

Koniunktura giełdowa a relacje między współczynnikami beta i stopami zwrotu określone modelem CAPM na przykładzie spółek sektora teleinformatycznego

1. Wstęp

Postulaty modelu CAPM pozwalają postawić hipotezę, że w warunkach racjonalnych zachowań inwestorów istnieje określenie ogólnego zachowania się wszystkich uczestników rynku i w konsekwencji sposobu stanowienia cen i stóp zwrotu, które zapewniają równowagę popytu i podaży na tym rynku². Specyfikacja modelu równowagi określa właściwą miarę ryzyka oraz precyzuje zależności między oczekiwanymi stopami zwrotu i ryzykiem dla dowolnego waloru lub portfela w warunkach równowagi. Zależność tę przedstawiają równania E.J. Eltona i M.J. Grubera³:

$$\bar{R}_i = R_f + \beta_i (\bar{R}_M - R_f) \quad (i = 1, \dots, N) \quad (1)$$

gdzie:

\bar{R}_i, \bar{R}_M – oczekiwane stopy zwrotu odpowiednio i -tego waloru i portfela rynkowego,

R_f – stopa zwrotu wolna od ryzyka,

β_i – współczynnik beta i -tego waloru.

¹ Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie, Wydział Nauk Ekonomicznych, Katedra Metod Ilościowych.

² W.F. Sharpe, *Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk*, „Journal of Finance” 1964, s. 425–442; J. Lintner, *The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolio and Capital Budgets*, „Review of Economics and Statistics” 1965, t. 47, s. 13–37; J. Mossin, *Equilibrium in a Capital Asset Market*, „Econometrica” 1966, s. 768–783.

³ E.J. Elton, M.J. Gruber, *Nowoczesna teoria portfelowa i analiza papierów wartościowych*, Wig Press, Warszawa 1998.

Model CAPM jest szeroko stosowany do opisu kształtowania się cen i stóp zwrotu instrumentów finansowych, jednakże jego weryfikacja jest ciągle tematem sporów. Liczne testy przyjmowały jego słuszność⁴, podczas gdy inne odrzucały go lub uznawały nawet za teorię nieweryfikowalną empirycznie⁵. Większość testów podstawowej czy rozszerzonej wersji modelu, w których zwracano szczególną uwagę na inne, poza ryzykiem rynku, czynniki ryzyka systematycznego, takie jak: cena do zysku⁶, wielkość firmy⁷, wartość księgowa na akcję⁹, przeprowadzona była według metodologii zaproponowanej przez E. Fama i J. MacBetha¹⁰. Stwierdzenie dodatniej i statystycznie istotnej oceny parametru określającego poziom premii rynkowej oznacza słuszność założeń wyceny zgodnej z modelem CAPM.

Powyższa weryfikacja hipotezy modelowej otwiera dyskusję nad innym podejściem co do zasadności testowania modelu CAPM. Dodatnia wartość i istotność parametru rynkowej premii za ryzyko nie oznacza zerowego prawdopodobieństwa, że zrealizowana stopa zwrotu z rynku (R_M) będzie mniejsza od stopy wolnej od ryzyka (R_f). Mimo że zgodnie z modelem CAPM walory o wyższych współczynnikach beta powinny osiągać wyższe oczekiwane stopy zwrotu niż walory o niższych współczynnikach beta, nie musi oznaczać to zerowego prawdopodobieństwa osiągnięcia niższej stopy zwrotu w przypadku walorów z wysokim współczynnikiem beta, w porównaniu z walorami o niskim poziomie tego współczynnika. Gdyby relacja wskazująca na osiągnięcie wysokich stóp

⁴ G.A. Hawawini, *Stock Market Anomalies and the Pricing of Equity on the Tokyo Stock Exchange*, w: *Japanese Financial Market Research*, W.T. Ziemba, W. Bailey, Y. Hamao (red.), Elsevier, Amsterdam 1991, s. 231–250; L.K.C. Chan, Y. Hamao, J. Lakonishok, *Fundamentals and Stock Returns in Japan*, „Journal of Finance” 1991, vol. 46, no. 5, s. 1739–1764.

⁵ R. Ostermark, *Empirical Evidence on the Capital Asset Pricing Model in Two Scandinavian Stock Exchanges*, „Omega” 1991, vol. 19, no. 4, s. 223–234; Y. Cheung, K. Wong, *An Assessment of Risk and Returns: Some Empirical Findings from the Hong Kong Stock Exchange*, „Applied Financial Economics” 1992, vol. 2, s. 105–114.

⁶ E. Dimson, M. Musavian, *Three Centuries of Asset Pricing*, „Journal of Banking & Finance” 1999, 23, s. 1745–1769; S. Basu, *The Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price to Earnings Ratio: A Test of the Efficient Market Hypothesis*, „Journal of Finance” 1977, 50, s. 663–682.

⁷ R. Banz, *The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks*, „Journal of Financial Economics” 1981, 9, s. 3–18; M.J. Brennan, T. Chordia, A. Subrahmanyam, *Alternative Factor Specification, Security Characteristics, and the Cross-Section of Expected Stock Returns*, „Journal of Financial Economics” 1998, 49, s. 345–373.

⁸ M.J. Brennan, T. Chordia, A. Subrahmanyam, op. cit.

⁹ E. Fama, K. French, *The Cross-Section of Expected Returns*, „Journal of Finance” 1992, 47, s. 427–465.

¹⁰ E. Fama, J. MacBeth, *Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests*, „Journal of Political Economy” 1973, t. 1, s. 607–636.

zwrotu przez walory o wysokich współczynnikach beta była zachowana w każdym okresie, nikt nie inwestowałby w portfele z niskimi współczynnikami beta.

Biorąc powyższe pod uwagę, należy powiedzieć, że klasyczne testy nie pozwalają bezpośrednio obserwować sytuacji, w której walory o wysokich beta osiągną niższe zwroty od walorów z niskimi betami. Rozwiązaniem tego problemu może być podejście ukazujące relację między ryzykiem systematycznym a oczekiwanym zwrotem, uzależnioną od korzystnej lub niekorzystnej koniunktury rynkowej. Jednym z pierwszych badań wykorzystujących powyższą metodologię były prace G.N. Pettengilla, S. Sundarama i I. Mathura¹¹, którzy sugerowali, że relacje między stopami zwrotu a współczynnikami beta walorów o wysokich i niskich poziomach tej miary ryzyka są warunkowe względem relacji między zrealizowaną rynkową stopą zwrotu a stopą wolną od ryzyka. Jeżeli zrealizowana rynkowa stopa zwrotu jest mniejsza od stopy wolnej od ryzyka, to zachodzi ujemna relacja między przewidywanymi stopami zwrotu a współczynnikami beta. W przeciwnym wypadku, tzn. gdy zrealizowana rynkowa stopa zwrotu jest większa od stopy wolnej od ryzyka, relacja między przewidywanymi stopami zwrotu a współczynnikami beta jest dodatnia. Stwierdzenie to jest istotne w kontekście testowania systematycznych relacji między stopami zwrotu a współczynnikami beta, zwłaszcza w sytuacji, gdy w badanym okresie nadwyżka rynkowa ($R_{Mt} - R_{ft}$) przyjmowała wartości ujemne. Analizowanie warunkowych relacji znalazło odzwierciedlenie w wielu badaniach, w których wykazano pozytywne relacje ryzyko-dochód, zgodne z postulatami modelu CAPM¹².

Celem poniższego artykułu jest analiza relacji między współczynnikami beta a zrealizowanymi stopami zwrotu spółek sektora IT i mediów notowanych na GPW w Warszawie oraz portfele akcji tych spółek. W badaniach zaproponowano analizy zależności bezwarunkowych oraz zależności warunkowych, biorąc pod uwagę dodatnie i ujemne nadwyżki rynkowe. Oprócz standardowych zależności określonych modelem CAPM, weryfikacji poddane zostaną rozszerzone wersje tego modelu, uwzględniające potencjalną istotność nieliniowości relacji ryzyko-dochód oraz asymetrię rozkładu stóp zwrotu walorów.

¹¹ G.N. Pettengill, S. Sundaram, I. Mathur, *The Conditional Relation between Beta and Returns*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis” 1995, 5, s. 101–116.

¹² J. Fletcher, *On the Conditional Relationship between Beta and Return in International Stock Returns*, „International Review of Financial Analysis” 2000, 9(3), s. 235–245; R. Jagannathan, Z. Wang, *The Conditional CAPM and the Cross-section of Expected Returns*, „Journal of Finance” 1996, 51(1), s. 3–53; R. Bilgin, E. Basti, *Further Evidence on the Validity of CAPM: The Istanbul Stock Exchange Application*, „Inzinerine Ekonomika-Engineering Economics” 2014, 25(1), s. 5–12.

2. Metodologia badania

2.1. Relacje bezwarunkowe

Badanie relacji między współczynnikami beta a zrealizowanymi stopami zwrotu przeprowadzone zostało w drodze dwuetapowej procedury. W pierwszym etapie na podstawie wszystkich obserwacji próby wyznaczone zostały współczynniki beta poszczególnych walorów za pomocą relacji:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \xi_{it} \quad (t = 1, \dots, T) \quad (2)$$

gdzie:

R_{it} , R_{Mt} – stopy zwrotu odpowiednio i -tego waloru lub portfela oraz stopy zwrotu portfela rynkowego,

α_i – wyraz wolny równania,

β_i – współczynnik beta i -tego waloru lub portfela,

ξ_{it} – składnik losowy i -tego równania.

W drugim etapie analiza regresji była oparta na szeregach przekrojowych, gdzie zmiennymi zależnymi były zrealizowane nadwyżki stop zwrotu walorów lub portfeli, a zmiennymi niezależnymi były oszacowane w pierwszym etapie procedury współczynniki beta analizowanych walorów lub portfeli. Bezwarunkowe, testowane relacje, oszacowane dla każdego okresu próby, są następujące¹³:

$$R_{it} - R_{ft} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \hat{\beta}_i + \eta_{it} \quad (i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T) \quad (3)$$

gdzie:

γ_{0t} , γ_{1t} – parametry modelu,

η_{it} – składnik losowy modelu.

Rozszerzone wersje modelu CAPM poddane empirycznej weryfikacji przyjmowały postać:

$$R_{it} - R_{ft} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \hat{\beta}_i + \gamma_{2t} \hat{\beta}_i^2 + \gamma_{3t} \hat{A}_i + \eta_{it} \quad (i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T) \quad (4)$$

gdzie:

\hat{A}_i – ocena współczynnika asymetrii rozkładu stóp zwrotu i -tego waloru lub portfela.

¹³ U.A. Galagedera Don, R. Brooks, *Conditional Relation Between Systematic Risk and Returns in the Conventional and Downside Frameworks: Evidence from the Indonesian Market*, „Journal of Emerging Market Finance” 2012, 11(3), s. 271–300.

Średnia ocena parametru γ_1 dla całego okresu badawczego, oznaczająca premię za ryzyko rynkowe wyrażone współczynnikiem beta, winna przyjmować wartości dodatnie¹⁴:

$$H_0 : E(\gamma_1) = 0; H_1 : E(\gamma_1) > 0. \quad (5)$$

Ze względu na założenie liniowości równań modelu CAPM oraz to, że współczynnik beta jest jedyną miarą ryzyka, zestaw hipotez odnośnie do parametrów γ_2 będzie następujący:

$$H_0 : E(\gamma_2) = 0; H_1 : E(\gamma_2) \neq 0. \quad (6)$$

Ponadto ze względu na preferowanie przez inwestorów rozkładów rentowności o prawostronnej asymetrii, hipotezy odnośnie do parametru γ_3 są postaci:

$$H_0 : E(\gamma_3) = 0; H_1 : E(\gamma_3) > 0. \quad (7)$$

Ostatecznie, biorąc pod uwagę fakt, iż walor lub portfel nieskorelowany z portfelem rynkowym posiada oczekiwaną stopę zwrotu równą stopie wolnej od ryzyka, wyraz wolny relacji (3) i (4) powinien nieistotnie różnić się od zera, co można zapisać:

$$H_0 : E(\gamma_0) = 0; H_1 : E(\gamma_0) \neq 0. \quad (8)$$

Sprawdzianem powyższych hipotez jest test t dla jednej średniej z jednostronnym lub dwustronnym obszarem krytycznym.

2.2. Relacje warunkowe

Warunkowe podejście do testowania modelu CAPM zaproponowane zostało przez G.N. Pettengila, S. Sundarama i I. Mathura¹⁵. Warunkowe, ze względu na znak nadwyżki rynkowej, równanie modelu CAPM w wersji testowanej jest postaci:

$$R_{it} - R_{ft} = \delta \gamma_{0t}^U + (1 - \delta) \gamma_{0t}^D + \delta \gamma_{1t}^U \hat{\beta}_i + (1 - \delta) \gamma_{1t}^D \hat{\beta}_i + \eta_{it}, \quad (9)$$

¹⁴ G.Y.N. Tang, W.C. Shum, *The Conditional Relationship between Beta and Returns: Recent Evidence from International Stock Markets*, „International Business Review” 2003, 12, s. 109–126.

¹⁵ Ibidem.

gdzie $(R_{Mt} - R_{ft}) > 0$ jest zmienną dychotomiczną, używaną do określenia dodatniej i ujemnej nadwyżki stopy zwrotu z rynku, tzn. $(R_{Mt} - R_{ft}) > 0$ jeśli $(R_{Mt} - R_{ft}) > 0$ oraz $\delta = 0$ jeśli $(R_{Mt} - R_{ft}) < 0$; $\gamma_{0t}^U, \gamma_{0t}^D, \gamma_{1t}^U, \gamma_{1t}^D$ – szacowane parametry danego równania; η_{it} – składnik losowy danego równania.

Średnia ocena współczynnika γ_1^U , powinna być statystycznie istotnie większa od zera, w okresach z dodatnią nadwyżką rynkową, a średnia ocena współczynnika γ_{1t}^D , powinna być statystycznie istotnie mniejsza od zera, w okresach z ujemną nadwyżką rynkową. Zestaw hipotez jest następujący:

$$H_0 : E(\gamma_1^U) = 0; H_1 : E(\gamma_1^U) > 0 \text{ oraz } H_0 : E(\gamma_1^D) = 0; H_1 : E(\gamma_1^D) < 0. \quad (10)$$

Odrzucenie hipotez zerowych w obu przypadkach będzie wskazywać na występowanie systematycznych, warunkowych relacji między współczynnikiem beta a zrealizowanymi stopami zwrotu walorów lub portfeli.

Podobnie, jak w podejściu bezwarunkowym estymacji poddano parametry rozszerzonej wersji modelu CAPM, które szacowane były dla każdego miesiąca na podstawie regresji przekrojowych o postaci:

$$R_{it} - R_{ft} = \delta\gamma_{0t}^U + (1 - \delta)\gamma_{0t}^D + \delta\gamma_{1t}^U\hat{\beta}_i + (1 - \delta)\gamma_{1t}^D\hat{\beta}_i + \delta\gamma_{2t}^U\hat{\beta}_i^2 + (1 - \delta)\gamma_{2t}^D\hat{\beta}_i^2 + \delta\gamma_{3t}^U\hat{A}_i + (1 - \delta)\gamma_{3t}^D\hat{A}_i + \eta_{it} \quad (11)$$

gdzie: $\gamma_{0t}^U, \gamma_{0t}^D, \gamma_{1t}^U, \gamma_{1t}^D, \gamma_{2t}^U, \gamma_{2t}^D, \gamma_{3t}^U, \gamma_{3t}^D$ – szacowane parametry danego równania; η_{it} – składnik losowy danego równania.

Oczekiwane znaki szacowanych współczynników w warunkach dodatnich i ujemnych nadwyżek rynkowych prezentują następujące zestawy hipotez:

$$H_0 : E(\gamma_1^U) = 0; H_1 : E(\gamma_1^U) > 0 \text{ oraz } H_0 : E(\gamma_1^D) = 0; H_1 : E(\gamma_1^D) < 0. \quad (12)$$

$$H_0 : E(\gamma_2^U) = 0; H_1 : E(\gamma_2^U) \neq 0 \text{ oraz } H_0 : E(\gamma_2^D) = 0; H_1 : E(\gamma_2^D) \neq 0. \quad (13)$$

$$H_0 : E(\gamma_3^U) = 0; H_1 : E(\gamma_3^U) \neq 0 \text{ oraz } H_0 : E(\gamma_3^D) = 0; H_1 : E(\gamma_3^D) \neq 0. \quad (14)$$

W przypadku odrzucenia hipotez zerowych w relacji (12) i (13) relacje między stopami zwrotu a ryzykiem systematycznym będą miały charakter nieliniowy oraz asymetria rozkładów stóp zwrotu będzie miarą, której towarzyszy istotna dodatnia lub ujemna premia za ponoszenie tego rodzaju ryzyka.

3. Dane

Badanie relacji określonych modelem CAPM przeprowadzono dla spółek giełdowych nowoczesnych technologii. Wśród takich podmiotów, wykazujących silną zależność od technologii innowacyjnych, znajdują się spółki sektora informatycznego, mediów i telekomunikacji. Zbiór danych stanowiły szeregi czasowe miesięcznych, zwykłych stóp zwrotu spółek notowanych na GPW w Warszawie¹⁶ należących do subindeksów WIG-Info, WIG-Media i WIG-Telkomunikacja. Próba badawcza obejmowała lata 2010–2017, co stanowi 96 obserwacji. Pełnymi szeregami czasowymi w badanym okresie cechowało się 28 spółek, w tym 16 z branży informatycznej, 5 z branży mediów i 7 z branży telekomunikacyjnej. Jako aproksymantę portfela rynkowego użyto indeksu WIG. Przybliżeniem stopy wolnej od ryzyka był średni miesięczny ważony zysk z bonów skarbowych. Podmiotami badania były również portfele dwuelementowe, powstałe z połączenia pojedynczych spółek, uporządkowanych względem rosnących wartości współczynnika beta. Badany okres próby charakteryzował się symetrycznością, co do liczby obserwacji z dodatnią $(R_{Mt} - R_{ft}) > 0$ i ujemną $(R_{Mt} - R_{ft}) < 0$ nadwyżką rynkową: po 48 obserwacji każdego rodzaju. Prezentując szeregi czasowe danych ujętych w badaniu, wstępnie wyznaczono wartości podstawowych parametrów rozkładu stóp zwrotu badanych spółek, które zawarto w tabeli 1.

Średnie stopy zwrotu indeksu giełdowego WIG oraz większości spółek branży informatycznej i mediów były dodatnie. Jedynie w branży teleinformatycznej cztery z siedmiu wziętych do analizy spółek charakteryzowały się ujemnymi przeciętnymi stopami zwrotu. Powyższa sytuacja znalazła również odbicie w poziomie asymetrii rozkładów stóp zwrotu. Występowanie wysokich skrajnych wartości stóp zwrotu (min. i max) powoduje znaczną asymetrię rozkładów stóp zwrotu oraz rozkłady z tzw. grubymi ogonami. W całym okresie badawczym rozkłady stóp zwrotu wszystkich spółek branży informatycznej i mediów oraz znacznej większości spółek branży teleinformatycznej cechowały się asymetrią prawostronną, w przeciwieństwie do rozkładu indeksu giełdowego WIG, który charakteryzowała skośność lewostronna.

¹⁶ Wartości zamknięcia kursów badanych spółek pochodzą z bazy notowań GPW w Warszawie dostępnej na stronie www.gpw.pl.

Tabela 1. Podstawowe charakterystyki rozkładów miesięcznych stóp zwrotu oraz współczynniki beta spółek sektorów informatyka, telekomunikacja i media w okresie 2010–2017

Nazwa spółki	Nazwa skrócona	Średnia	Min	Max	S	A	β
Branża informatyczna							
Assecobs	ABS	0,0145	-0,1311	0,3074	0,078	0,862	0,750
Assecopol	ACP	-0,0022	-0,1136	0,2268	0,056	0,712	0,635
Assecosee	ACS	0,0005	-0,2906	0,2667	0,081	0,112	0,771
Arcus	ARC	0,0049	-0,2809	1,4667	0,204	4,004	1,490
Betacom	BCM	0,0090	-0,2099	0,4301	0,109	1,353	0,731
Comp	CMP	0,0033	-0,2129	0,3394	0,089	0,497	0,714
Comarch	CMR	0,0104	-0,2053	0,2190	0,080	0,210	0,767
Elzab	ELZ	0,0201	-0,1947	0,5345	0,123	1,517	0,968
Procad	PRD	-0,0029	-0,2500	0,6609	0,112	2,391	0,167
Qumak	QMK	-0,0078	-0,5094	0,7008	0,152	1,047	0,299
Quantum	QNT	0,0125	-0,2847	0,5566	0,127	1,025	0,503
Sygnity	SGN	-0,0085	-0,3036	0,3218	0,129	0,471	1,201
Simple	SME	0,0045	-0,2072	0,3755	0,095	0,744	0,785
Talex	TLX	0,0109	-0,2193	0,5828	0,114	1,723	0,538
Unima	U2K	-0,0008	-0,2996	0,4111	0,092	0,099	0,646
Wasco	WAS	0,0134	-0,2905	0,6340	0,133	2,005	1,419
Branża mediów							
Agora	AGO	0,0005	-0,2271	0,2329	0,101	0,238	1,217
AtmGrupa	ATG	0,0110	-0,3049	0,4037	0,120	0,521	1,408
K2internet	K2I	0,0174	-0,4742	1,0306	0,175	2,032	1,085
Larq	LRQ	0,0170	-0,3592	0,6383	0,157	0,723	1,580
Muza	MZA	-0,0016	-0,3848	0,8097	0,125	3,020	0,117
Branża telekomunikacji							
ATM	ATM	0,0041	-0,2613	0,2110	0,073	-0,312	0,697
Cyfrowy Polsat	CPS	0,0077	-0,1322	0,1429	0,052	-0,123	0,482
Hyperion	HYP	-0,0135	-0,7673	0,8757	0,181	0,524	0,703
MNI	MNI	-0,0349	-0,3958	0,6000	0,157	0,747	0,884
Mediatel	MTL	-0,0154	-0,7563	1,0196	0,225	1,894	1,018
Netia	NET	0,0031	-0,1756	0,3350	0,066	1,228	0,420
Orangepl	OPL	-0,0064	-0,4333	0,2024	0,085	-1,549	0,270
Warszawski Indeks Giełdowy	WIG	0,0049	-0,1104	0,0922	0,042	-0,030	1,000

Symbole S, A oznaczają odpowiednio odchylenie standardowe i współczynnik klasyczny asymetrii. Źródło: opracowanie własne.

Biorąc powyższe pod uwagę, należy powiedzieć, że rozkłady badanych walorów odbiegały od rozkładu normalnego. Wartości współczynników beta przeważającej liczby spółek osiągały poziom poniżej jedności, co oznacza, że reakcja tych spółek na zmiany koniunktury giełdowej była znacznie słabsza od indeksu giełdowego WIG, będącego odzwierciedleniem rynku jako całości. Jednakże

w każdej branży można wyróżnić spółki tzw. agresywne ($\beta > 1$), o wrażliwości na zmiany rynkowe znacznie większej niż sam rynek. W branży informatycznej są to spółki Arcus, Sygnity i Wasco, które dostarczają inteligentne oprogramowanie oraz rozwiązania zintegrowanych systemów zarządzania. Współczynniki beta tych spółek są odpowiednio równe 1,49, 1,201 i 1,419. Relatywnie największej ryzykownych spółek odnotowano w branży mediów, a mianowicie spółki Agora, AtmGrupa, K2internet i Larq, prowadzących swoją działalność w dziale wydawnictw, telewizji oraz reklamy i marketingu. W branży teleinformatycznej tylko spółka Mediatel charakteryzowała się współczynnikiem beta nieznacznie przekraczającym 1, co oznacza, że spółka ta zachowywała się w badanym okresie podobnie jak rynek.

4. Wyniki badań

W pierwszej kolejności przeanalizowano bezwarunkowe, ze względu na znak nadwyżki rynkowej, relacje między współczynnikami beta pojedynczych walorów oraz portfeli a zrealizowanymi stopami zwrotu. Wyniki zaprezentowane w tabeli 2 nie pozwalają na odrzucenie hipotezy zerowej o braku dodatniej i statystycznie istotnej premii za ryzyko rynkowe, co nie jest zgodne z postulatami modelu CAPM. Rozszerzone wersje tego modelu również potwierdzają brak występowania na rynku dodatniej istotnej premii za ryzyko systematyczne rynku. Jednakże przeciętne wartości parametrów γ_{2t} i γ_{3t} oraz związane z nimi statystyki testowe nie wskazują na występowanie jakichkolwiek nieliniowości relacji ryzyko-dochód oraz istotności asymetrii rozkładów stóp zwrotu w wyce- nie aktywów kapitałowych.

Tabela 2. Badanie istotności premii za ryzyko w równaniach bezwarunkowych

	Pojedyncze walory			Portfele		
	Średnia	Statystyka t	Wartość p	Średnia	Statystyka t	Wartość p
Model: $R_{it} - R_{ft} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\hat{\beta}_i + \eta_{it}$						
γ_{0t}	-0,0031	-0,609	0,543	-0,0024	-0,465	0,642
γ_{1t}	0,0072	0,979	0,165	0,0062	0,849	0,198
Model: $R_{it} - R_{ft} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\hat{\beta}_i + \gamma_{2t}\hat{\beta}_i^2 + \gamma_{3t}\hat{A}_i + \eta_{it}$						
γ_{0t}	-0,0014	-0,135	0,892	-0,0049	-0,388	0,699

	Pojedyncze walory			Portfele		
	Średnia	Statystyka t	Wartość p	Średnia	Statystyka t	Wartość p
γ_{1t}	-0,0001	-0,001	0,500	0,0083	0,275	0,391
γ_{2t}	0,0039	0,276	0,782	-0,0018	-0,104	0,917
γ_{3t}	0,0008	0,332	0,370	0,0023	0,648	0,518

Źródło: opracowanie własne.

Powyższe wyniki spowodowane są agregacją okresów wziętych do analizy o dodatniej i ujemnej nadwyżce rynkowej. Warunkowe relacje określone równaniami (9) i (11) pozwalają testować hipotezę dodatniej relacji stopa zwrotu – beta w okresach z dodatnią nadwyżką rynkową oraz hipotezę ujemnej relacji stopa zwrotu – beta w okresach z ujemną nadwyżką rynkową. Wyniki oszacowań parametru γ_1 , estymowanych osobno w miesiącach o dodatniej i ujemnej nadwyżce rynkowej, zaprezentowano w tabeli 3.

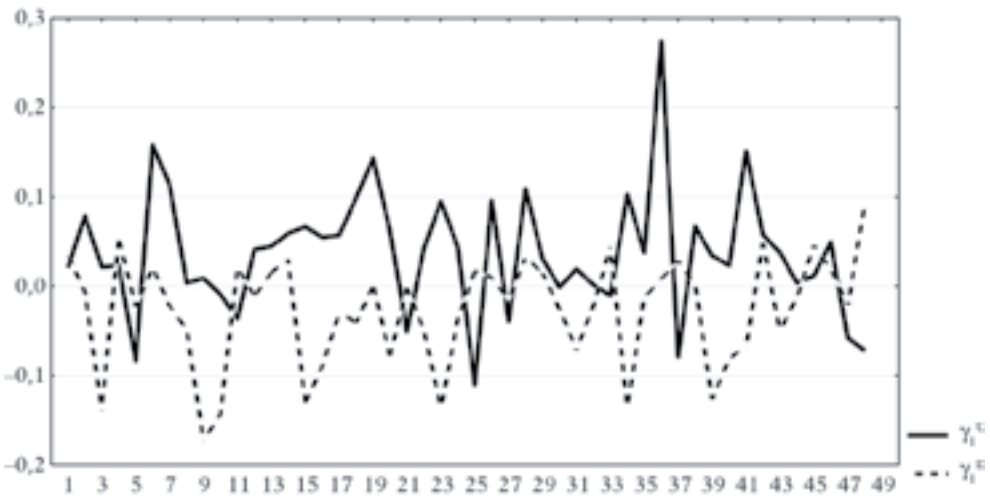
Tabela 3. Badanie istotności premii za ryzyko w równaniach warunkowych

	Pojedyncze walory			Portfele			
	Średnia	Statystyka t	Wartość p	Średnia	Statystyka t	Wartość p	
Model: $R_{it} - R_{ft} = \delta\gamma_{0t}^U + (1-\delta)\gamma_{0t}^D + \delta\gamma_{1t}^U\hat{\beta}_t + (1-\delta)\gamma_{1t}^D\hat{\beta}_t + \eta_{it}$							
Dobra koniunktura $\delta = 1$	γ_{0t}^U	0,0007	0,091	0,927	-0,0001	-0,012	0,990
	γ_{1t}^U	0,0375	3,729	0,000 ^a	0,0377	3,744	0,000 ^a
Zła koniunktura $\delta = 0$	γ_{0t}^D	-0,0033	-0,461	0,647	-0,0047	-0,679	0,500
	γ_{1t}^D	-0,0259	-2,956	0,002 ^a	-0,0253	-2,988	0,002 ^a
Model: $R_{it} - R_{ft} = \delta\gamma_{0t}^U + (1-\delta)\gamma_{0t}^D + \delta\gamma_{1t}^U\hat{\beta}_t + (1-\delta)\gamma_{1t}^D\hat{\beta}_t + \delta\gamma_{2t}^U\hat{\beta}_t^2 + (1-\delta)\gamma_{2t}^D\hat{\beta}_t^2 + \delta\gamma_{3t}^U\hat{A}_t + (1-\delta)\gamma_{3t}^D\hat{A}_t + \eta_{it}$							
Dobra koniunktura $\delta = 1$	γ_{0t}^U	0,0032	0,194	0,846	-0,0040	-0,201	0,841
	γ_{1t}^U	0,0243	0,591	0,278	0,0379	0,776	0,221
	γ_{2t}^U	0,0071	0,304	0,762	-0,0013	-0,045	0,964
	γ_{3t}^U	0,0023	0,608	0,545	0,0050	0,951	0,346
Zła koniunktura $\delta = 0$	γ_{0t}^D	-0,0067	-0,527	0,600	-0,0058	-0,370	0,713
	γ_{1t}^D	-0,0187	-0,625	0,732	-0,0210	-0,583	0,281
	γ_{2t}^D	-0,0044	-0,263	0,793	-0,0024	-0,115	0,908
	γ_{3t}^D	0,0009	0,265	0,791	-0,0005	-0,097	0,923

Indeksy górne a oznaczają istotność na poziomie równym 1%.

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki relacji warunkowych pokazują, że średnia ocena parametru γ_{it}^U wyniosła 3,75% i okazała się statystycznie istotna na poziomie istotności $\alpha = 0,01$, natomiast średnia ocena parametru γ_{it}^D wyniosła -2,59% i była również statystycznie istotna na poziomie istotności $\alpha = 0,01$. Wartości poszczególnych premii za ryzyko rynkowe, oszacowanych w okresach z dodatnimi i ujemnymi nadwyżkami rynkowymi pokazano na rysunku 1. Wyniki warunkowych zależności modelu CAPM pozwalają stwierdzić, że spółki o wysokich współczynnikach beta, w okresach z dodatnią nadwyżką rynkową (z ujemną nadwyżką rynkową), osiągają wyższe stopy zwrotu (niższe stopy zwrotu) niż spółki o relatywnie niższych współczynnikach beta.



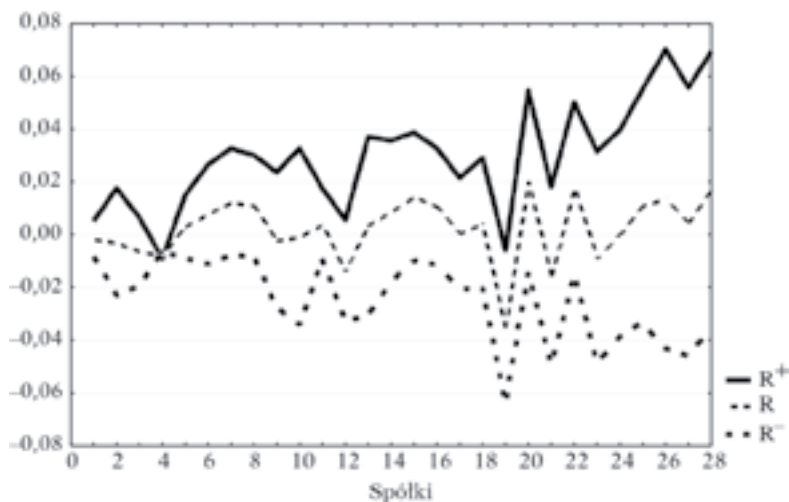
Rysunek 1. Wartości premii za ryzyko w okresach dodatnich i ujemnych nadwyżek rynkowych

Źródło: opracowanie własne.

Rozszerzone postaci modelu CAPM wskazują na brak podstaw do odrzucenia hipotez zerowych (12–14). Znaki premii za ryzyko były zgodne z teorią modelu wyceny kapitału, tzn. dodatnie, gdy $(R_{Mt} - R_{ft}) > 0$ oraz ujemne, gdy $(R_{Mt} - R_{ft}) < 0$, lecz wartości statystyk Studenta nie pozwalały na uznanie ich za istotnie większe lub mniejsze od zera. Ponadto nie zaobserwowano faktu nieliniowości relacji stopy zwrotu – beta oraz istotnej wyceny asymetrii rozkładu stóp zwrotu.

Bezwarunkowe i warunkowe zależności między współczynnikami beta a stopami zwrotu testowane były również w kategoriach wartości oczekiwanych. W celu ich zobrazowania wyznaczono średnie stopy zwrotu dla wszystkich 28 spółek dla okresu całej próby oraz osobno dla okresów dodatnich i ujemnych

nadwyżek rynkowych, a następnie uszeregowano je rosnąco względem współczynników beta. Graficznie zależności te zaprezentowano na rysunku 2.



Rysunek 2. Wartości średnich stóp zwrotu w okresach dodatnich i ujemnych nadwyżek rynkowych oraz w całym okresie próby dla spółek uporządkowanych rosnąco wg współczynnika beta

Źródło: opracowanie własne.

Linie zakreślone na powyższym rysunku pokazują, że akceptacja coraz większego ryzyka (beta) związana jest z osiąganiem wysokich stóp zwrotu w okresach z dodatnią nadwyżką rynkową i niskich stóp zwrotu w okresach dekonjunktury giełdowej. Ilościowo, zależności te przedstawiają wyniki estymacji równań regresji przekrojowych zawarte w tabeli 4.

Tabela 4. Badanie istotności premii za ryzyko w równaniach warunkowych

		Oszacowanie	Statystyka t	Wartość p	R^2
Model: $\bar{R}_i = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_i + \varepsilon_i$					
Dobra koniunktura ($R_{Mt} - R_{ft} > 0$)	γ_0	-0,0009	-0,151	0,881	0,569
	γ_1	0,0387	5,858	0,000 ^a	
Zła koniunktura ($R_{Mt} - R_{ft} < 0$)	γ_0	-0,0054	-1,005	0,324	0,381
	γ_1	-0,0244	-4,003	0,000 ^a	
Cały okres próby	γ_0	-0,0031	-0,628	0,536	0,057
	γ_1	0,0071	1,259	0,219	

Indeksy górne a oznaczają istotność na poziomie równym 1%.

Źródło: opracowanie własne.

Warunkowe relacje w znacznie większym stopniu wyjaśniają kształtowanie się oczekiwanych rentowności względem ryzyka wyrażonego beta niż relacja bezwarunkowa. Wartości współczynników determinacji wynoszą 0,569 i 0,381 odpowiednio, w okresach dodatniej i ujemnej nadwyżki rynkowej. Oszacowania rynkowych premii za ryzyko są zgodne ze znakiem nadwyżki rynkowej i statystycznie istotne na poziomie istotności = 0,01. Oszacowania relacji bezwarunkowej potwierdzają brak istotnej statystycznie premii za ryzyko rynkowe.

5. Podsumowanie

W pracy zaprezentowano badania ukazujące alternatywny, w stosunku do tradycyjnych procedur, sposób testowania relacji ryzyko–dochód w kontekście modelu CAPM. Biorąc pod uwagę próbę spółek sektora teleinformatycznego i mediów notowanych na GPW w Warszawie oraz portfeli zbudowanych z tych spółek, dokonano analizy przekrojowej wykorzystującej zrealizowane stopy zwrotu oraz współczynniki beta. Takie podejście sprawia, że powyższe badanie nie jest klasycznym testem modelu CAPM. Ponadto połowa okresu próby, w którym testowano relacje współczynników beta i stóp zwrotu, to miesiące z ujemną nadwyżką rynkową. W sytuacji takiej istotnego znaczenia nabiera oddzielne traktowanie okresów, gdy indeks WIG przyjmuje wartości poniżej i powyżej stopy wolnej od ryzyka.

Uzyskane wyniki testowanych hipotez pozwalają na sformułowanie poniższych wniosków. Bezwarunkowe relacje wskazują, że średnia wartość premii za ryzyko systematyczne, wyrażone współczynnikiem beta, jest statystycznie nieistotnie większa od zera. Po drugie, relacja między współczynnikami beta a zrealizowanymi stopami zwrotu jest uwarunkowana znakiem wartości nadwyżki rynkowej. Średnia wartość premii za ryzyko systematyczne jest istotnie większa od zera w okresach dodatniej nadwyżki rynkowej i istotnie mniejsza od zera w okresach ujemnej nadwyżki rynkowej. W pracy nie wykazano istotnej wyceny asymetrii rozkładów stóp zwrotu oraz nie zidentyfikowano nieliniowości relacji między stopami zwrotu a współczynnikiem beta.

Dodatkowe badania wykazały ponadto, że warunkowe, znakiem nadwyżki rynkowej, relacje między oczekiwanymi stopami zwrotu a współczynnikami beta wskazują na istotny związek między oczekiwanym zwrotem a ryzykiem systematycznym, w przeciwieństwie do relacji bezwarunkowej.

Przeprowadzone badania pokazują znaczenie analizy zachowania się zrealizowanych stóp zwrotu względem czynników ryzyka (w tym przypadku ryzyka rynkowego) i potwierdzają, że współczynnik beta jest właściwą miarą ryzyka, a przez to jest użytecznym narzędziem w zarządzaniu portfelem.

Bibliografia

- Banz R., *The Relationship between Return and Market Value of Common stocks*, „Journal of Financial Economics” 1981, 9, s. 3–18.
- Basu S., *The Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price to Earnings Ratio: A Test of the Efficient Market Hypothesis*, „Journal of Finance” 1977, 50, s. 663–682.
- Bilgin R., Basti E., *Further Evidence on the Validity of CAPM: the Istanbul Stock Exchange Application*, „Inzinerine Ekonomika-Engineering Economics” 2014, 25(1), s. 5–12.
- Brennan M.J., Chordia T., Subrahmanyam A., *Alternative Factor Specification, Security Characteristics, and the Cross-Section of Expected Stock Returns*, „Journal of Financial Economics” 1998, 49, s. 345–373.
- Chan L.K.C., Hamao Y., Lakonishok J., *Fundamentals and Stock Returns in Japan*, „Journal of Finance” 1991, vol. 46, no. 5, s. 1739–1764.
- Cheung Y., Wong K., *An Assessment of Risk and Returns: Some Empirical Findings from the Hong Kong Stock Exchange*, „Applied Financial Economics” 1992, vol. 2, s. 105–114.
- Dimson E., Musavian M., *Three Centuries of Asset Pricing*, „Journal of Banking & Finance” 1999, 23, s. 1745–1769.
- Elton E.J., Gruber M.J., *Nowoczesna teoria portfelowa i analiza papierów wartościowych*, Wig Press, Warszawa 1998.
- Fama E., French K., *The Cross-Section of Expected Returns*, „Journal of Finance” 1992, 47, s. 427–465.
- Fama E., MacBeth J., *Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests*, „Journal of Political Economy” 1973, t. 1, s. 607–636.
- Fletcher J., *On the Conditional Relationship between Beta and Return in International Stock Returns*, „International Review of Financial Analysis” 2000, 9(3), s. 235–245.
- Galagedera Don U.A., Brooks R., *Conditional Relation Between Systematic Risk and Returns in the Conventional and Downside Frameworks: Evidence from the Indonesian Market*, „Journal of Emerging Market Finance” 2012, 11(3), s. 271–300.
- Hawawini G.A., *Stock Market Anomalies and the Pricing of Equity on the Tokyo Stock Exchange*, w: *Japanese Financial Market Research*, W.T. Ziemba, W. Bailey, Y. Hamao (red.), Elsevier, Amsterdam 1991, s. 231–250.

- Jagannathan R., Wang Z., *The Conditional CAPM and the Cross-section of Expected Returns*, „Journal of Finance” 1996, 51(1), s. 3–53.
- Lintner J., *The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolio and Capital Budgets*, „Review of Economics and Statistics” 1965, t. 47, s. 13–37.
- Mossin J., *Equilibrium in a Capital Asset Market*, „Econometrica” 1966, s. 768–783.
- Ostermark R., *Empirical Evidence on the Capital Asset Pricing Model in Two Scandinavian Stock Exchanges*, „Omega” 1991, vol. 19, no. 4, s. 223–234.
- Pettengill G.N., Sundaram S., Mathur I., *The Conditional Relation between Beta and Returns*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis” 1995, 5, s. 101–116.
- Sharpe W.F., *Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk*, „Journal of Finance” 1964, s. 425–442.
- Tang G.Y.N., Shum W.C., *The Conditional Relationship between Beta and Returns: Recent Evidence from International Stock Markets*, „International Business Review” 2003, 12, s. 109–126.

* * *

Stock market situation and relations between beta coefficients and returns determined by the CAPM on the example of companies from the ICT sector

Abstract

In contrast to the classical approach, this work proposes the separate treatment of results received in periods of positive and negative market excess returns. Moreover, this study has used rather realised than average returns of the ICT sector in Poland in cross-sectional regressions. The results indicate that relations between returns and beta coefficients are the conditioned sign of market excess returns. The average value of the premium for systematic risk is significantly larger from zero in periods of positive market excess returns and significantly smaller from zero in periods of negative market excess returns. Moreover, conditional relations between average returns and beta are significant in contrast with unconditional relations.

The received results underline the meaning of analysis of behaviour of realised returns towards factor risks (in the case of market risk) and confirm the usefulness of the beta coefficient as proper measures of risk, which is valid in portfolio management.

Keywords: CAPM, conditional relations, excess market returns, risk premium, ICT sector