 10.1016/S1566-0141(02)00042-0.



- Fama, E. F., French, K. R. (1992). The Cross-Section of Expected Returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427–465. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x.
- Fama, E. F., MacBeth, J. D. (1973). Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607–636. DOI: 10.1086/260061.
- Fletcher, J. (2000). On the Conditional Relationship between Beta and Return in International Stock Returns. *International Review of Financial Analysis*, 9(3), 235–245. DOI: 10.1016/S1057-5219(00)00030-2.
- Galagedera, D. U. A. (2009). Economic significance of downside risk in developed and emerging markets. *Applied Economics Letters*, 16(6), 1627–1632. DOI: 10.1080/13504850701604060.
- Galagedera, D. U. A., Brooks, R. (2012). Conditional Relation Between Systematic Risk and Returns in the Conventional and Downside Frameworks: Evidence from the Indonesian Market. *Journal of Emerging Market Finance*, 11(3), 271–300. DOI: 10.1177/0972652712466498.
- Galagedera, D. U. A., Henry, D., Silvapulle, P. (2003). Empirical Evidence on the Conditional Relation between Higher-Order Systematic Co-Moments and Security Returns. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 42(1/2), 121–137. DOI: 10.2307/40473367.
- Harlow, W. V., Rao, R. K. S. (1989). Asset Pricing in a Generalized Mean-Lower Partial Moment Framework: Theory and Evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24(3), 285–311. DOI: 10.2307/2330813.
- Harvey, C. R., Siddique, A. (2000). Conditional Skewness in Asset Pricing Tests. *The Journal of Finance*, 55(3), 1263–1295. DOI: 10.1111/0022-1082.00247.
- Hawawini, G. A. (1991). Stock Market Anomalies and the Pricing of Equity on the Tokyo Stock Exchange. W: W. T. Ziemba, W. Bailey, Y. Hamano (red.), *Japanese Financial Market Research*. (s. 231–250). Amsterdam: Elsevier.
- Hogan, W. W., Warren, J. M. (1974). Toward the development of an Equilibrium Capital-Market Model Based on Semivariance. *Journal of Financial Quantitative Analysis*, 9(1), 1–11. DOI: 10.2307/2329964.
- Hwang, S., Satchell, S. E. (1999). Modelling Emerging Market Risk Premia Using Higher Moments. *International Journal of Finance and Economics*, 4(4), 271–296. DOI: 10.1002/(SICI)1099-1158(199910)4:4<271::AID-IJFE110>3.0.CO;2-M.
- Jagannathan, R., Wang, Z. (1996). The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns. *Journal of Finance*, 51(1), 3–53. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1996.tb05201.x.
- Jondeau, E., Rockinger, M. (2006). Optimal Portfolio allocation under Higher Moments. *European Financial Management*, 12(1), 29–55. DOI: 10.1111/j.1354-7798.2006.00309.x.
- Kraus, A., Litzenberger, R. H. (1976). Skewness Preference and the Valuation of Risk Assets. *Journal of Finance*, 31(4), 1085–1100. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1976.tb01961.x.
- Lee, C. L., Robinson, J., Reed, R. (2008). Downside Beta and the Cross-sectional Determinants of Listed Property Trust Returns. *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 14(1), 49–62. DOI: 10.5555/rep.m.14.1.qr5vt4845071r45k.
- Li, S., Galagedera, D. U. A. (2008). Co-movement of conditional volatility matter in asset pricing: Further evidence in the downside and conventional pricing frameworks. *The ICAFI Journal of Applied Finance*, 14(9), 24–44.
- Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolio and Capital Budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13–37. DOI: 10.2307/1924119.
- Markowski, L. (2018). The Relationships Between Beta Coefficients in the Classical and Downside Framework: Evidence from Warsaw Stock Exchange. W: K. Jajuga, H. Locarek-Junge, L. T. Or-

- owski (red.), *Contemporary Trends and Challenges in Finance. Springer Proceedings in Business and Economics* (s. 45–53). Cham: Springer.
- Mora-Valencia, A., Perote, J., Arias, J. E. T. (2017). The Return Performance of Cubic Market Model: An Application to Emerging Markets. *Emerging Markets Finance & Trade*, 53(10), 2233–2241. DOI: 10.1080/1540496X.2016.1251902.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34(4), 768–783. DOI: 10.2307/1910098.
- Neslihanoglu, S., Sogjakas, V., McColl, J. H., Lee, D. (2017). Nonlinearities in the CAPM: Evidence from Developed and Emerging Markets. *Journal of Forecasting*, 36(8), 867–897. DOI: 10.1002/for.2389.
- Östermark, R. (1991). Empirical Evidence on the Capital Asset Pricing Model in Two Scandinavian Stock Exchanges. *Omega*, 19(4), 223–234. DOI: 10.1016/0305-0483(91)90041-Q.
- Pettengill, G. N., Sundaram, S., Mathur, I. (1995). The Conditional Relation between Beta and Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30(1), 101–116. DOI: 10.2307/2331255.
- Post, T., van Vliet, P. V. (2006). Downside risk and asset pricing. *Journal of Banking and Finance*, 30(3), 823–849. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2005.06.005.
- Rutkowska-Ziarko, A., Pyke, C. (2018). Validating downside accounting beta: evidence from the Polish construction industry. W: K. Jajuga, H. Locarek-Junge, L. T. Orłowski (red.), *Contemporary Trends and Challenges in Finance. Springer Proceedings in Business and Economics* (s. 81–87). Cham: Springer.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425–442.
- Tang, G. Y. N., Shum, W. C. (2003). The Conditional Relationship between Beta and Returns: Recent Evidence from International Stock Markets. *International Business Review*, 12(1), 109–126. DOI: 10.1016/S0969-5931(02)00090-2.
- Thuy, T. T. T., Kim, J. (2018). Sustainability Managed against Downside Risk and the Cost of Equity: Evidence in Korea. *Sustainability*, 10(11), 1–18. DOI: 10.3390/su10113969.
- Tsai, H., Chen, M., Yang, C. (2014). A time-varying perspective on the CAPM and downside betas. *International Review of Economics and Finance*, 29, 440–454. DOI: 10.1016/j.iref.2013.07.006.