

Modelowanie stóp zwrotu i ryzyka zmienności warunkowej indeksów sektorowych na GPW w Warszawie w kontekście ryzyka dolnostronnego

Lesław Markowski*

Streszczenie: W pracy zaproponowano badanie empiryczne ryzyka zmienności warunkowej dziennych stóp zwrotu indeksów sektorowych notowanych na GPW w Warszawie względem zmienności warunkowej głównego indeksu giełdowego. W tym celu zastosowano modele klasy ARCH. Badanie przeprowadzono w kontekście ryzyka dolnostronnego, czyli podejścia odnoszącego się oddzielnie do wyników otrzymanych w okresach niekorzystnej koniunktury giełdowej od oszacowań uzyskanych w całym okresie badawczym, bez względu na sytuację na rynku. Wykazano statystycznie istotny, jednoczesny związek warunkowej zmienności indeksów sektorowych i głównego indeksu giełdowego będącego wyrazicielem koniunktury giełdowej. Miary relacji tego związku mogą być potencjalnym czynnikiem ryzyka w wycenie papierów wartościowych.

Słowa kluczowe: zmienność warunkowa, ryzyko dolnostronne, beta zmienności warunkowej

Wprowadzenie

Jednym z założeń klasycznej teorii finansów jest traktowanie wariacji jako podstawowej miary ryzyka. Zgodnie z wariacją inwestorzy traktują bardzo wysokie i bardzo niskie stopy zwrotu jako jednakowo niepożądane. Jest jednak szeroko argumentowane, że inwestorzy zwykle nie postrzegają negatywnie odchyień stóp zwrotu powyżej założonego progu, 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 powyższe pod uwagę, w pracy rozważono alternatywną miarę ryzyka systematycznego, którą są dolnostronne współczynniki beta (*downside beta*) będące pochodną dolnych momentów cząstkowych (*lower partial moments – lpm*). 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 czy kapitalizacja (Ang i in. 2006; Markowski 2013).

* dr Lesław Markowski, Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie, e-mail: leszekm@uwm.edu.pl

Zarówno klasyczne, jak i dolnostronne współczynniki beta są szacowane na podstawie równań modeli rynkowych¹. Jednym z podstawowych założeń w 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 mogą bowiem być bardziej wrażliwi na napływające informacje w okresach relatywnie wysokiej zmienności rynku i może to powodować wzrost zmienności cen poszczególnych walorów (Veronesi 1999). 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 tempami 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. Takie podejście dostarcza nowej miary wrażliwości na zmienność rynku, tzw. beta zmienności warunkowej (*conditional volatility beta*) (Cai i in. 2006). Współczynnik ten jest wyznaczany w równaniu zmienności warunkowej stóp zwrotu walorów. Zasadne jest zatem pytanie o statystyczną istotność i współwystępowanie współczynnika beta związane go ze stopą zwrotu i współczynnika beta związanego ze zmiennością stóp zwrotu.

Łączna estymacja współczynnika beta i beta zmienności warunkowej wymaga zastosowania modeli klasy ARCH. Pozwalają one na współszacowanie klasycznego lub dolnostronnego współczynnika beta oraz współczynnika beta zmienności warunkowej. Modele te wskazują ponadto, że wielowymiarowe modele warunkowej zmienności mogą być znacznie uproszczone poprzez specyfikację wspólnego źródła zmienności, którym w naszym przypadku jest rynek (Bollerslev, Engel 1993). 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 (giełdowego). Zmienność ta jest szacowana uprzednio przy użyciu modelu GARCH.

Problem estymacji i ocena współczynników beta względem stóp zwrotu i współczynników beta względem zmienności warunkowej oraz wpływ tych systematycznych miar ryzyka na wycenę aktywów kapitałowych będą stanowiły cel tego opracowania. Przedmiotem badań będą subindeksy sektorowe notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.

¹ Klasyczny model rynkowy oraz dolnostronny model rynkowy, zakładając zerową wartości stopy wolnej od ryzyka, mogą być zapisane odpowiednio $R_{it} = \alpha_i + \beta_i^{CAPM} R_{Mt} + \xi_{it}$ oraz $R_{it} = \beta_i^{BKM} (\min(R_{it}; 0)) + \xi_{it}$, gdzie R_{it} , R_{Mt} oznaczają stopę zwrotu i-tego waloru oraz stopę zwrotu rynku.

1. Modelowanie ryzyka stóp zwrotu i ryzyka zmienności warunkowej

Koncepcja ryzyka dolnostronnego w wycenie aktywów kapitałowych jest oparta na dolnych momentach cząstkowych. Głównym 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. Bawa i Lindenberg oraz Hogan i Waren przedstawiają model CAPM, w którym systematyczną miarą ryzyka jest dolnostronny współczynnik beta (BL-beta), wyrażony następująco (Hogan, Warren 1974; Bawa, Lindenberg 1977; Chow, Denning 1995):

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

gdzie R_{it} , R_{Mt} , R_f jest odpowiednio stopą i -tego indeksu sektorowego, 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 następującej postaci (Li, Galagedera 2008):

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

Dolnostronny współczynnik beta β_i^D jest szacowany w równaniu średniej o postaci²:

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

gdzie $\xi_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2)$. Równanie wariancyjne modelu ARCH z czynnikiem egzogenicznym przyjmuje natomiast następującą postać (Cai i in. 2006):

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

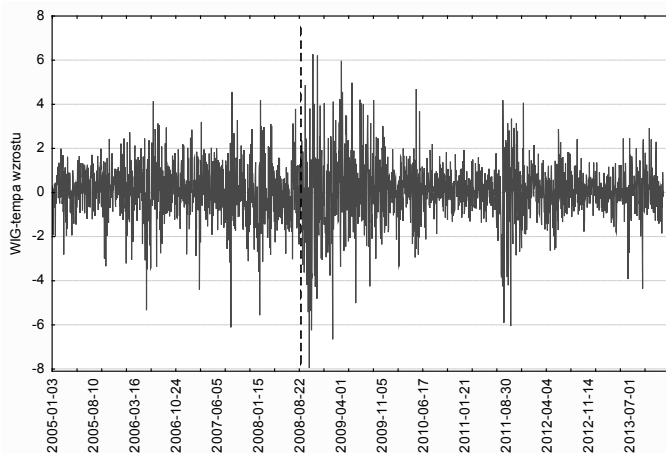
gdzie σ_{it}^2 jest wariancją warunkową danego indeksu sektorowego, $\hat{\sigma}_{Mt}^2$ jest wariancją warunkową portfela rynkowego, a β_{iv}^D jest betą zmienności warunkowej. Mierzy on reakcję jednoczesnej zmienności danego indeksu sektorowego na zmiany w zmienności stóp zwrotu indeksu rynku. Niskie (wysokie) wartości tego współczynnika wskazują, że zmienność danego indeksu sektorowego jest mniej (bardziej) wrażliwa na zmiany w zmienności indeksu rynku. Współczynniki te są szacowane w procesie dwustopniowej estymacji metodą największej wiarygodności (MNW)³. 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 indeksów sektorowych, gdzie równanie podstawowe stanowi model rynkowy (równanie 3), a w równaniu wariancyjnym (równanie 4) jest włączona wariancja warunkowa indeksu rynkowego oszacowana w etapie pierwszym.

² Przy uwzględnieniu stałej w równaniu średniej $R_{it} = \alpha_i^d + \beta_i^d (\min(R_{Mt}; 0)) + \xi_{it}$, dolnostronny współczynnik beta należy wyznaczyć z zależności $\beta_i^D = \beta_i^d + \alpha_i^d E[\min(R_{Mt}; 0)] / E[\min(R_{Mt}; 0)]^2$ (Galagedera 2007).

³ Estymację parametrów analizowanych modeli przeprowadzono z wykorzystaniem pakietu Gretl.

2. Dane

Specyfikacja przedmiotu badania ryzyka zmienności warunkowej została oparta na sektorowym podziale giełdy warszawskiej. Zbiór danych stanowiły szeregi czasowe dziennych, logarytmicznych stóp zwrotu wybranych subindeksów sektorowych notowanych na GPW w Warszawie⁴. Subindeksy sektorowe opierają się na metodologii indeksu WIG i uwzględniają dochody z tytułu dywidend i praw poboru. Próbę badawczą stanowiły lata 2005–2013, co dało 2253 obserwacji. W związku z powyższym, aby zachować pełne szeregi czasowe (wyjątek stanowił sektor paliw notowany od stycznia 2006), badaniem objęto następujące subindeksy: WIG-banki, WIG-budownictwo, WIG-informatyka, WIG-media, WIG-paliwa, WIG-spożywczy i WIG-telekomunikacja. Jako aproksymantę portfela rynkowego użyto indeksu WIG. Ponadto w celu zbadania stabilności klasycznych i dolnostronnych współczynników beta oraz współczynników beta zmienności okres badawczy podzielono na dwie podpróby. Punktem podziału było załamanie rynków kapitałowych spowodowane światowym kryzysem finansowym⁵. Pierwsza podpróba objęła okres względnie korzystnej koniunktury giełdowej, tj. styczeń 2005 – sierpień 2008 (918 obserwacji), a druga podpróba objęła okres związany z kryzysem gospodarczym, tj. wrzesień 2008 – grudzień 2013 (1335 obserwacji). Wartości stóp zwrotu indeksu WIG przedstawiono na rysunku 1. Zmienność warunkowa stóp zwrotu głównego indeksu giełdy ($\sigma_{M_t}^2$) jest znacznie wyższa dla drugiej podpróby (1,988) niż w przypadku pierwszej (1,628), co może uzasadniać poprawność podziału całego okresu badawczego.



Rysunek 1. Wartości dziennych stóp zwrotu indeksu WIG w okresie 2005–2013

Źródło: opracowanie własne.

⁴ Wartości zamknięcia subindeksów sektorowych pochodzą z bazy notowań GPW w Warszawie na stronie www.gpw.pl.

⁵ Należy zaznaczyć, że istnieje wiele procedur testujących występowanie załamań strukturalnych w procesach stochastycznej zmienności (Kokoszka, Leipus 2000; Andreou, Ghysels 2002).

Wartości podstawowych charakterystyk rozkładów stóp zwrotu badanych subindeksów w całym okresie badawczym i w dwóch podpróbach zaprezentowano w tabelach 1–3.

Tabela 1

Podstawowe charakterystyki rozkładów dziennych stóp zwrotu subindeksów sektorowych w okresie styczeń 2005 – grudzień 2013

Sektor	Średnia	Mediana	Min	Max	Odch. stand.	Asymetria	Kurtoza
Banki	0,055	0,06	-13,44	9,29	1,86	-0,045	4,17
Budownictwo	0,019	0,04	-8,04	8,55	1,51	-0,230	3,00
Informatyka	0,013	0,02	-8,44	6,44	1,38	-0,304	2,44
Media	0,025	0,05	-10,18	6,92	1,57	-0,237	2,37
Paliwa	0,014	-0,01	-8,93	10,35	1,88	-0,025	1,93
Spożywczy	0,026	0,07	-9,17	9,89	1,46	-0,215	3,95
Telekomunikacja	0,015	-0,01	-24,57	8,19	1,71	-1,505	20,81
WIG	0,039	0,07	-7,95	6,27	1,34	-0,361	3,18

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2

Podstawowe charakterystyki rozkładów dziennych stóp zwrotu subindeksów sektorowych w okresie styczeń 2005 – sierpień 2008

Sektor	Średnia	Mediana	Min	Max	Odch. stand.	Asymetria	Kurtoza
Banki	0,078	0,07	-7,21	6,54	1,57	0,154	1,17
Budownictwo	0,146	0,13	-7,77	8,55	1,61	0,046	2,18
Informatyka	0,010	0,05	-6,39	4,92	1,32	-0,255	1,60
Media	0,038	0,06	-7,19	5,74	1,56	-0,219	1,31
Paliwa	-0,043	-0,07	-7,40	5,80	1,87	0,028	0,71
Spożywczy	-0,009	0,08	-9,17	4,89	1,21	-0,953	6,56
Telekomunikacja	0,043	-0,08	-7,07	7,33	1,69	0,079	0,78
WIG	0,053	0,08	-6,11	4,56	1,25	-0,378	1,73

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3

Podstawowe charakterystyki rozkładów dziennych stóp zwrotu subindeksów sektorowych w okresie wrzesień 2008 – grudzień 2013

Sektor	Średnia	Mediana	Min	Max	Odch. stand.	Asymetria	Kurtoza
Banki	0,038	0,04	-13,44	9,29	2,03	-0,099	4,49
Budownictwo	-0,068	-0,02	-8,04	6,88	1,44	-0,538	3,64
Informatyka	0,015	0,00	-8,44	6,44	1,43	-0,331	2,82
Media	0,016	0,04	-10,18	6,92	1,57	-0,248	3,07
Paliwa	0,043	0,00	-8,93	10,35	1,89	-0,051	2,52
Spożywczy	0,050	0,07	-7,39	9,89	1,61	-0,008	2,82
Telekomunikacja	-0,004	0,02	-24,57	8,19	1,72	-2,548	33,71
WIG	0,030	0,06	-7,95	6,27	1,40	-0,346	3,71

Źródło: opracowanie własne.

Średnie stopy zwrotu indeksu giełdowego oraz większości subindeksów osiągały wyższy poziom w okresie pierwszej próby niż drugiej. W całym okresie i w drugiej podpróbie rozkłady stóp zwrotu indeksów sektorowych cechowały się asymetrią lewostronną, w przeciwieństwie do rozkładów w pierwszej podpróbie, w której przeważały rozkłady prawostronne. Analogicznie wartości kurtozy również były znacznie wyższe w całym okresie badawczym i drugiej podpróbie niż w podpróbie pierwszej. Najwyższymi wartościami tej miary odznaczały się stopy subindeksu WIG-telekomunikacja.

3. Ocena ryzyka zmienności warunkowej

Za pomocą modelu przedstawionego w części pierwszej artykułu oszacowano dolnostronne współczynniki beta oraz bety zmienności warunkowej w kontekście ryzyka dolnostronnego czyli β_{iv}^D . W celu porównania dolnostronnego i klasycznego podejścia do ryzyka systematycznego oszacowano konwencjonalne współczynniki beta oraz bety zmienności warunkowej, β_{iv} , stosując analogiczny model ARCH z czynnikiem egzogenicznym w postaci wariancji warunkowej rynku. Wyniki odpowiednich estymacji dla całej próby są przedstawione w tabelach 4 i 5.

Tabela 4

Wyniki estymacji współczynników beta względem rentowności i zmienności warunkowej w kontekście ryzyka dolnostronnego w okresie styczeń 2005 – grudzień 2013

Sektor	Beta dolnostronne		Beta zmienności warunkowej	
	β_i^D	$t_{\beta_i^D}$	β_{iv}^D	$t_{\beta_{iv}^D}$
Banki	1,225	51,71 ^a	1,126	10,64 ^a
Budownictwo	0,851	29,04 ^a	0,361	4,88 ^a
Informatyka	0,766	26,67 ^a	0,441	8,28 ^a
Media	0,822	25,38 ^a	0,467	6,32 ^a
Paliwa	1,110	38,92 ^a	0,713	7,18 ^a
Spożywczy	0,687	20,22 ^a	0,412	5,04 ^a
Telekomunikacja	0,715	20,77 ^a	0,122	0,89
Średnia	0,882		0,520	
Korelacja ze średnimi stopami zwrotu subindeksów	0,602		0,781 ^b	

Uwaga: Indeksy górne a, b, c oznaczają istotność na poziomie równym odpowiednio: 1%, 5%, 10%.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5

Wyniki estymacji klasycznych współczynników beta względem rentowności i zmienności warunkowej w okresie styczeń 2005 – grudzień 2013

Sektor	Beta klasyczne		Beta zmienności warunkowej	
	β_i	t_{β_i}	β_{iv}	$t_{\beta_{iv}}$
Banki	1,235	74,01 ^a	0,138	7,23 ^a
Budownictwo	0,792	39,87 ^a	0,054	1,98 ^b
Informatyka	0,711	35,32 ^a	0,183	5,27 ^a
Media	0,793	35,51 ^a	0,243	3,76 ^a
Paliwa	1,114	53,37 ^a	0,260	5,62 ^a
Spożywczy	0,607	25,43 ^a	0,287	4,19 ^a
Telekomunikacja	0,726	29,88 ^a	0,036	0,35
Średnia	0,854		0,171	
Korelacja ze średnimi stopami zwrotu subindeksów	0,580		0,003	

Uwaga: Indeksy górne a, b, c oznaczają istotność na poziomie równym odpowiednio: 1%, 5%, 10%.

Źródło: opracowanie własne.

Dolnostronne i klasyczne współczynniki beta oraz bety zmienności warunkowej w ujęciu dolnostronnym i klasycznym dla wszystkich sektorów z wyjątkiem telekomunikacji są dodatnie i statystycznie istotne na poziomie istotności 0,01. Sektor giełdowy banki, w sensie ryzyka dolnostronnego, okazał się najwrażliwszy zarówno ze względu na zmiany koniunktury giełdowej (stopy zwrotu rynku), jak i zmiany w zmienności warunkowej (wariancja warunkowa stóp zwrotu rynku). Najwyższe wartości obu współczynników dolnostronnych dla sektora banki wyniosły odpowiednio 1,225 i 1,126. Należy podkreślić, że dolnostronne współczynniki beta obu rodzajów były przeciętnie rzecz biorąc wyższe od współczynników uzyskanych w klasycznym podejściu, a zwłaszcza współczynników beta zmienności warunkowej.

Ze względu na niewielką liczbę wykorzystanych w badaniu subindeksów analizy przekrojowe oparto na współczynniku korelacji Pearsona, nie szacując modeli regresji przekrojowych. Niewielka liczba stopni swobody pozwoliła stwierdzić statystycznie istotną korelację tylko między dolnostronnymi betami zmienności warunkowej a średnimi stopami zwrotu subindeksów (0,781). Statystycznej wycenie nie podlegają pozostałe współczynniki. Dolnostronne współczynniki beta są natomiast nieznacznie silniej skorelowane z przeciętnymi rentownościami (0,602) niż klasyczne współczynniki beta (0,580). Przedstawione analizy wskazują zatem na nieznacznie większą rolę systematycznych czynników ryzyka dolnostronnego w wycenie badanych subindeksów niż ich klasyczne odpowiedniki.

Podobne analizy przeprowadzono również w dwóch podpróbach, na które został podzielony okres badawczy. Wyniki oszacowań zaprezentowano w tabelach 6–9.

Tabela 6

Wyniki estymacji współczynników beta względem rentowności i zmienności warunkowej w kontekście ryzyka jednostronnego w okresie styczeń 2005 – sierpień 2008

Sektor	Beta jednostronne		Beta zmienności warunkowej	
	β_i^D	$t_{\beta_i^D}$	β_{iv}^D	$t_{\beta_{iv}^D}$
Banki	1,071	38,19 ^a	0,720	4,13 ^a
Budownictwo	0,911	19,50 ^a	0,564	3,28 ^a
Informatyka	0,824	21,08 ^a	0,353	3,42 ^a
Media	0,879	17,10 ^a	0,438	2,94 ^a
Paliwa	1,085	22,38 ^a	0,483	2,31 ^b
Spożywczy	0,694	15,91 ^a	0,576	3,13 ^a
Telekomunikacja	0,866	16,79 ^a	0,371	2,06 ^b
Średnia	0,904		0,501	
Korelacja ze średnimi stopami zwrotu subindeksów	0,093		0,353	

Uwaga: Indeksy górne a, b, c oznaczają istotność na poziomie równym odpowiednio: 1%, 5%, 10%.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 7

Wyniki estymacji klasycznych współczynników beta względem rentowności i zmienności warunkowej w okresie styczeń 2005 – sierpień 2008

Sektor	Beta klasyczne		Beta zmienności warunkowej	
	β_i	t_{β_i}	β_{iv}	$t_{\beta_{iv}}$
Banki	1,136	48,57 ^a	0,058	1,55
Budownictwo	0,935	27,98 ^a	-0,003	-0,04
Informatyka	0,760	26,83 ^a	0,135	1,58
Media	0,822	23,19 ^a	0,173	1,45
Paliwa	1,065	30,86 ^a	0,162	1,73 ^c
Spożywczy	0,576	15,41 ^a	0,233	1,71 ^c
Telekomunikacja	0,929	23,70 ^a	0,331	2,21 ^b
Średnia	0,889		0,155	
Korelacja ze średnimi stopami zwrotu subindeksów	0,273		-0,587	

Uwaga: Indeksy górne a, b, c oznaczają istotność na poziomie równym odpowiednio: 1%, 5%, 10%.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 8

Wyniki estymacji współczynników beta względem rentowności i zmienności warunkowej w kontekście ryzyka jednostronnego w okresie wrzesień 2008 – grudzień 2013

Sektor	Beta jednostronne		Beta zmienności warunkowej	
	β_i^D	$t_{\beta_i^D}$	β_{iv}^D	$t_{\beta_{iv}^D}$
Banki	1,205	37,87 ^a	1,300	8,99 ^a
Budownictwo	0,802	23,35 ^a	0,265	4,22 ^a
Informatyka	0,724	17,44 ^a	0,475	7,34 ^a
Media	0,783	18,91 ^a	0,458	5,52 ^a
Paliwa	1,128	32,34 ^a	0,752	6,58 ^b
Spożywczy	0,677	14,71 ^a	0,498	4,08 ^a
Telekomunikacja	0,631	14,23 ^a	0,078	1,58
Średnia	0,850		0,546	
Korelacja ze średnimi stopami zwrotu subindeksów	0,333		0,556	

Uwaga: Indeksy górne a, b, c oznaczają istotność na poziomie równym odpowiednio: 1%, 5%, 10%.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 9

Wyniki estymacji klasycznych współczynników beta względem rentowności i zmienności warunkowej w okresie wrzesień 2008 – grudzień 2013

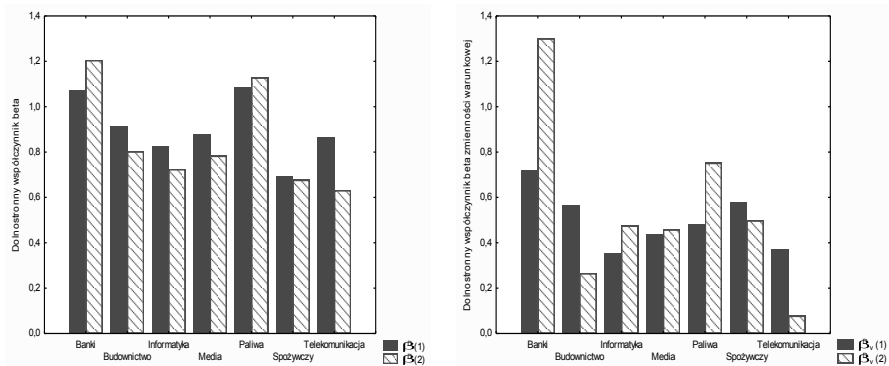
Sektor	Beta klasyczne		Beta zmienności warunkowej	
	β_i	t_{β_i}	β_{iv}	$t_{\beta_{iv}}$
Banki	1,297	58,30 ^a	0,125	5,71 ^a
Budownictwo	0,711	30,64 ^a	0,052	2,03 ^b
Informatyka	0,678	24,82 ^a	0,200	4,98 ^a
Media	0,774	27,00 ^a	0,248	3,46 ^a
Paliwa	1,142	43,68 ^a	0,254	5,20 ^a
Spożywczy	0,634	20,33 ^a	0,350	3,59 ^a
Telekomunikacja	0,617	20,87 ^a	-0,007	-0,062
Średnia	0,836		0,174	
Korelacja ze średnimi stopami zwrotu subindeksów	0,409		0,681 ^c	

Uwaga: Indeksy górne a, b, c oznaczają istotność na poziomie równym odpowiednio: 1%, 5%, 10%.

Źródło: opracowanie własne.

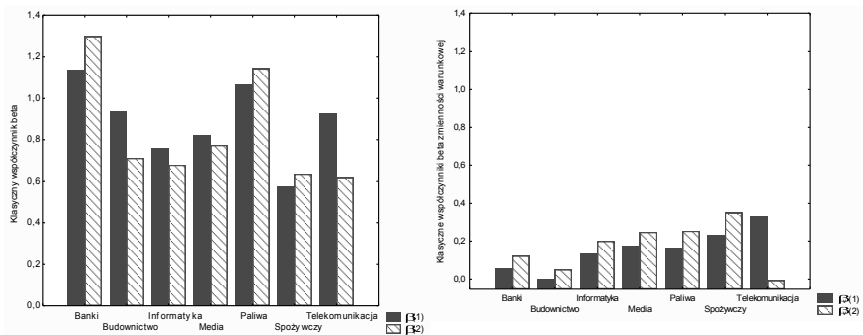
W okresie pierwszej i drugiej próby jednostronne i klasyczne współczynniki beta były statystycznie istotne na poziomie 0,01, natomiast w przypadku współczynników beta zmienności warunkowej nie stwierdzono statystycznej istotności klasycznych współczyn-

ników beta zmienności warunkowej w okresie korzystnej koniunktury giełdowej (pierwsza próba). Należy zauważyć, że współczynniki beta klasyczne i dolnostronne przyjmują przeciętnie wyższe wartości w okresie pierwszej niż drugiej próbie. Odwrotną sytuację zaobserwowano w przypadku współczynników beta zmienności warunkowej. Są one bowiem wyższe, dla większości subindeksów i co do średniej, w okresie słabszej koniunktury niż w okresie hossy. Biorąc pod uwagę wartości warunkowej zmienności indeksu rynku w obu próbach, można stwierdzić, że im wyższa zmienność warunkowa portfela rynkowego, tym wyższe wartości współczynników beta zmienności warunkowej zarówno w przypadku współczynników dolnostronnych, jak i klasycznych. Dolnostronne i klasyczne współczynniki beta obu rodzajów przedstawiono również na rysunkach 2 i 3.



Rysunek 2. Wartości dolnostronnych współczynników beta i dolnostronnych współczynników beta zmienności warunkowej w dwóch badanych podokresach

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 3. Wartości klasycznych współczynników beta i klasycznych współczynników beta zmienności warunkowej w dwóch badanych podokresach

Źródło: opracowanie własne.

Przy relatywnie jednakowych względem średniej dolnostronnych i klasycznych współczynnikach beta klasyczne współczynniki beta zmienności warunkowej dla wszystkich sektorów przyjmują wartości znacznie niższe niż ich dolnostronne odpowiedniki. Sugeruje to, że dolnostronne współczynniki beta zmienności warunkowej wskazują na silniejszą wrażliwość zmienności subindeksów sektorowych na jednoczesną zmienność rynku, niż pokazują to współczynniki klasyczne zmienności.

Podobnie jak w wynikach dla całej próby, również w przypadku obu podprób nie zanotowano statystycznie istotnych korelacji między wyznaczonymi systematycznymi miarami ryzyka a średnimi stopami zwrotu badanych indeksów sektorowych. Wyjątek stanowi istotna na poziomie 10% zależność, zaobserwowana w okresie drugiej podpróby, między klasycznymi współczynnikami beta zmienności warunkowej a średnimi rentownościami. Analizowane zależności są znacznie silniejsze w okresie słabszej koniunktury giełdowej.

Uwagi końcowe

W pracy zaprezentowano analizę ryzyka zmienności poprzez modelowanie stóp zwrotu i zmienności warunkowej wybranych subindeksów sektorowych giełdy warszawskiej za pomocą modeli typu 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 subindeksów na zmiany rentowności i zmienności indeksu rynku jako reprezentanta portfela rynkowego.

Dolnostronne i klasyczne współczynniki beta zarówno dla rentowności, jak i zmienności warunkowej okazały się dodatnie i statystycznie istotne w całym dziewięcioletnim okresie. Współczynniki dolnostronne obu rodzajów były przeciętnie wyższe niż ich klasyczne odpowiedniki. Wyniki te, w znacznej większości, były odporne na zmiany w kontekście podziału próby na dwa charakterystyczne okresy: hossy i bessy. Należy zaznaczyć, że współczynniki beta określające wrażliwość na zmiany koniunktury na giełdzie (współczynniki beta dla stóp zwrotu) były większe w okresie hossy niż bessy, natomiast współczynniki beta zmienności warunkowej były średnio wyższe w okresie bessy niż hossy.

Analizy przekrojowe pokazały, że jedynie ryzyko dolnostronne zmienności warunkowej jest statystycznie istotnie wyceniane. Pomimo relatywnie wysokich współczynników korelacji, biorąc pod uwagę niedużą liczbę badanych indeksów, nie stwierdzono innych istotnych zależności poszczególnych źródeł ryzyka z osiąganymi średnimi stopami zwrotu subindeksów.

Przeprowadzone badania, wskazując istotność systematycznych miar ryzyka zmienności w procesach generujących te miary, mogą być pomocne w tworzeniu portfeli inwestycyjnych biorących pod uwagę nie tylko aktywa krajowe, lecz także możliwość inwestowania na rynkach międzynarodowych.

Literatura

- Andreu E., Ghysels E. (2002), *Detecting Multiple Breaks in Financial Market Volatility Dynamics*, „Journal of Applied Econometrics”, vol. 17, nr 5, s. 579–600.
- Ang A., Chen J., Xing Y. (2006), *Downside Risk*, „Review of Financial Studies”, vol. 19, nr 4, s. 1191–1239.
- Bawa V.S., Lindenberg E.B. (1977), *Capital Market Equilibrium in a Mean-Lower Partial Moment Framework*, „Journal of Financial Economics”, vol. 5, s. 189–200.
- Bollerslev T., Engle R. (1993), *Common persistence in conditional variance*, „Econometrica”, 61, s. 167–186.
- Cai C.X., Faff R.W., Hillier D.J., McKenzie M.D. (2006), *Modelling Return and Conditional Volatility Exposures in Global Stock Markets*, „Review of Quantitative Finance and Accounting”, vol. 27, nr 2, s. 125–142.
- Chow K.V., Denning K.C. (1994), *On Variance and Lower Partial Moment Betas the Equivalence of Systematic Risk Measure*, „Journal of Business Finance & Accounting”, 21(2) March, s. 231–241.
- Galagedera D.U.A. (2007), *An Alternative Perspective on the Relationship between Downside Beta and CAPM Beta*, „Emerging Markets Review”, vol. 8, nr 1, s. 4–19.
- Hogan, W., Warren, J. (1974), *Toward the development of an equilibrium capital-market model based on semi-variance*, „Journal of Financial Quantitative Analysis”, 9, s. 1–11.
- Kokoszka P., Leipus R. (2000), *Change Point Estimation in ARCH Models*, „Bernoulli”, vol. 6, nr 3, s. 513–539.
- 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 Icfai Journal of Applied Finance”, vol. 14, nr 9, s. 24–44.
- Markowski L. (2013), *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 w Katowicach; Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach, Katowice, s. 57–70.
- Veronesi P. (1999), *Stock Market Overreaction to Bad News in Good Time: A Rational Expectations Equilibrium Model*, „Review of Financial Studies”, vol. 12, nr 5, s. 975–1007.

MODELLING RETURN AND CONDITIONAL VOLATILITY EXPOSURES OF SECTORIAL INDEXES ON THE WARSAW STOCK EXCHANGE IN THE DOWNSIDE FRAMEWORK

Abstract: This paper empirically models conditional volatility exposures for daily return of sector indexes quoted on the Warsaw Stock Exchange. For this purpose a ARCH type process is adopted where the exposure of sector indexes volatility to market portfolio (WIG) volatility is estimated in the variance equation. All analyses were made in the downside and standard asset pricing frameworks and for two sub-periods, bull and bear markets. This article provides evidence that conditional sector indexes' return volatilities have a statistically significant contemporaneous association with market portfolio 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, conditional volatility beta