

LESŁAW MARKOWSKI

Katedra Metod Ilościowych  
Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie

## Modelowanie stóp zwrotu i ryzyka dolnostronnego zmienności warunkowej akcji spółek sektora nowoczesnych technologii i mediów na przykładzie GPW w Warszawie

### 1. Wstęp

Jednym z założeń klasycznej teorii finansów jest traktowanie wariancji jako podstawowej miary ryzyka. Zgodnie z wariancją inwestorzy traktują bardzo wysokie i bardzo niskie stopy zwrotu jako jednakowo niepożądane. Przywołuje się jednak często fakt, iż inwestorzy zwykle nie postrzegają negatywnie odchyleń stóp zwrotu powyżej założonego prognozy, co pozwala rozwijać koncepcję ryzyka dolnostronnego. Dlatego w przypadku występowania asymetrii w rozkładach stóp zwrotu użycie klasycznego modelu wyceny do wyjaśnienia zmienności stóp zwrotu, a tym samym traktowania współczynnika beta jako jedynej właściwej miary ryzyka systematycznego jest problematyczne. Biorąc to pod uwagę, w pracy rozważono alternatywną miarę ryzyka systematycznego, którą są dolnostronne współczynniki beta będące pochodną dolnych cząstkowych momentów (*mean lower partial moments*). Ponoszenie ryzyka dolnostronnego nie jest prostym odzwierciedleniem ryzyka systematycznego z modelu CAPM czy ryzyka wyrażonego innymi miarami lub kategoriami ekonomicznymi jak ko-skośność, ko-kurtoza, płynność, rozmiar czy kapitalizacja<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> A. Ang, J. Chen, Y. Xing, *Downside Risk*, „Review of Financial Studies” 2006, vol. 19, no. 4, s. 1191–1239; L. Markowski, *Empirical tests of the CAPM and D-CAPM models at the Warsaw Stock Exchange*, w: *Zastosowanie metod ilościowych w zarządzaniu ryzykiem w działalności inwestycyjnej*, red. A.S. Barczak, P. Tworek, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne Oddział Katowice, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach, Katowice 2013, s. 57–70.

Zarówno klasyczne, jak i dolnostronne współczynniki beta są szacowane na podstawie równań modeli rynkowych<sup>2</sup>. Jednym z podstawowych założeń w niniejszej pracy jest to, że wariancje resztowe z tych modeli są zmienne w czasie i mają związek ze zmiennością warunkową rynku jako całości. Powodem tego jest fakt powiązania zmienności cen z zakłóceniami na rynkach finansowych. Inwestorzy bowiem mogą być bardziej wrażliwi na napływające informacje w okresach relatywnie wysokiej zmienności rynku i może to powodować wzrost zmienności cen poszczególnych walorów<sup>3</sup>. Innymi słowy, można postawić hipotezę, że zmienność rynku dostarcza dodatkowych informacji, które w konsekwencji mogą powodować zmiany w zmienności stóp zwrotu papierów wartościowych. Ponadto, wpływ zmienności rynku na zmienność rentowności walorów jest jednoczesny. Natura procesów charakterystycznych dla rynków finansowych, takich jak nieregularność napływu informacji o spółkach czy zmiennych makroekonomicznych, zawieszanie obrotu, korelacje między tempem wzrostu różnych instrumentów, powoduje, że zmienność jest procesem zmiennym w czasie, charakteryzującym się grupowaniem wariancji (*clustering*). Dlatego modelowanie zmienności stóp zwrotu akcji spółek należy traktować jako modelowanie procesu zmienności warunkowej będącego funkcją zmienności warunkowej stóp zwrotu portfela rynkowego. Podejście takie dostarcza nowej miary wrażliwości na zmienność rynku, tzw. współczynnik beta zmienności warunkowej (*conditional volatility beta*). Współczynnik ten wyznaczany jest w równaniu zmienności warunkowej stóp zwrotu walorów. Zasadne jest zatem pytanie o statystyczną istotność i współwystępowanie współczynnika beta związanego ze stopą zwrotu i współczynnika beta związanego ze zmiennością stóp zwrotu.

Łączna estymacja współczynnika beta i współczynnik beta zmienności wymaga zastosowania modeli klasy ARCH (*autoregressive conditional heteroskedastic*), a w szczególności modeli Factor-ARCH. Pozwalają one na współszacowanie klasycznego lub dolnostronnego współczynnika beta oraz współczynnika beta zmienności. Modele te wskazują ponadto, że wielowymiarowe modele warunkowej zmienności mogą być znacznie uproszczone przez specyfikację

---

<sup>2</sup> Klasyczny model rynkowy oraz dolnostronny model rynkowy, przy założeniu zerowej wartości stopy wolnej od ryzyka, mogą być zapisane odpowiednio  $R_{it} = \alpha_i + \beta_i^{CAPM} R_{Mt} + \xi_{it}$  oraz  $R_{it} = \beta_i^{lpm} (\min(R_{Mt}; 0)) + \xi_{it}$ , gdzie  $R_{it}, R_{Mt}$  oznaczają stopę zwrotu  $i$ -tego waloru oraz stopę zwrotu rynku.

<sup>3</sup> P. Veronesi, *Stock Market Overreaction to Bad News in Good Time: A Rational Expectations Equilibrium Model*, „Review of Financial Studies” 1999, vol. 12, no. 5, s. 975–1007.

wspólnego źródła zmienności, którym w naszym przypadku jest rynek<sup>4</sup>. Dlatego w celu oszacowania poziomu ryzyka warunkowej zmienności dla danego waloru względem warunkowej zmienności rynku jako zmienną egzogeniczną w równaniu wariancyjnym traktuje się warunkową zmienność portfela rynkowego (indeks giełdowy). Zmienność ta jest szacowana uprzednio przy użyciu modeli GARCH.

Problem estymacji i ocena współczynników beta względem stóp zwrotu i współczynników beta względem zmienności oraz wpływ tych systematycznych miar ryzyka na wycenę aktywów kapitałowych stanowią temat tego opracowania. Przedmiotem badań są kursy spółek notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie należących do sektorów – informatyka, media i telekomunikacja.

## 2. Modelowanie ryzyka stóp zwrotu i ryzyka warunkowej zmienności

Koncepcja ryzyka dolnostronnego w wycenie aktywów kapitałowych jest oparta na dolnych momentach cząstkowych. Kluczowym pojęciem dla tego typu miar jest tzw. progowa stopa zwrotu (*threshold*), oznaczająca stopy zwrotu poniżej progowej jako ponoszone ryzyko. W teorii wyróżniono wiele odmian dolnostronnych współczynników beta, różnicując je względem formuły i punktu odniesienia<sup>5</sup>. V.S. Bawa i E.B. Lindenberg oraz W. Hogan i J. Warren przedstawiają model CAPM, w którym systematyczną miarą ryzyka jest dolnostronny współczynnik beta (BL-beta), wyrażony następująco<sup>6</sup>:

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

<sup>4</sup> T. Bollerslev, R. Engle, *Common persistence in conditional variance*, „Econometrica” 1993, vol. 61, s. 167–186.

<sup>5</sup> A. Rutkowska-Ziarko, *Wykorzystanie dolnostronnych współczynników beta w analizie ryzyka systematycznego na GPW w Warszawie w warunkach zmiennej koniunktury giełdowej*, „Acta Universitatis Nicolai Copernici”, „Ekonomia” XLI, z. 397, Wydawnictwo Naukowe UMK, Toruń 2010, s. 71–82.

<sup>6</sup> 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.

gdzie  $R_{it}$ ,  $R_{Mt}$ ,  $R_f$  są odpowiednio stopą  $i$ -tej spółki, portfela rynkowego i stopą wolną od ryzyka. W przypadku braku właściwej stopy wolnej od ryzyka jako progową stopę zwrotu można przyjąć zero, wówczas relacja (1) redukuje się do postaci<sup>7</sup>:

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

Dolnostronny współczynnik beta  $\beta_i^D$  w kontekście modelu Factor-ARCH jest szacowany w równaniu podstawowym o postaci:

$$R_{it} = \beta_i^D \min(R_{Mt}, 0) + \xi_{it}, \quad (3)$$

gdzie  $\xi_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2)$ . Równanie wariacyjne przyjmuje natomiast postać<sup>8</sup>:

$$\sigma_{it}^2 = \gamma_{i0} + \gamma_{i1} \xi_{i,t-1}^2 + \beta_{iv}^D \hat{\sigma}_{Mt}^2, \quad (4)$$

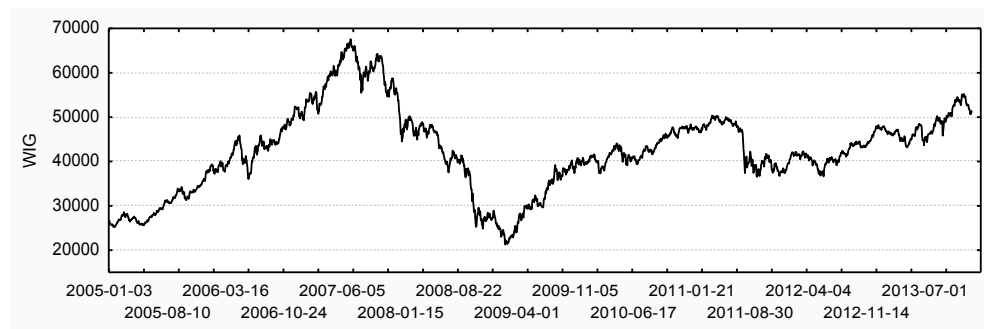
gdzie  $\sigma_{it}^2$  jest wariancją warunkową stóp zwrotu danej spółki, a  $\hat{\sigma}_{Mt}^2$  jest wariancją warunkową portfela rynkowego.  $\beta_{iv}^D$  jest natomiast nazywana współczynnikiem beta zmienności warunkowej. Mierzy on reakcję jednoczesnej zmienności danej spółki na zmiany w zmienności stóp zwrotu indeksu rynku. Niskie (wysokie) wartości tego współczynnika wskazują, że zmienność danej spółki jest mniej (bardziej) wrażliwa na zmiany w zmienności indeksu rynku. Współczynniki te są szacowane w procesie dwustopniowej estymacji metodą największej wiarygodności. W pierwszym etapie estymacji poddano wariancję warunkową indeksu giełdowego przy użyciu modelu GARCH (1,1) ze stałą. W drugim etapie szacowana jest warunkowa zmienność dla wyróżnionych spółek, gdzie równanie podstawowe stanowi model rynkowy (równanie 3), a w równaniu wariacyjnym (równanie 4) włączona jest wariancja warunkowa indeksu rynkowego oszacowana w etapie pierwszym.

<sup>7</sup> 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 ICAFI Journal of Applied Finance” 2008, vol. 14, no. 9, s. 24–44.

<sup>8</sup> C.X. Cai, R.W. Faff, D.J. Hillier, M.D. McKenzie, *Modelling Return and Conditional Volatility Exposures in Global Stock Markets*, „Review of Quantitative Finance and Accounting” 2006, vol. 27, no. 2, s. 125–142.

### 3. Dane

Specyfikacja przedmiotu badania ryzyka zmienności warunkowej została oparta na sektorowym podziale giełdy warszawskiej, ze szczególnym uwzględnieniem sektora nowoczesnych technologii i mediów. Zbiór danych stanowiły zatem szeregi czasowe dziennych, logarytmicznych stóp zwrotu spółek notowanych na GPW w Warszawie<sup>9</sup> należących do sektorów informatyka, media i telekomunikacja. Próba badawcza obejmowała lata 2005–2013, co stanowi 2253 obserwacje. W związku z tym, aby zachować pełne szeregi czasowe, badaniem objęto 21 spółek. Jako aproksymantę portfela rynkowego użyto indeksu WIG. Wartości dziennych poziomów oraz stóp zwrotu indeksu WIG prezentują rysunki 1 i 2. Wykresy pokazują występowanie seryjnych okresów zwiększonej i zmniejszonej wariancji stóp zwrotu indeksu WIG, co oznacza wystąpienie efektu grupowania wariancji. Teorie wyjaśniające przyczyny tego zjawiska, jak wspomniano we wstępie, są związane z procesem napływu informacji na rynek. Inwestorzy przy podejmowaniu decyzji kierują się konkretną informacją, która jest głównym czynnikiem argumentującym ich decyzje. Bardzo często napływ informacji jest nieregularny, seryjny i o różnej sile oddziaływania na zmianę rynkowej wyceny danych aktywów. Sytuacje takie powodują pojawianie się okresów zwiększonej i zmniejszonej zmienności kursów<sup>10</sup>.

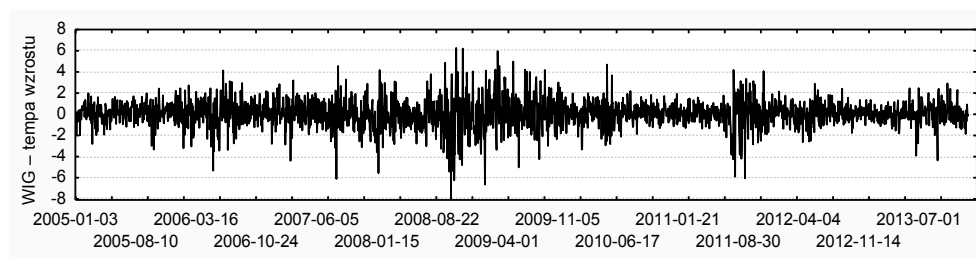


**Rysunek 1. Wartości dziennych kursów indeksu WIG w okresie 2005–2013**

Źródło: opracowanie własne.

<sup>9</sup> Wartości zamknięcia kursów badanych spółek pochodzą z bazy notowań GPW w Warszawie dostępnej na stronie [www.gpw.pl](http://www.gpw.pl).

<sup>10</sup> J. Brzeszczyński, R. Kelm, *Ekonometryczne modele rynków finansowych*, WIG-Press, Warszawa 2002.



**Rysunek 2. Wartości dziennych stóp zwrotu indeksu WIG w okresie 2005–2013**

Źródło: opracowanie własne.

Zjawisko grupowania wariancji najczęściej można zaobserwować w okresach silnych wzrostów lub spadków (np. kursów akcji), które są efektem zaburzenia rynku istotnymi informacjami. Informacje takie, wywołując zmiany kursów, prowadzą do zwiększenia ich zmienności (rysunki 2 i 3). Przedstawione argumenty uzasadniają empiryczne zastosowanie modeli ARCH.

**Tabela 1. Podstawowe charakterystyki rozkładów dziennych stóp zwrotu spółek sektorów informatyka, telekomunikacja i media w okresie I 2005–XII 2013**

Spółka – sektor	Śred.	Min.	Max.	Odch. stand.	Asym.	Kurtoza
AGORA – media	-0,035	-16,01	12,24	2,52	-0,17	2,95
ASSECOPOL – infor.	0,264	-17,72	14,32	2,08	0,08	5,37
ATM – infor.	0,121	-16,74	11,47	2,37	-0,02	5,21
ATMGRUPA – media	0,075	-13,60	25,60	3,22	0,92	6,64
BETACOM – infor.	0,035	-18,10	24,19	2,76	0,48	6,89
CALATRAVA – infor.	0,048	-26,53	64,71	4,33	3,27	47,27
CDPROJECT – infor.	0,152	-22,28	47,50	4,15	2,06	16,52
COMARCH – infor.	0,040	-12,50	10,74	2,19	0,20	3,87
COMP – infor.	0,055	-10,34	17,26	2,24	0,66	5,43
ELZAB – infor.	0,116	-18,03	22,44	2,67	1,01	9,85
MCLOGIC – infor.	0,068	-11,77	18,18	2,51	0,52	4,56
MIDAS – telek.	0,142	-29,94	130,69	5,99	6,45	111,7
MNI – telek.	0,047	-20,13	21,32	2,56	0,53	8,21
MUZA – media	0,056	-23,49	40,63	3,82	1,86	14,48
NETIA – telek.	0,028	-15,90	10,00	1,86	-0,31	6,30
ORANGEPL – telek.	0,017	-27,92	10,09	1,98	-1,45	19,98
SIMPLE – infor.	0,148	-28,57	54,92	3,93	1,84	24,50
SYGNITY – infor.	-0,035	-17,94	23,96	2,78	0,18	5,78
TALEX – infor.	0,042	-15,94	18,42	2,92	0,34	5,56
TVN – media	0,070	-14,73	15,25	2,53	-0,07	3,60
WASCO – infor.	0,057	-20,09	46,40	3,63	2,75	29,53
<b>WIG</b>	0,039	-7,95	6,27	1,34	-0,36	3,18

Źródło: opracowanie własne.

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

Średnie stopy zwrotu indeksu giełdowego oraz znacznej większości spółek były dodatnie. W całym okresie badawczym rozkłady stóp zwrotu większości spółek cechowały się asymetrią prawostronną, w przeciwieństwie do rozkładu indeksu giełdowego WIG, którego charakteryzowała skośność lewostronna. Występowanie wysokich skrajnych wartości stóp zwrotu, zwykle maksimów, powoduje znaczną asymetrię rozkładów stóp zwrotu oraz rozkłady z tzw. grubymi ogonami. Biorąc powyższe pod uwagę oraz relatywnie wysokie wartości kurtozy, należy stwierdzić, że rozkłady badanych walorów odbiegały od rozkładu normalnego.

#### 4. Ocena ryzyka zmienności warunkowej

Za pomocą modelu przedstawionego w części drugiej artykułu oszacowano dolnostronne współczynniki beta oraz współczynniki beta zmienności warunkowej. W celu porównania dolnostronnego i klasycznego podejścia do ryzyka systematycznego oszacowano konwencjonalne współczynniki beta oraz współczynniki beta zmienności, stosując analogiczny model Factor-ARCH. Wyniki odpowiednich estymacji w całym okresie badawczym są przedstawione w tabelach 2 i 3. Dolnostronne i klasyczne współczynniki beta obu rodzajów przedstawiono również na rysunkach 3 i 4.

**Tabela 2. Wyniki estymacji dolnostronnych współczynników beta względem rentowności i zmienności warunkowej w okresie I 2005–XII 2013**

Spółka – sektor	Dolnostronny współczynnik beta		Współczynnik beta zmienności warunkowej	
	$\beta_i^D$	$t_{\beta_i^D}$	$\beta_{iv}^D$	$t_{\beta_{iv}^D}$
AGORA – media	0,900	13,96 <sup>a</sup>	1,035	5,56 <sup>a</sup>
ASSECOPOL – infor.	0,620	12,57 <sup>a</sup>	1,251	4,33 <sup>a</sup>
ATM – infor.	0,773	13,61 <sup>a</sup>	1,235	4,22 <sup>a</sup>
ATMGRUPA – media	0,625	8,63 <sup>a</sup>	1,209	3,02 <sup>a</sup>
BETACOM – infor.	0,504	7,82 <sup>a</sup>	0,651	2,71 <sup>a</sup>
CALATRAVA – infor.	1,263	12,33 <sup>a</sup>	0,301	0,43
CDPROJECT – infor.	1,153	12,81 <sup>a</sup>	2,581	1,51
COMARCH – infor.	0,710	13,39 <sup>a</sup>	0,983	5,08 <sup>a</sup>
COMP – infor.	0,326	6,57 <sup>a</sup>	0,667	3,59 <sup>a</sup>

ELZAB – infor.	0,304	5,02 <sup>a</sup>	0,766	2,03 <sup>b</sup>
MCLOGIC – infor.	0,371	5,99 <sup>a</sup>	1,668	4,73 <sup>a</sup>
MIDAS – telek.	1,171	6,82 <sup>a</sup>	3,871	1,89 <sup>c</sup>
MNI – telek.	0,785	11,7 <sup>a</sup>	0,494	1,33
MUZA – media	0,514	5,51 <sup>a</sup>	0,958	1,68 <sup>c</sup>
NETIA – telek.	0,512	10,67 <sup>a</sup>	0,420	2,76 <sup>a</sup>
ORANGEPL – telek.	0,734	17,34 <sup>a</sup>	0,096	0,59
SIMPLE – infor.	0,496	6,13 <sup>a</sup>	2,030	3,38 <sup>a</sup>
SYGNITY – infor.	0,817	15,72 <sup>a</sup>	1,198	4,35 <sup>a</sup>
TALEX – infor.	0,359	4,55 <sup>a</sup>	0,907	3,45 <sup>a</sup>
TVN – media	1,008	17,37 <sup>a</sup>	1,559	6,66 <sup>a</sup>
<b>WASCO – infor.</b>	0,892	9,78 <sup>a</sup>	-0,258	-0,80
Średnia	0,706		1,125	
Korelacja ze średnimi stopami zwrotu akcji	0,014		0,471 <sup>b</sup>	

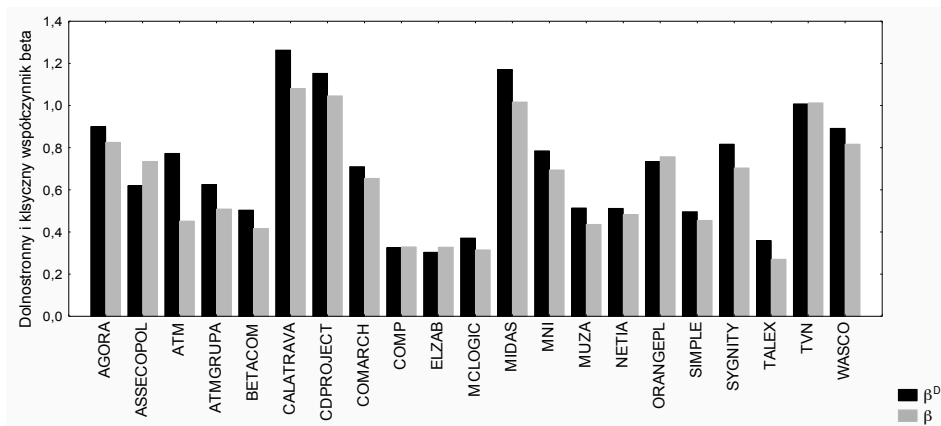
Uwagi: indeksy górne a, b, c oznaczają istotność na poziomie równym odpowiednio: 1%, 5%, 10%.  
Źródło: opracowanie własne.

**Tabela 3. Wyniki estymacji klasycznych współczynników beta względem rentowności i zmienności warunkowej w okresie I 2005–XII 2013**

Spółka – sektor	Klasyczny współczynnik beta		Współczynnik beta zmienności warunkowej	
	$\beta_i$	$t_{\beta_i}$	$\beta_{iv}$	$t_{\beta_{iv}}$
AGORA – media	0,826	24,56 <sup>a</sup>	0,876	5,28 <sup>a</sup>
ASSECOPOL – infor.	0,735	21,42 <sup>a</sup>	0,946	3,00 <sup>a</sup>
ATM – infor.	0,452	10,57 <sup>a</sup>	1,066	4,60 <sup>a</sup>
ATMGRUPA – media	0,509	8,49 <sup>a</sup>	1,188	3,07 <sup>a</sup>
BETACOM – infor.	0,416	9,19 <sup>a</sup>	0,629	2,65 <sup>a</sup>
CALATRAVA – infor.	1,081	13,01 <sup>a</sup>	0,027	0,04
CDPROJECT – infor.	1,046	15,13 <sup>a</sup>	1,908	1,47
COMARCH – infor.	0,654	17,20 <sup>a</sup>	0,815	4,77 <sup>a</sup>
COMP – infor.	0,329	8,79 <sup>a</sup>	0,597	3,56 <sup>a</sup>
ELZAB – infor.	0,328	6,77 <sup>a</sup>	0,695	2,02 <sup>b</sup>
MCLOGIC – infor.	0,315	8,13 <sup>a</sup>	1,322	3,73 <sup>a</sup>
MIDAS – telek.	1,017	7,23 <sup>a</sup>	4,804	2,06 <sup>b</sup>
MNI – telek.	0,694	15,32 <sup>a</sup>	0,033	0,13
MUZA – media	0,436	6,69 <sup>a</sup>	0,827	1,65 <sup>c</sup>
NETIA – telek.	0,483	14,92 <sup>a</sup>	0,384	2,64 <sup>a</sup>
ORANGEPL – telek.	0,757	25,67 <sup>a</sup>	0,014	0,11
SIMPLE – infor.	0,455	7,92 <sup>a</sup>	1,881	3,14 <sup>a</sup>
SYGNITY – infor.	0,704	16,53 <sup>a</sup>	1,005	3,76 <sup>a</sup>
TALEX – infor.	0,271	5,28 <sup>a</sup>	0,906	3,44 <sup>a</sup>
TVN – media	1,013	24,56 <sup>a</sup>	1,145	4,97 <sup>a</sup>
WASCO – infor.	0,817	13,38 <sup>a</sup>	-0,299	-1,07
Średnia	0,635		0,989	
Korelacja ze średnimi stopami zwrotu akcji	0,076		0,411	

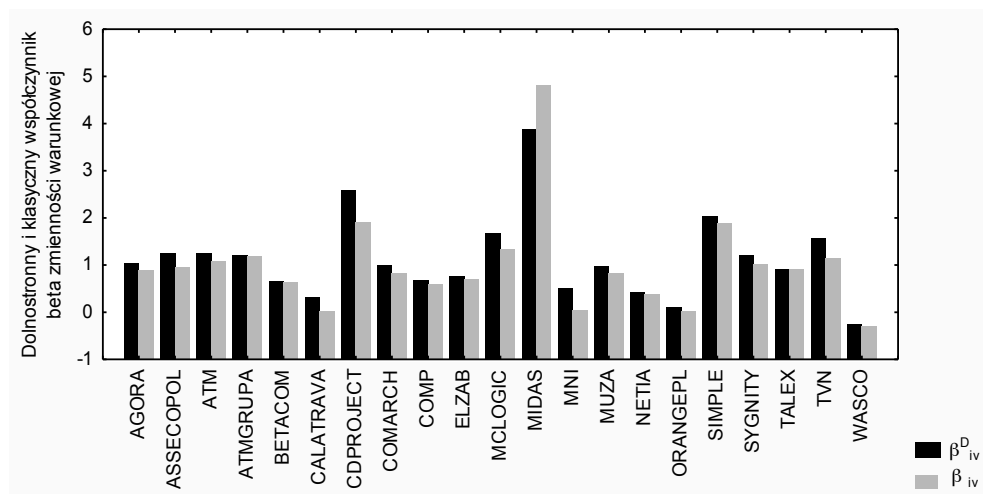
Uwagi: indeksy górne a, b, c oznaczają istotność na poziomie równym odpowiednio: 1%, 5%, 10%.  
Źródło: opracowanie własne.





**Rysunek 3. Wartości dolnostronnych i klasycznych współczynników beta spółek sektorów informatyka, telekomunikacja i media w okresie 2005–2013**

Źródło: opracowanie własne.



**Rysunek 4. Wartości dolnostronnych i klasycznych współczynników beta zmienności warunkowej spółek sektorów informatyka, telekomunikacja i media w okresie 2005–2013**

Źródło: opracowanie własne.

Dolnostronne i klasyczne współczynniki beta dla wszystkich spółek są dodatnie i statystycznie istotne na poziomie istotności 0,01. Spółka Midas w sensie ryzyka dolnostronnego okazała się najwrażliwsza, zarówno ze względu na zmiany koniunktury giełdowej (stopy zwrotu rynku), jak i ze względu na zmiany

w zmienności warunkowej (wariancja warunkowa stóp zwrotu rynku). Najwyższe wartości obu współczynników dolnostronnych dla tej spółki wyniosły odpowiednio 1,171 i 3,871.

Współczynniki beta zmienności zarówno w ujęciu klasycznym, jak i dolnostronnym były statystycznie istotne dla 16 z 21 badanych spółek. Należy podkreślić fakt, że dolnostronne współczynniki beta obu rodzajów były dla większości poszczególnych spółek oraz średnio wyższe od współczynników uzyskanych w klasycznym podejściu, a zwłaszcza współczynników beta zmienności. Sugeruje to, że dolnostronne współczynniki beta zmienności wskazują na silniejszą wrażliwość zmienności spółek na jednoczesną zmienność rynku, niż pokazują to współczynniki klasyczne zmienności. Inną kwestią, której nie podjęto w omawianym badaniu, jest stabilność współczynników beta zmienności w okresach o różnym poziomie zmienności warunkowej portfela rynkowego.

Szacowane współczynniki beta można rozpatrywać w kontekście wyceny papierów wartościowych, zgodnej np. z modelem CAPM. Analizy przekrojowe oparto na współczynniku korelacji Pearsona. Wyniki pozwalają stwierdzić statystycznie istotną korelację tylko między dolnostronnymi współczynnikami beta zmienności a średnimi stopami zwrotu akcji (0,471). Statystycznie istotnej wycenie nie podlegają natomiast pozostałe współczynniki beta. Brak istotnej korelacji klasycznych i dolnostronnych współczynników beta ze średnimi rentownościami spółek należy tłumaczyć tym, iż przedmiotem badania były pojedyncze walory, a nie inwestycje w fundusze lub portfele o np. równomiernych czy optymalnych wagach. Czynniki specyficzne związane z poszczególną spółką mogą powodować w konsekwencji występowanie obserwacji (spółek) odstających w badaniu korelacji przekrojowych.

## 5. Podsumowanie i wnioski

W pracy zaprezentowano analizę ryzyka zmienności przez modelowanie stóp zwrotu i zmienności warunkowej spółek sektora nowoczesnych technologii i mediów notowanych na GPW w Warszawie za pomocą modeli typu Factor-ARCH. Szczególną uwagę zwrócono na dolnostronny aspekt ryzyka, w porównaniu z podejściem klasycznym. Systematycznymi miarami ryzyka były dolnostronne współczynniki beta względem stóp zwrotu i względem zmienności warunkowej, oceniające wrażliwość stóp zwrotu spółek na zmiany rentowności i zmienności indeksu rynku jako reprezentanta portfela rynkowego.

Dolnostronne i klasyczne współczynniki beta, zarówno dla rentowności, jak i dla zmienności, okazały się dodatnie i statystycznie istotne. Współczynniki dolnostronne obu rodzajów były przeciętnie wyższe niż ich klasyczne odpowiedniki. Analizy przekrojowe pokazały, że ryzyko dolnostronne zmienności jest statystycznie istotnie wyceniane. Nie stwierdzono natomiast istotnych zależności pozostałych poszczególnych źródeł ryzyka z osiąganymi średnimi stopami zwrotu spółek.

Dodatkowym aspektem, który można poruszyć w badaniach dotyczących ryzyka zmienności, jest problem odporności oszacowań na zmiany okresu badawczego, związany z podziałem próby na charakterystyczne okresy hossy i bessy. Próby takie zwykle cechują się odmiennym poziomem wariancji warunkowej badanych walorów czy indeksów.

Przeprowadzone badania, wskazując istotność systematycznej miary ryzyka zmienności, mogą być pomocne w procesie budowy portfeli inwestycyjnych, uwzględniających nie tylko ryzyko zmian stóp zwrotu powodowane koniunkturą, ale również ryzyko zmian zmienności inwestycji kapitałowych.

## Bibliografia

- Ang A., Chen J., Xing Y., *Downside Risk*, „Review of Financial Studies” 2006, vol. 19, no. 4, s. 1191–1239.
- 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.
- Bollerslev T., Engle R., *Common persistence in conditional variance*, „Econometrica” 1993, vol. 61, s. 167–186.
- Brzeszczyński J., Kelm R., *Ekonometryczne modele rynków finansowych*, WIG-Press, Warszawa 2002.
- Cai C.X., Faff R.W., Hillier D.J., McKenzie M.D., *Modelling Return and Conditional Volatility Exposures in Global Stock Markets*, „Review of Quantitative Finance and Accounting” 2006, vol. 27, no. 2, s. 125–142.
- 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.
- 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 ICAIF Journal of Applied Finance” 2008, vol. 14, no. 9, s. 24–44.
- Markowski L., *Empirical tests of the CAPM and D–CAPM models at the Warsaw Stock Exchange*, w: *Zastosowanie metod ilościowych w zarządzaniu ryzykiem w działalności inwestycyjnej*, red. A.S. Barczak, P. Tworek, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne Oddział Katowice, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach, Katowice 2013, s. 57–70.
- Rutkowska-Ziarko A., *Wykorzystanie dolnostronnych współczynników beta w analizie ryzyka systematycznego na GPW w Warszawie w warunkach zmiennej koniunktury giełdowej*, „Acta Universitatis Nicolai Copernici”, „Ekonomia” XLI, z. 397, Wydawnictwo Naukowe UMK, Toruń 2010, s. 71–82.
- Veronesi P., *Stock Market Overreaction to Bad News in Good Time: A Rational Expectations Equilibrium Model*, „Review of Financial Studies” 1999, vol. 12, no. 5, s. 975–1007.

\* \* \*

### **Modelling return and conditional volatility exposures in the downside framework for new tech and media stocks on the Warsaw Stock Exchange**

**Summary:** This paper empirically models conditional volatility exposures for daily return of tech stocks quoted on the Warsaw Stock Exchange. For this purpose a Factor-ARCH type process has been adopted where the exposure of stock volatility to the main index (WIG) volatility is estimated by means of the variance equation. All analyses were made in the downside and standard asset pricing frameworks. This article provides evidence that conditional volatilities of return on stock have a statistically significant contemporaneous association with the index volatility, particularly in the downside framework. For the entire period only the downside volatility beta is priced. This measure may be the potential risk factor in asset pricing.

**Keywords:** conditional volatility, downside risk, volatility beta