

LESŁAW MARKOWSKI

Wydział Nauk Ekonomicznych
Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie

Dolnostronne miary ryzyka a wycena aktywów kapitałowych na przykładzie sektora IT i mediów Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie

1. Wstęp

Wycena aktywów kapitałowych zgodnie z klasycznym modelem CAPM jest związana z szeregiem trudności, wynikających z niespełnienia założeń o normalności lub co najmniej symetryczności rozkładów stóp zwrotu czy o kwadratowej funkcji użyteczności inwestora. W takiej sytuacji wariancja oraz współczynnik beta, będące głównymi miarami ryzyka, wydają się nieadekwatne. Ponadto wariancja traktuje jako ryzykowne odchylenia powyżej i poniżej średniej, gdy jedynie te ostatnie stanowią niepożądaną część ryzyka.

Biorąc pod uwagę fakt występowania asymetrii w rozkładach stóp zwrotu, ryzyko papierów wartościowych należy traktować w kontekście ryzyka dolnostronnego (semiryzyka)¹. Wówczas tzw. dolnostronne współczynniki beta (semi-bety) są bardziej uzasadnioną miarą ryzyka niż bety klasyczne². Ponadto istotna jest analiza wkładu danego waloru w asymetrię portfela rynkowego. Miarą tego jest tzw. ko-skośność. Inwestorzy preferują dodatnią asymetrię portfela rynkowego i będą oczekiwać premii za dodatnią ko-skośność. Przy rozpatrywaniu ryzyka w aspekcie dolnostronnym w niniejszej pracy będzie analizowana dolnostronna ko-skośność (ko-semiskośność) między stopami zwrotu danego waloru a stopami portfela rynkowego.

Celem artykułu będzie ocena ryzyka inwestycji kapitałowych w kontekście dolnostronnym za pomocą dolnostronnych współczynników beta i dolnostronnej

¹ T. Post, P. van Vliet, *Downside risk and asset pricing*, „Journal of Banking and Finance” 2006, vol. 30, s. 823–849.

² Klasyczne współczynniki beta są szacowane zgodnie z modelem rynkowym o postaci: $R_{it} = \alpha_i + \beta_i^{CAPM} R_{Mt} + \xi_{it}$, gdzie R_{it} , R_{Mt} oznaczają stopę zwrotu i -tego waloru oraz stopę zwrotu rynku.

ko-skośności. Ponadto zostanie zbadany wpływ tych systematycznych miar ryzyka na wycenę badanych aktywów. Przedmiotem badania są kursy spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie należących do sektorów: informatyka, media i telekomunikacja.

2. Dolnostronne miary ryzyka

Kwantyfikacje relacji ryzyko–dochód w kontekście semimiar są oparte na dolnych momentach cząstkowych. Istotnym pojęciem dla tego typu miar jest tzw. progowa stopa zwrotu (*threshold*), oznaczająca stopy zwrotu poniżej wymaganej jako ponoszone ryzyko³. W teorii wyróżniono wiele odmian dolnostronnych współczynników beta i dolnostronnych ko-skośności, różnicując je względem formuły i punktu odniesienia. W. Hogan i J. Warren oraz V.S. Bawa i E.B. Lindenberg definiują następująco dolnostronny współczynnik beta⁴:

$$\beta_i^{HW} = \frac{E[(R_{it} - R_{ft}) \min(R_{Mt} - R_{ft}; 0)]}{E[\min(R_{Mt} - R_{ft}; 0)]^2}, \quad (1)$$

gdzie R_{it} , R_{Mt} , R_{ft} są odpowiednio stopą zwrotu i -tej spółki, portfela rynkowego i stopą wolną od ryzyka. Przyjmując założenie, iż dzienna stopa zwrotu wolna od ryzyka osiąga niewielkie wartości dodatnie, jako progową stopę zwrotu można przyjąć zero⁵. Wówczas relacja (1) redukuje się do postaci⁶:

³ W dolnostronnej wersji modelu CAPM (D-CAPM) klasyczne współczynniki beta są zastąpione dolnostronnymi współczynnikami beta, wykorzystującymi w swej formule dolne momenty cząstkowe: $LPM_i^k = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T lpm_{it}^k$, gdzie: $lpm_{it} = \begin{cases} 0 & \text{dla } R_{it} \geq l \\ R_{it} - l & \text{dla } R_{it} < l \end{cases}$, R_{it} – stopa zwrotu dla i -tej spółki w okresie t ; T – długość szeregu czasowego; l – progowa stopa zwrotu.

⁴ W. Hogan, J. Warren, *Toward the development of an equilibrium capital-market model based on semivariance*, „Journal of Financial Quantitative Analysis” 1974, vol. 9, s. 1–11; V.S. Bawa, E.B. Lindenberg, *Capital Market Equilibrium in a Mean-Lower Partial Moment Framework*, „Journal of Financial Economics” 1977, vol. 5, s. 189–200; K.V. Chow, K.C. Denning, *On Variance and Lower Partial Moment Betas the Equivalence of Systematic Risk Measure*, „Journal of Business Finance & Accounting” 1994, vol. 21(2), March, s. 231–241.

⁵ Jako aproksymantę stopy wolnej od ryzyka można przyjąć np. średni ważony zysk z bonów skarbowych, oprocentowanie obligacji skarbowych czy podstawowe stopy procentowe. Rzeczywiste oprocentowanie tych zmiennych na polskim rynku wynosi 2–3% w stosunku rocznym.

⁶ S. Li, D.U.A. Galagedera, *Co-Movement of Conditional Volatility Matter in Asset Pricing: Further Evidence in the Downside and Conventional Pricing Frameworks*, „The Icfai Journal of Applied Finance” 2008, vol. 14, no. 9, s. 24–44.

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

W innym podejściu uczestnicy rynku traktują ryzyko dolnostronne jako odchylenia od średniej portfela rynkowego w odróżnieniu od stopy wolnej od ryzyka. Podejście takie zaproponowali W.V. Harlow i R.K.S. Rao, formułując dolnostronny współczynnik beta następująco⁷:

$$\beta_i^{HR} = \frac{E[(R_{it} - \bar{R}_i) \min(R_{Mt} - \bar{R}_M; 0)]}{E[\min(R_{Mt} - \bar{R}_M; 0)]^2}, \quad (3)$$

gdzie \bar{R}_i, \bar{R}_M są odpowiednio średnimi stopami zwrotu i -tego waloru i portfela rynkowego (indeksu rynku). Dokonując niewielkiej korekty kowariancji w relacji (3), otrzymujemy dolnostronny współczynnik beta zaproponowany przez J. Estradę⁸, a mianowicie:

$$\beta_i^E = \frac{E[\min(R_{it} - \bar{R}_i; 0) \min(R_{Mt} - \bar{R}_M; 0)]}{E[\min(R_{Mt} - \bar{R}_M; 0)]^2}. \quad (4)$$

Przyjmując odpowiednie do powyższego podejście do progowej stopy zwrotu, możemy zdefiniować relacje ko-semiskośności jako alternatywnej, systematycznej miary ryzyka. Formuły ko-semiskośności zapiszemy następująco:

$$\gamma_i^{HW} = \frac{E[R_{it} \{\min(R_{Mt}; 0)\}^2]}{E[\min(R_{Mt}; 0)]^3}, \quad (5)$$

$$\gamma_i^{HR} = \frac{E[(R_{it} - \bar{R}_i) \{\min(R_{Mt} - \bar{R}_M; 0)\}^2]}{E[\min(R_{Mt} - \bar{R}_M; 0)]^3}, \quad (6)$$

$$\gamma_i^E = \frac{E[\min(R_{it} - \bar{R}_i; 0) \{\min(R_{Mt} - \bar{R}_M; 0)\}^2]}{E[\min(R_{Mt} - \bar{R}_M; 0)]^3}. \quad (7)$$

W przeciwieństwie do ko-skośności w przypadku ko-semiskośności bierze się pod uwagę tylko stopy zwrotu z rynku poniżej założonej stopy, ignorując dodatnie

⁷ W.V. Harlow, R.K.S. Rao, *Asset pricing in a generalized mean-lower partial moment framework: theory and evidence*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis” 1989, vol. 24(3), s. 285–311.

⁸ J. Estrada, *Systematic risk in emerging markets: the D-CAPM*, „Emerging Markets Review” 2002, vol. 4, s. 365–379.

nadwyżki indeksu⁹. Należy również zwrócić uwagę na zasadnicze różnice w przedstawionych miarach. W odróżnieniu od bet dolnostronnych w przypadku dolnostronnej ko-skośności nadwyżki danego waloru są ważone kwadratami ujemnych nadwyżek rynkowych. Nie ma więc utraty informacji, gdyż wszystkie składniki licznika dolnostronnej ko-skośności związane z nadwyżkami rynkowymi będą nieujemne. Ponadto w przypadku bet dolnostronnych (gam dolnostronnych) licznik rośnie (spada), kiedy nadwyżka danego waloru jest ujemna, i spada (rośnie), gdy nadwyżka danego waloru jest dodatnia. Różnica między licznikami obu miar jest związana głównie z wielkością nadwyżki rynkowej w kontekście ryzyka dolnostronnego. Większe wartości otrzymujemy w przypadku gam dolnostronnych. Dodatkowo gamy dolnostronne poprzez wykorzystanie kwadratów nadwyżek rynkowych lepiej odzwierciedlają zmienność rynku niż bety dolnostronne, w przypadku których uwzględnia się wartości samych nadwyżek. Dlatego można przypuszczać, że ko-semiskośność w warunkach ryzyka dolnostronnego będzie lepszą miarą ryzyka niż semibety. Empiryczne potwierdzenie tej tezy można znaleźć m.in. w pracy D.U.A. Galagedery i R.D. Brooka¹⁰.

Wycena poszczególnych miar ryzyka dolnostronnego została przeprowadzona w drodze dwuetapowej procedury. W pierwszym etapie zostały wyznaczone dolnostronne współczynniki beta i dolnostronne ko-skośności dla poszczególnych walorów zgodnie z relacjami (2–7). W drugim etapie analiza regresji była oparta na szeregach przekrojowych, gdzie zmiennymi zależnymi były oczekiwane stopy zwrotu walorów, a zmiennymi niezależnymi – dolnostronne miary ryzyka analizowanych walorów. Testowane relacje standardowej dolnostronnej wersji modelu CAPM są następujące¹¹:

$$\bar{R}_i = \lambda_0 + \lambda_1 RM_i + \varepsilon_i \quad (i = 1, \dots, N), \quad (8)$$

gdzie ε_i – składnik losowy modelu, a RM_i – analizowana miara ryzyka. Zgodnie z postulatami modelu wyceny kapitału premia za ryzyko powyższej liniowej relacji powinna być dodatnia i statystycznie istotna. Zestaw hipotez w powyższym badaniu jest zatem następujący $H_0: \lambda_1 = 0$, $H_1: \lambda_1 > 0$.

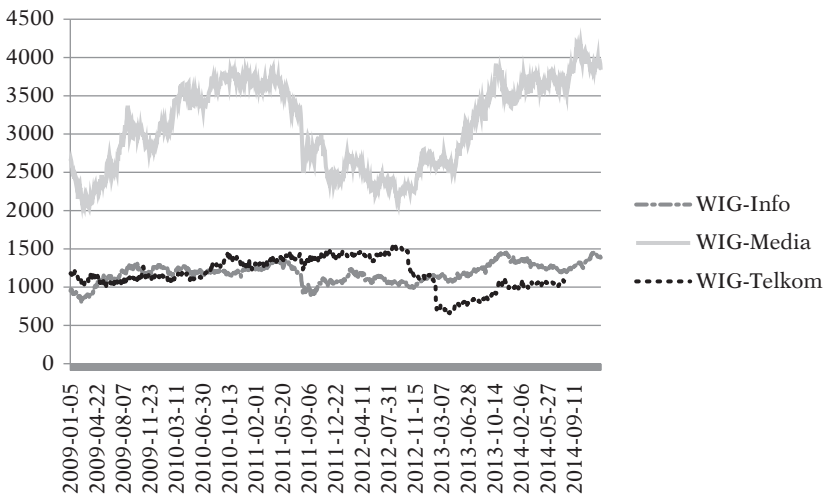
⁹ L. Markowski, *Asymetryczne miary ryzyka w wycenie aktywów kapitałowych na GPW w Warszawie*, „Prace Naukowe” UE we Wrocławiu, nr 117, *Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek*, Wrocław 2010, s. 286–296.

¹⁰ D.U.A. Galagedera, R.D. Brooks, *Is co-skewness a better measure of risk in the downside than downside beta? Evidence in emerging market data*, „Journal of Multinational Financial Management” 2007, vol. 17, s. 214–230.

¹¹ J. Estrada, *Mean-semivariance behavior: Downside risk and capital asset pricing*, „International Review of Economics & Finance” 2007, vol. 16, s. 169–185.

3. Podstawa empiryczna analiz

Badanie ryzyka systematycznego za pomocą miar dolnostronnych przeprowadzono dla spółek giełdowych nowoczesnych technologii. Do takich podmiotów, wykazujących silną zależność od technologii innowacyjnych, należą spółki sektora informatycznego, mediów i telekomunikacji. Zbiór danych stanowiły szeregi czasowe dziennych, prostych stóp zwrotu spółek notowanych na GPW w Warszawie¹² należących do subindeksów WIG-Info, WIG-Media i WIG-Telkom. Próba badawcza obejmowała lata 2009–2014, co stanowi 1500 obserwacji. Pełnymi szeregami czasowymi w badanym okresie cechowały się 43 spółki, w tym 28 z branży informatycznej, osiem z branży mediów i siedem z branży telekomunikacyjnej. Jako aproksymantę portfela rynkowego użyto indeksu WIG. Badany okres charakteryzował się zmiennymi fazami koniunktury giełdowej różniącymi się w przypadku poszczególnych branż. Wartości dziennych poziomów subindeksów sektorowych prezentuje rysunek 1.



Rysunek 1. Wartości dziennych kursów subindeksów sektorowych w okresie 2009–2014

Źródło: opracowanie własne.

¹² Wartości zamknięcia kursów badanych spółek pochodzą z bazy notowań GPW w Warszawie, dostępnej na stronie www.gpw.pl.

Dla indeksów WIG-Info i WIG-Media fazy cyklu koniunkturalnego przebiegały podobnie, choć ze znacznie mniejszą amplitudą wahań w przypadku tego pierwszego. Szereg indeksu WIG-Telkom, wyróżniający się względną stabilnością kursu, odnotował tylko jedną wyraźną zmianę tendencji.

Prezentując szeregi czasowe danych ujętych w badaniu, wstępnie wyznaczono wartości podstawowych parametrów rozkładu stóp zwrotu badanych spółek (tabela 1).

Tabela 1. Podstawowe charakterystyki rozkładów dziennych stóp zwrotu spółek sektorów informatyka, telekomunikacja i media w okresie od stycznia 2009 r. do grudnia 2014 r.

Nazwa spółki	Nazwa skrócona	Średnia	Min.	Max.	S	A	K
Branża informatyczna							
ASSECOBS	ABS	0,1300	-9,61	15,81	2,121	0,800	6,946
ASSECOPOL	ACP	0,0388	-6,73	7,56	1,788	0,174	1,637
ASSECOSLO	ACS	0,0591	-12,15	16,04	2,117	0,585	5,867
ARCUS	ARC	-0,0521	-22,13	36,10	3,294	1,231	15,137
ATM	ATM	0,1239	-15,47	11,11	2,159	0,151	4,457
B3SYSTEM	B3S	-0,0626	-21,57	34,62	4,600	1,302	8,691
BETACOM	BCM	0,0802	-18,10	24,19	2,821	0,636	7,759
CDPROJEKT	CDR	0,2379	-22,28	25,00	3,304	0,793	7,693
CIGAMES	CIG	0,0776	-16,67	25,57	3,839	1,206	7,522
COMP	CMP	0,0532	-8,81	9,68	2,183	0,352	2,178
COMARCH	CMR	0,0701	-8,80	11,74	2,102	0,616	3,860
CALATRAVA	CTC	0,5268	-50,00	100,00	13,080	3,545	29,389
ELZAB	ELZ	0,1682	-18,03	18,75	2,860	0,732	7,679
IVMX	IMX	-0,0179	-18,57	24,44	2,854	0,439	6,914
LSISOFT	LSI	0,0447	-11,48	24,63	3,191	0,837	5,187
MCLOGIC	MCL	0,1149	-11,77	18,18	2,334	0,619	5,799
NTTSYSTEM	NTT	0,0099	-15,25	24,24	3,245	1,294	8,630
ONEZONE	OZO	-0,0617	-26,32	36,36	5,538	1,109	6,710
PCGUARD	PCG	0,6192	-50,00	100,00	12,915	3,967	32,535
PROCAD	PRD	0,0554	-16,10	21,74	3,495	0,487	3,830
PWRMEDIA	PWM	0,0396	-20,00	64,45	3,975	3,711	52,082
QUMAK	QMK	0,0626	-12,99	17,53	2,190	0,260	5,128
QUANTUM	QNT	-0,0114	-12,12	23,95	2,920	1,081	10,438
SYGNITY	SGN	-0,0066	-14,86	10,62	2,551	0,116	3,047
SIMPLE	SME	0,1120	-18,07	25,88	3,164	0,856	8,104
TALEX	TLX	0,0851	-15,94	18,42	2,766	0,530	6,306
UNIMA	U2K	0,0186	-13,81	22,58	2,376	0,525	8,496
WASCO	WAS	0,0251	-19,69	46,40	3,177	2,977	39,649
Branża mediów							
AGORA	AGO	-0,0111	-10,24	12,24	2,399	0,143	1,684
ATMGRUPA	ATG	0,0436	-13,60	25,60	3,158	1,287	9,212

Nazwa spółki	Nazwa skrócona	Średnia	Min.	Max.	S	A	K
CYFRPLAST	CPS	0,0637	-8,81	11,75	1,916	0,191	2,114
GLOBECITYHD	GCH	0,0939	-19,63	17,55	2,121	0,175	11,426
K2INTERNET	K2I	0,0252	-11,91	20,87	2,903	0,770	4,801
MUZA	MZA	-0,0071	-13,79	25,25	3,144	1,700	11,597
PMPG	PGM	-0,0679	-17,24	32,00	4,051	1,127	8,633
TVN	TVN	0,0557	-14,73	15,25	2,476	-0,119	4,356
Branża telekomunikacyjna							
HAWE	HWE	0,0916	-14,63	31,93	3,340	1,804	11,276
HYPERION	HYP	0,0488	-13,86	22,14	3,316	0,725	4,514
MIDAS	MDS	-0,0012	-20,25	44,16	4,072	2,120	16,286
MNI	MNI	-0,0034	-14,77	17,24	2,243	0,555	6,650
MEDIATEL	MTL	-0,0571	-65,75	96,43	5,384	3,624	89,349
NETIA	NET	0,0784	-15,90	7,84	1,778	-0,524	8,060
ORANGEPL	OPL	-0,0031	-27,92	10,09	1,943	-2,407	32,277
WIG		0,0517	-6,65	5,97	1,208	-0,189	3,539

Uwagi: symbole S, A, K oznaczają odpowiednio: odchylenie standardowe, współczynnik asymetrii klasyczny i kurtozę.

Źródło: opracowanie własne.

Średnie stopy zwrotu indeksu giełdowego WIG oraz większości spółek były dodatnie. W całym okresie badawczym rozkłady stóp zwrotu znacznej większości spółek cechowały się asymetrią prawostronną, w przeciwieństwie do rozkładu indeksu giełdowego WIG, który charakteryzowała skośność lewostronna. Wśród spółek najniższym współczynnikiem asymetrii cechowała się spółka OPL (-2,407). Występowanie wysokich skrajnych wartości stóp zwrotu powoduje znaczną asymetrię rozkładów stóp zwrotu oraz rozkłady z tzw. grubymi ogonami. Biorąc pod uwagę powyższe wnioski oraz relatywnie wysokie wartości kurtozy, należy stwierdzić, że rozkłady badanych walorów odbiegały od rozkładu normalnego.

4. Wyniki

Zgodnie z metodologią przedstawioną w podpunkcie 2 oszacowano dolnostronne współczynniki beta oraz dolnostronne współczynniki ko-skośności. W celu porównania dolnostronnego i klasycznego podejścia do ryzyka systematycznego oszacowano konwencjonalne współczynniki beta. Wyniki estymacji w całym okresie badawczym są przedstawione w tabeli 2.

Tabela 2. Wyniki estymacji dolnostronnych współczynników beta spółek sektorów informatyka telekomunikacja i media w okresie od stycznia 2009 r. do grudnia 2014 r.

Nazwa skrócona	β_i	$\beta_i^{D(HW)}$	$\beta_i^{D(HR)}$	$\beta_i^{D(E)}$	$\gamma_i^{(HW)}$	$\gamma_i^{(HR)}$	$\gamma_i^{(E)}$
Branża informatyczna							
ABS	0,422	0,370	0,429	0,674	0,447	0,482	0,604
ACP	0,818	0,826	0,823	0,950	0,855	0,852	0,902
ACS	0,321	0,255	0,280	0,547	0,313	0,326	0,466
ARC	0,474	0,598	0,551	0,934	0,554	0,527	0,706
ATM	0,459	0,448	0,499	0,792	0,644	0,670	0,819
B3S	0,539	0,691	0,631	1,184	0,726	0,689	0,964
BCM	0,309	0,302	0,336	0,743	0,345	0,366	0,622
CDR	1,001	1,001	1,100	1,378	1,184	1,240	1,393
CIG	0,761	0,833	0,849	1,256	0,971	0,976	1,183
CMP	0,299	0,278	0,299	0,621	0,320	0,331	0,528
CMR	0,616	0,682	0,698	0,906	0,770	0,778	0,864
CTC	0,923	1,043	1,289	1,955	1,234	1,391	1,549
ELZ	0,407	0,344	0,427	0,705	0,453	0,500	0,632
IMX	0,271	0,351	0,328	0,744	0,306	0,296	0,523
LSI	0,438	0,527	0,531	0,981	0,585	0,588	0,844
MCL	0,268	0,185	0,242	0,556	0,248	0,281	0,471
NTT	0,478	0,561	0,546	0,885	0,578	0,570	0,715
O2O	0,544	0,700	0,641	1,341	0,810	0,770	1,081
PCG	1,601	1,077	1,385	2,187	1,132	1,329	1,900
PRD	0,401	0,403	0,424	0,949	0,279	0,298	0,661
PWM	0,476	0,552	0,552	1,049	0,698	0,694	0,942
QMK	0,546	0,635	0,649	0,878	0,791	0,794	0,906
QNT	0,096	0,120	0,109	0,543	0,128	0,121	0,381
SGN	0,818	0,982	0,945	1,177	1,073	1,047	1,138
SME	0,381	0,395	0,442	0,837	0,499	0,526	0,724
TLX	0,184	0,266	0,301	0,659	0,316	0,339	0,515
U2K	0,430	0,437	0,431	0,796	0,537	0,530	0,793
WAS	0,940	1,036	1,021	1,303	1,066	1,055	1,196
Średnia	0,544	0,568	0,599	0,983	0,638	0,656	0,858
Branża mediów							
AGO	0,841	0,838	0,807	1,048	0,776	0,760	0,864
ATG	0,545	0,697	0,694	1,059	0,774	0,772	0,940
CPS	0,591	0,587	0,608	0,751	0,559	0,572	0,626
GCH	0,423	0,357	0,398	0,607	0,400	0,425	0,513
K2I	0,360	0,443	0,439	0,827	0,549	0,544	0,754
MZA	0,227	0,244	0,231	0,705	0,305	0,295	0,575
PGM	0,324	0,433	0,380	0,880	0,436	0,404	0,661
TVN	1,105	1,120	1,120	1,259	1,061	1,064	1,109
Średnia	0,552	0,590	0,585	0,892	0,608	0,604	0,755

Nazwa skrócona	β_i	$\beta_i^{D(HW)}$	$\beta_i^{D(HR)}$	$\beta_i^{D(E)}$	$\gamma_i^{(HW)}$	$\gamma_i^{(HR)}$	$\gamma_i^{(E)}$
Branża telekomunikacyjna							
HWE	1,084	1,123	1,141	1,426	1,133	1,145	1,252
HYP	0,264	0,299	0,317	0,766	0,273	0,286	0,514
MDS	1,328	1,555	1,535	1,859	1,715	1,679	1,795
MNI	0,645	0,724	0,694	0,960	0,838	0,817	0,928
MTL	0,453	0,475	0,429	0,995	0,442	0,415	0,741
NET	0,513	0,510	0,537	0,689	0,561	0,577	0,632
OPL	0,587	0,594	0,578	0,770	0,546	0,537	0,637
Średnia	0,696	0,754	0,747	1,067	0,787	0,779	0,928
Średnia odch. st.	0,570	0,602	0,620	0,980	0,657	0,666	0,850
V_S (%)	54,7	51,2	52,6	37,1	50,5	51,2	40,1

Źródło: opracowanie własne.

Wartości dolnostronnych współczynników beta były przeciętnie wyższe od klasycznych współczynników beta. Oznacza to, iż spółki znacznie silniej reagowały na spadki koniunktury giełdowej niż na ogólne wahania rynku. Bety dolnostronne wyznaczone zgodnie z formułą Estrady były istotnie wyższe od pozostałych współczynników, lecz wykazywały najmniejszą zmienność. Współczynniki ko-semiskośności były przeciętnie wyższe dla odpowiadających sobie formuł od semibet, z wyjątkiem współczynników otrzymanych zgodnie z formułą Estrady. Branże informatyki i mediów charakteryzowały się znacznie niższym poziomem wartości dolnostronnych współczynników beta od wartości tych współczynników dla spółek branży telekomunikacja. Branża ta wyróżniała się również najwyższymi wartościami dolnostronnych ko-skośności.

Interesujące w kontekście inwestycji kapitałowych są relacje badające wycenę poszczególnych miar ryzyka, czyli osiąganych rentowności. W tym celu oszacowano relację (8), co prezentuje tabela 3. Premie za ryzyko były dodatnie i statystycznie istotne w przypadku wszystkich miar ryzyka. Inwestorzy byli wynagradzani zatem za ponoszenie systematycznego ryzyka dolnostronnego, związanego z alokacją aktywów w akcje spółek z branż informatyka, telekomunikacja i media. Dla miar dolnostronnych, zarówno beta, jak i ko-skośności, otrzymanych za pomocą formuł Harlowa–Rao i Estrady poziom wyjaśnienia kształtowania się średnich stop zwrotu jest zbliżony. Natomiast oszacowania otrzymane z użyciem miar wyznaczonych formułą Hogana–Warrena przemaszają na korzyść dolnostronnej ko-skośności.

Tabela 3. Wyniki estymacji przekrojowych oczekiwanych stóp zwrotu spółek sektorów informatyka, telekomunikacja i media względem dolnostronnych miar ryzyka

	λ_0	λ_1	\bar{R}^2	F (p-value)
Model: $\bar{R}_i = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_i + \varepsilon_i$				
Oszacowanie	-0,0443	0,1957 ^a	0,207	11,992 (0,001)
t-Student	-1,208	3,463		
Model: $\bar{R}_i = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_i^{D(HW)} + \varepsilon_i$				
Oszacowanie	0,0030	0,1066 ^c	0,042	2,879 (0,097)
t-Student	0,071	1,697		
Model: $\bar{R}_i = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_i^{D(HR)} + \varepsilon_i$				
Oszacowanie	-0,0422	0,1766 ^a	0,181	10,331 (0,002)
t-Student	-1,099	3,214		
Model: $\bar{R}_i = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_i^{D(E)} + \varepsilon_i$				
Oszacowanie	-0,1154 ^b	0,1864 ^a	0,261	15,864 (0,000)
t-Student	-2,360	3,983		
Model: $\bar{R}_i = \lambda_0 + \lambda_1 \gamma_i^{(HW)} + \varepsilon_i$				
Oszacowanie	-0,0131	0,1222 ^b	0,077	4,541 (0,039)
t-Student	-0,308	2,131		
Model: $\bar{R}_i = \lambda_0 + \lambda_1 \gamma_i^{(HR)} + \varepsilon_i$				
Oszacowanie	-0,0408	0,1621 ^a	0,166	9,378 (0,004)
t-Student	-1,030	3,062		
Model: $\bar{R}_i = \lambda_0 + \lambda_1 \gamma_i^{(E)} + \varepsilon_i$				
Oszacowanie	-0,0941 ^b	0,1897 ^a	0,236	14,014 (0,000)
t-Student	-2,027	3,744		

Uwagi: indeksy górne a, b, c oznaczają istotność na poziomie równym odpowiednio: 1%, 5%, 10%.
Źródło: opracowanie własne.

Potwierdzenie wniosków z tabeli 2 otrzymano dla inwestycji portfelowych zbudowanych z badanych spółek sortowanych względem danej miary ryzyka. Dla tak powstałych portfeli równomiernych wyznaczono przeciętne stopy zwrotu i obliczono *spread*, czyli różnicę między portfelami o skrajnych wartościach stóp zwrotu. Otrzymane różnice dla wszystkich miar były dodatnie, czyli sugerujące wyższą rentowność przy wyższym poziomie ryzyka dolnostronnego. Należy zaznaczyć, że posługując się przy budowie portfeli dolnostronną ko-skośnością, osiągnięto wyższą efektywność niż przy wykorzystaniu współczynników beta. Omawiane zależności prezentuje tabela 4.

Tabela 4. Oczekiwane stopy zwrotu a ryzyko dolnostronne inwestycji portfelowych w spółki sektorów informatyka, telekomunikacja i media

Portfel	Spółki sortowane względem β_i		Spółki sortowane względem $\beta_i^{D(HW)}$	
	β_i	R_p	$\beta_i^{D(HW)}$	R_p
P1	0,2937	0,0498	0,2978	0,0689
P2	0,4814	0,0294	0,5344	0,0255
P3	0,9107	0,1187	0,9497	0,1046
(P3–P1)	0,6171	0,0689	0,6519	0,0358
Portfel	spółki sortowane względem $\beta_i^{D(HR)}$		spółki sortowane względem $\beta_i^{D(E)}$	
	$\beta_i^{D(HR)}$	R_p	$\beta_i^{D(E)}$	R_p
P1	0,3216	0,0560	0,6651	0,0671
P2	0,5297	0,0200	0,8819	0,0310
P3	0,9833	0,1218	1,3649	0,1011
(P3–P1)	0,6618	0,0657	0,6998	0,0340
Portfel	spółki sortowane względem $\gamma_i^{(HW)}$		spółki sortowane względem $\gamma_i^{(HR)}$	
	$\gamma_i^{(HW)}$	R_p	$\gamma_i^{(HR)}$	R_p
P1	0,3256	0,0399	0,3332	0,0399
P2	0,5900	0,0455	0,5918	0,0397
P3	1,0276	0,1130	1,0472	0,1184
(P3–P1)	0,7021	0,0730	0,7140	0,0785
Portfel	spółki sortowane względem $\gamma_i^{(E)}$			
	$\gamma_i^{(E)}$	R_p		
P1	0,5429	0,0671		
P2	0,7632	0,0219		
P3	1,2185	0,1096		
(P3–P1)	0,6756	0,0425		

Źródło: opracowanie własne.

5. Podsumowanie i wnioski

W pracy zaprezentowano analizę ryzyka inwestycji kapitałowych w spółki branży informatyka, telekomunikacja i media za pomocą dolnostronnych współczynników beta i dolnostronnych ko-skośności. Miary te zostały przedstawione zgodnie z metodologią omawianą w literaturze, wykorzystującą ko-momenta drugiego i trzeciego rzędu w aspekcie dolnostronnym.

Inwestycje w spółki branży telekomunikacyjnej charakteryzowały się najwyższym poziomem ryzyka dolnostronnego w kontekście zarówno współczynników

beta, jak i ko-skośności. Najmniej wrażliwe na negatywne zmiany rynku były spółki branży mediów. Wartości ko-semiskośności, wyznaczone za pomocą formuł Hogana–Warrena i Harlowa–Rao, były przeciętnie wyższe od semibet.

Analizy regresji przekrojowych wskazują, iż przedstawione miary są istotnymi statystycznie czynnikami ryzyka. Inwestorzy są wynagradzani dodatnimi premiami za akceptację wyższego poziomu ryzyka jednostronnego. Lepsza w sensie efektywności zarządzania aktywami okazała się jednostronna ko-skośność. Wyniki te zostały potwierdzone zarówno dla pojedynczych walorów, jak i dla inwestycji portfelowych, co sugeruje, że miary te mogą być pomocne w procesie budowy portfeli inwestycyjnych.

Bibliografia

- Bawa V.S., Lindenberg E.B., *Capital Market Equilibrium in a Mean-Lower Partial Moment Framework*, „Journal of Financial Economics” 1977, vol. 5, s. 189–200.
- Chow K.V., Denning K.C., *On Variance and Lower Partial Moment Betas the Equivalence of Systematic Risk Measure*, „Journal of Business Finance & Accounting” 1994, vol. 21(2), March, s. 231–241.
- Estrada J., *Mean-semivariance behavior: Downside risk and capital asset pricing*, „International Review of Economics & Finance” 2007, vol. 16, s. 169–185.
- Estrada J., *Systematic risk in emerging markets: the D-CAPM*, „Emerging Markets Review” 2002, vol. 4, s. 365–379.
- Galagedera D.U.A., Brooks R.D., *Is co-skewness a better measure of risk in the downside than downside beta? Evidence in emerging market data*, „Journal of Multinational Financial Management” 2007, vol. 17, s. 214–230.
- Harlow W.V., Rao R.K.S., *Asset pricing in a generalized mean-lower partial moment framework: theory and evidence*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis” 1989, vol. 24(3), s. 285–311.
- Hogan W., Warren J., *Toward the development of an equilibrium capital-market model based on semivariance*, „Journal of Financial Quantitative Analysis” 1974, vol. 9, s. 1–11.
- Li S., Galagedera D.U.A., *Co-Movement of Conditional Volatility Matter in Asset Pricing: Further Evidence in the Downside and Conventional Pricing Frameworks*, „The Icfai Journal of Applied Finance” 2008, vol. 14, no. 9, s. 24–44.
- Markowski L., *Asymetryczne miary ryzyka w wycenie aktywów kapitałowych na GPW w Warszawie*, „Prace Naukowe” UE we Wrocławiu, nr 117, *Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek*, Wrocław 2010, s. 286–296.
- Post T., Vliet P. van, *Downside risk and asset pricing*, „Journal of Banking and Finance” 2006, vol. 30, s. 823–849.

* * *

Downside risk measures and capital asset pricing. Example of IT and media sectors on the Warsaw Stock Exchange

Summary

The paper proposes an investigation of risk related to IT and media assets quoted on the Warsaw Stock Exchange in a downside framework. Daily returns were used to estimate three variants of downside measure, such as the beta coefficient and co-skewness. A cross-sectional analysis provides evidence that these downside measures are priced. The analysis of investment portfolios shows that co-semi skewness is a better variable of effectiveness than downside beta.

Keywords: downside risk, beta coefficient, co-skewness, CAPM, IT sector

