

DOI: 10.31648/pw.10178

LESŁAW MARKOWSKI

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6238-1724>

University of Warmia and Mazury

WERYFIKACJA MODELU WYCENY KAPITAŁU CAPM – NA PRZYKŁADZIE INDEKSÓW GIEŁDOWYCH KRAJÓW EUROPY ŚRODKOWO-WSCHODNIEJ

Verification of the capital asset pricing model (CAPM) – on the example of exchange indexes of Central and Eastern Europe countries

ABSTRACT: The stock exchanges of CEE countries constitute a minor part of the capital of the entire Europe, but they are dynamically developing and cooperating capital markets. After 30 years of development, it seems reasonable whether the processes of asset pricing in them are aimed at the efficiency level of developed markets and are subject to the postulates of pricing models, such as CAPM. The work aims to test the standard CAPM using the CEE country indices. Apart from the classical approach, conditional regressions in relation to the global market condition are an important contribution to the research. The obtained results indicate that the significance of the risk premium, largely depends on the sign of the market returns, showing the advantage of conditional relations over unconditional ones. The research analyzed the sensitivity of the results to the existing socio-political crises and assessed the risk of selected stock exchanges.

KEYWORDS: Beta coefficient, CAPM, Conditional relationships, Rising and falling markets, Central and eastern Europe stock exchanges

Wprowadzenie

Obok systemu budżetowego i bankowego papiery wartościowe są trzecim zasadniczym kanałem przemieszczania kapitałów oraz kredytowania przedsięwzięć w sferze zarówno gospodarczej, jak i pozagospodarczej. Emisja obligacji i akcji umożliwia spółkom pozyskiwanie kapitałów niezbędnych do prowadzenia działalności. Rynek kapitałowy staje się tym samym motorem wzrostu gospodarczego poprzez zwiększanie produktywności pracy. Pozytywny wpływ rozwoju rynku kapitałowego na PKB i realną produktywność na przykładzie wybranych krajów Europy Środkowo-Wschodniej (EŚW) wykazano np. w badaniach (Goczek i in. 2014).

Istotna z punktu widzenia rozwoju i internacjonalizacji rynków kapitałowych jest zatem efektywna wycena notowanych tam instrumentów.

W dobie rozwoju społeczeństwa informacyjnego rosnąca powszechność dostępu do informacji na rynkach finansowych powoduje coraz większe zainteresowanie tą informacją, tworząc kulturę kapitału informacyjnego (Milo 2003). Dlatego pojęcie efektywności rynku kapitałowego zyskuje na znaczeniu. Rynek efektywny to taki, na którym ceny odzwierciedlają wszystkie dostępne informacje (Fama 1970). Ogólność pojęcia efektywności rynku sprawia, że jego empiryczna weryfikacja staje się problematyczna. Wymaga to rozróżnienia odmiennych form efektywności, silnych, półmocnych i słabych, w zależności od rodzaju informacji zawartych w cenach. Dodatkowo, w celu weryfikacji hipotezy o określonej formie efektywności rynku kapitałowego, konieczne jest określenie modelu opisującego proces wyznaczania cen aktywów kapitałowych na rynku. Taki model umożliwiłby wyznaczenie oczekiwanej stopy zwrotu w warunkach równowagi (Czekaj i in. 2001).

Wycena aktywów to zbiór czynności służących ustaleniu wartości danego aktywów na aktualnie określony moment lub okres. Ceny są właściwie określone tylko na zrównoważonych rynkach. W przypadku nierównowagi rynkowej, gdy różnice między efektywnym popytem a podażą są znaczne, ceny rynkowe będą zawyżone lub zaniżone. Modele wyceny aktywów kapitałowych są metodą wyznaczania cen równowagi papierów wartościowych w zależności od ryzyka, które reprezentują. Modele te identyfikują źródła i miary ryzyka właściwe z punktu widzenia klasycznej teorii portfela. Empiryczne potwierdzenie związku między zyskownością a ich ryzykiem jest ważne dla podejmowania decyzji dotyczących wyboru portfeli oraz ustalania prognoz zwrotów dla wybranych aktywów. W teorii finansowej znany i najszerszej stosowany jest model wyceny aktywów kapitałowych CAPM (Capital Asset Pricing Model) zaproponowany niezależnie przez W. Sharpe'a (1964), J. Lintnera (1965) i J. Mossina (1966). Ryzyko każdej inwestycji, za którą inwestorzy wymagają pewnej rekompensaty, wynika z udziału stóp zwrotu z aktywów w niedywersyfikowalnym ryzyku rynkowym, mierzonym współczynnikiem beta. Twórcy linii rynku kapitałowego SML (Security Market Line) określają pozytywną relację między współczynnikiem beta a oczekiwanym zwrotem.

Niniejszy artykuł traktuje wycenę kapitału w sposób szerszy niż pojedynczy rynek, biorąc pod uwagę krajowe indeksy giełdowe, jako wyceniane instrumenty względem indeksu światowego, będącego aproksymantą portfela rynkowego i głównym wyznacznikiem globalnej koniunktury na świecie. Weryfikację modelu CAPM oparto na indeksach wybranych ważniejszych giełd EŚW. Kraje tego regionu należą do grupy rozwijających się rynków kapitałowych. Badanie efektywności w silnym sensie na tego rodzaju rynkach może być traktowane tym samym jako badanie etapu rozwoju tych rynków. Zagadnienie to jest często podejmowane w badaniach, jednakże ich zakres podmiotowy nie obejmuje krajów EŚW. Podjęte

w tym opracowaniu analizy, łączące giełdy EŚW, znacznie zróżnicowane wielkością kapitalizacji i liczbą notowanych instrumentów, wypełniają w pewnym stopniu lukę badawczą.

Celem artykułu jest weryfikacja modelu wyceny kapitału CAPM przy użyciu indeksów giełd krajów EŚW, stanowiących swoisty rynek instrumentów finansowych. W badaniu zastosowano podejście bezwarunkowe oraz modele biorące pod uwagę stan koniunktury globalnego rynku światowego. Ponadto dokonano oceny rentowności i ryzyka poszczególnych rynków EŚW.

1. Przegląd literatury

Podejmowana w literaturze weryfikacja zachowania się pojedynczych instrumentów finansowych czy indeksów charakteryzujących poszczególne giełdy, zgodnie z postulatami modelu CAPM, często jest wieloaspektowa. Rozważana jest sama postać kwadratowej funkcji użyteczności bądź założenie o normalności stóp zwrotu walorów (Scot | Horvath 1980; Piasecki | Tomasik 2013). Powoduje to wzięcie pod uwagę innych poza współczynnikiem beta statystycznych czynników ryzyka, takich jak skośność czy kurtozę (Chiang 2016; Roon | Karehnke 2016), i tym samym stworzenie rozszerzonych wersji dla teorii CAPM (Kraus | Litzenberger 1976; Barone-Adesi 1985; Harvey | Siddique 1999).

Innym podejściem do wyceny kapitału jest tzw. ryzyko dolne (downside risk), kwestionujące wariancję jako właściwą miarę ryzyka. Immanentną cechą inwestorów jest niechęć do ryzyka, przez co mogą oni traktować jako ryzykowne odchylenia stóp zwrotu tylko poniżej oczekiwanej stopy zwrotu. Odchylenia ponad ten próg stanowią bowiem zysk dla inwestora. Zagadnienie to jest szeroko omawiane w literaturze na podstawie badań na rozwiniętych i rozwijających się rynkach kapitałowych (Estrada 2002; Ang i in. 2006; Post | Van Vliet 2006; Tsai i in. 2014).

Testowanie wyceny kapitału nie tylko związane jest ze standardową bądź rozszerzonymi o dodatkowe miary ryzyka postaciami modelu CAPM, lecz także ma charakter metodologiczny co do sposobu testowania relacji tego modelu. Jedną z koncepcji specyfikacji modelu, a tym samym jego weryfikacji, jest podejście, w którym relacje pomiędzy ryzykiem systematycznym a oczekiwanym zwrotem zależą od warunków rynkowych. Pierwszym badaniem w sposób pełny wykorzystującym powyższe podejście były dowody empiryczne zaprezentowane w pracy G. Pettengilla, S. Sundarama i I. Mathura (1995). Podejście to jest alternatywne w stosunku do bezwarunkowej procedury zaproponowanej przez E. Famę i J. MacBetha (1973). G. Pettengill i in. (1995) wykazali, że w okresach dodatniej nadwyżki rynkowych zwrotów ponad stopę wolną od ryzyka CAPM zwykle przewiduje dodatnią zależność między betą a zwrotami badanych walorów.

Jednak gdy zrealizowane rynkowe nadwyżki są ujemne, CAPM przewiduje odwrotną zależność między ryzykiem a rentownością. Oszacowali oni rynkową premię, oddzielnie w przypadku dodatniej i ujemnej nadwyżki rynkowej stopy zwrotu, i przetestowali hipotezy, że premie za ryzyko są statystycznie istotnie różne od zera i odpowiednio dodatnie w przypadku korzystnej koniunktury rynkowej i ujemne w przypadku niekorzystnej koniunktury rynkowej. To stwierdzenie jest istotne w kontekście testowania systematycznych relacji między stopami zwrotu a współczynnikami beta, zwłaszcza gdy rynkowa nadwyżka jest ujemna. Powyższe, warunkowe podejście do tego zjawiska wypływa z negatywnego nastawienia inwestorów do ryzyka. Wykazanie statystycznej istotności premii za ryzyko rynkowe w warunkowych relacjach CAPM pozwala traktować beta jako ważną i użyteczną miarę ryzyka. Potwierdzenie słuszności warunkowych relacji CAPM znalazło odzwierciedlenie w wielu badaniach, które naświetlają często pesymistyczne wnioski dotyczące wyników wcześniejszych testów modelu równowagi (Jagannathan | Wang 1996; Fletcher 2000; Galagedera i in. 2003; Trzpiot | Krężolek 2006; Thierou i in. 2010; Bilgin | Basti 2014; Markowski 2020; Rutkowska-Ziarko i in. 2022).

2. Metodologia

Klasyczna specyfikacja modelu CAPM zakłada, że jedynym, podstawowym źródłem ryzyka systematycznego danego waloru lub portfela jest koniunktura rynku kapitałowego, której miarą jest tzw. portfel rynkowy obejmujący wszystkie dostępne aktywa inwestycyjne. W praktyce konstrukcja takiego portfela jest w pełni niemożliwa, dlatego najczęściej wykorzystuje się różne jego przybliżenia. Zwykle aproksymantą portfela rynkowego są indeksy giełdowe. Zgodnie z teorią model CAPM określa systematyczną miarę ryzyka koniunktury giełdowej, którą jest współczynnik beta. Mierzy on wrażliwość zmian danego aktywu na zmiany koniunktury rynku. Współczynnik beta szacowany jest jako współczynnik regresji z modelu rynkowego (modelu pojedynczego indeksu) estymowanego klasyczną metodą najmniejszych kwadratów o postaci:

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

gdzie R_{it} – stopa zwrotu i -tego waloru lub portfela; R_{Mt} – stopa zwrotu portfela rynkowego; α_i – wyraz wolny równania, jako stopa zwrotu niezależna od rynku; β_i – współczynnik beta i -tego waloru lub portfela; ξ_{it} – składnik losowy i -tego równania; T – długość szeregu czasowego. Wartości współczynnika beta otrzymujemy zatem zgodnie z formułą:

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

gdzie $\sigma(R_i; R_M)$ – kowariancja stopy zwrotu i -tego waloru lub portfela ze stopą zwrotu portfela rynkowego; σ_M^2 – wariancja stopy zwrotu portfela rynkowego.

Równanie (2) nazywane jest linią charakterystyczną danego waloru lub portfela (characteristic line). Współczynnik beta, będący miarą wrażliwości, pozwala wyodrębnić instrumenty, reagujące w mniejszym oraz większym stopniu na zmiany indeksu rynkowego. Współczynnik beta dla tego indeksu równy jest jeden ($\beta_m = 1$). Papiery wartościowe osiągające wartość tego współczynnika powyżej jedności nazywane są agresywnymi. W czasie hossy stopy zwrotu tych instrumentów są wyższe od stóp zwrotu indeksu rynkowego, natomiast w okresie bessy spadek zyskowności tych instrumentów jest głębszy niż spadek zyskowności inwestycji w indeks rynkowy. Akcje degresywne, czyli takie, dla których współczynnik beta jest poniżej jedności, reagują na wzrosty bądź spadki koniunktury giełdowej w stopniu mniejszym niż indeks giełdowy. Jeżeli walor charakteryzuje się ujemną wartością współczynnika beta, oznacza to, że osiągnęte rentowności tego waloru są odwrotną reakcją w stosunku do zmian stóp zwrotu indeksu giełdowego.

W kontekście procesu generującego stopy zwrotu z walorów lub portfeli opisanego modelem rynkowym można dokonać dekompozycji ryzyka całkowitego danego waloru lub portfela w podziale na ryzyko systematyczne i ryzyko specyficzne. Wariancję stopy zwrotu, czyli ryzyko danego instrumentu finansowego, możemy zapisać równaniem:

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_M^2 + \sigma_{\xi_i}^2, \quad (3)$$

gdzie σ_i^2 – wariancja stopy zwrotu i -tego waloru lub portfela; $\sigma_{\xi_i}^2$ – wariancja składnika losowego i -tego waloru lub portfela z modelu pojedynczego indeksu.

Pierwszy składnik równania (3), $\beta_i^2 \sigma_M^2$ jest określany komponentem ryzyka systematycznego mówiącego, w jakim stopniu stopa zwrotu z danej inwestycji reaguje na zmiany stopy zwrotu z rynku (β) oraz z jaką siłą rynek oddziałuje na poszczególne walory bądź portfele (σ_M^2). Ryzyka systematycznego nie można zmniejszyć w miarę wzrostu liczby walorów w portfelu. Z uwagi na stałość wariancji rynku współczynnik beta jest zatem właściwą miarą ryzyka danej inwestycji, które często nazywane jest ryzykiem rynkowym. Drugi składnik ryzyka całkowitego, $\sigma_{\xi_i}^2$, mierzy tzw. ryzyko specyficzne lub nierynkowe danego waloru lub portfela. Jest to część ryzyka przynależna tylko danemu walorowi lub portfelowi, związana z jego specyfiką i przez to mniej przewidywalna.

Określenie wartości współczynników beta jest pierwszym etapem empirycznej weryfikacji równań modelu CAPM. W etapie drugim zastosowano analizę regresji

na szeregach przekrojowych. Zmiennymi zależnymi były zrealizowane stopy zwrotu, a zmienną niezależną oszacowane w pierwszym etapie procedury współczynniki beta jako miary ryzyka. Bezwarunkowe relacje modelu CAPM estymowano we wszystkich okresach próby zgodnie z równaniem (Galagedera | Brooks 2012):

$$R_{it} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t}\hat{\beta}_i + \eta_{it} \quad (i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T), \quad (4)$$

gdzie $\hat{\beta}_i$ – ocena współczynnika beta i -tego waloru lub portfela; λ_{0t} , λ_{1t} – parametry modelu; η_{it} – składnik losowy modelu; T – długość okresu testowania modelu.

Zgodnie z postulatami modelu CAPM hipotezy badawcze odnośnie do parametrów równania przyjmują następującą postać:

$$H_0: E(\lambda_1) = 0$$

$$H_1: E(\lambda_1) > 0$$

oraz

$$H_0: E(\lambda_0) = 0$$

$$H_1: E(\lambda_0) \neq 0,$$

gdzie $E(\lambda_1)$ jest wartością oczekiwaną parametru λ_1 , której empiryczną realizacją jest średnia z wartości λ_{1t} otrzymanych w T estymacjach regresji przekrojowych. Tym samym $E(\lambda_1)$ oznacza przeciętną premię za ryzyko wywołane współczynnikiem beta. $E(\lambda_0)$ jest wartością oczekiwaną parametru λ_0 , której empiryczną realizacją jest średnia z λ_{0t} otrzymanych w T estymacjach regresji przekrojowych.

Powyższe hipotezy oznaczają dodatnią i statystycznie istotną premię za ryzyko rynkowe oraz istotną i różną od zera stopę wolną od ryzyka. Sprawdzianem powyższych hipotez jest test t -Studenta dla jednej średniej z jednostronnym lub dwustronnym obszarem krytycznym.

Warunkowe relacje CAPM polegają na oddzielnym szacowaniu i weryfikacji poszczególnych wersji tego modelu w sytuacji dodatnich i ujemnych stóp zwrotu portfela rynkowego. Przy takim podejściu należy oczekiwać odwrotnego związku między zrealizowanymi stopami zwrotu walorów lub portfeli a współczynnikami beta. Warunkowe, ze względu na znak stopy zwrotu portfela rynkowego, równanie modelu CAPM w wersji testowanej ma postać:

$$R_{it} = \delta\lambda_{0t}^U + (1 - \delta)\lambda_{0t}^D + \delta\lambda_{1t}^U\hat{\beta}_i + (1 - \delta)\lambda_{1t}^D\hat{\beta}_i + \eta_{it}, \quad (5)$$

gdzie δ – zmienna dychotomiczna używana do określenia dodatniej i ujemnej stopy zwrotu z rynku, tzn. $\delta=1$, jeśli $R_{Mt} > 0$, oraz $\delta = 0$, jeśli $R_{Mt} < 0$; λ_{0t}^U , λ_{0t}^D , λ_{1t}^U , λ_{1t}^D – parametry modelu; η_{it} – składnik losowy modelu.

Użycie warunkowych relacji CAPM uzasadnia postawienie następujących hipotez odnośnie do parametrów λ_1^U, λ_1^D w równaniu (5), określających rynkowe premie za ryzyko systematyczne w okresach korzystnej i niekorzystnej koniunktury rynkowej:

$$H_0: E(\lambda_1^U) = 0 \qquad H_0: E(\lambda_1^D) = 0$$

$$H_1: E(\lambda_1^U) > 0 \qquad H_1: E(\lambda_1^D) < 0.$$

Wartości oczekiwane poszczególnych parametrów należy interpretować jak dla hipotez w równaniu (4), biorąc pod uwagę oddzielnie liczbę okresów wzrostów i spadków.

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

3. Dane

Weryfikację równowagi na rynkach kapitałowych EŚW przeprowadzono z użyciem głównych indeksów 12 giełd tego obszaru. Kryterium wyboru danego rynku stanowiło członkostwo danego kraju w Unii Europejskiej. Wyjątkiem jest Rosja, której wybór podyktowany został rozmiarem i znaczeniem giełdy w Moskwie w tej części Europy. W tabeli 1 przytoczono nazwy indeksów przynależne do danego kraju, a ponadto, w celu lepszego zobrazowania danego rynku, podano liczbę notowanych spółek oraz kapitalizację poszczególnych giełd ogółem i w odniesieniu do PKB. Biorąc pod uwagę powyższe czynniki oraz szereg innych, takich jak wiarygodność kredytowa, regulacje prawne, gama usług i instrumentów finansowych, należy podkreślić, iż wzięte do badania kraje mają różny status pod względem rozwoju i postrzegania rynku przez inwestorów. Bazując na ocenie agencji ratingowej FTSE-Russell, podanej na marzec 2022 roku, Polska jest jedynym krajem EŚW zaklasyfikowanym do grupy państw rozwiniętych (developed markets). Pozostałe państwa mają niższy status w rankingu rynków kapitałowych wg FTSE Equity Country Classification i należą do grupy krajów wschodzących (emerging markets). I tak, Czechy i Węgry należą do tzw. zaawansowanych rynków wschodzących (advanced emerging markets), Rumunia do drugorzędnych rynków wschodzących (secondary emerging markets), a państwa pozostałe do nowych rynków wschodzących (frontier emerging markets). Jedyne kraje, obecnie niesklasyfikowane, to Rosja. Związane jest to z sankcjami nałożonymi na firmy rosyjskie, co wiąże się z utratą płynności w zbyciu akcji tych firm. Wcześniej rankingi plasowały Rosję wśród drugorzędnych krajów wschodzących.

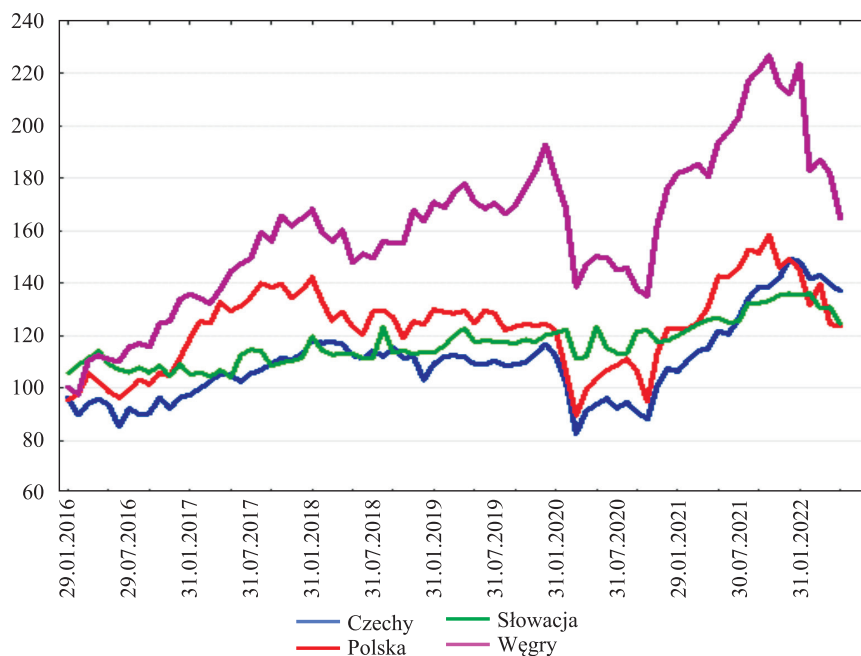
Tabela 1. Charakterystyka statystyczna giełd krajów Europy Środkowo-Wschodniej (stan na koniec 2021)

Kraj	Główny indeks – rok założenia	Liczba spółek	Kapitalizacja (w mln USD)	Kapitalizacja/PKB (w %)
Bułgaria	SOFIX – 1995	385	16 886	22
Chorwacja	CROBEX – 1991	104	19 509	30
Czechy	PX – 1993	54	37 670	14
Estonia	OMXT – 1995	31	5 727	17
Litwa	OMXV – 1992	32	5 746	9
Łotwa	OMXR – 1993	22	917	2
Polska	WIG – 1991	432	197 389	30
Rosja	MOEX – 2012	233	773 030	52
Rumunia	BET – 1995	82	32 289	12
Słowacja	SAX – 1991	37	2 294	2
Słowenia	SBITOP – 1989	26	10 899	19
Węgry	BUX – 1990	50	34 287	20

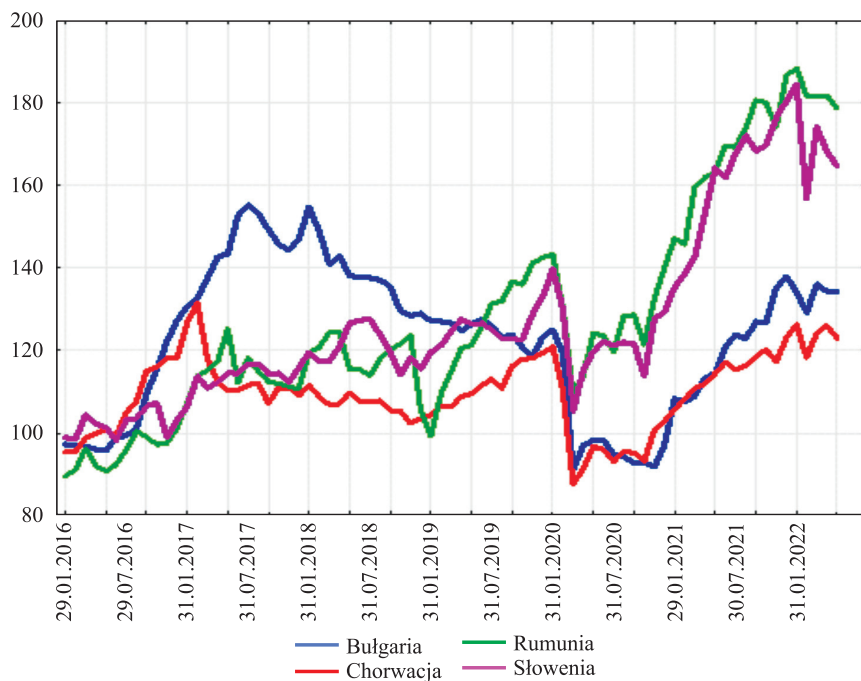
Źródło: na podstawie danych Sustainable Stock Exchange Initiative.
<https://www.sseinitiative.org/stock-exchange> oraz Eurostat

Podstawę analiz stanowiły miesięczne szeregi czasowe zwykłych stóp zwrotu w okresie od stycznia 2016 do maja 2022 roku. Jako aproksymantę portfela rynkowego wykorzystany został światowy indeks MSCI (Morgan Stanley Capital Indices). Uzyskane dane pochodzą z bazy danych Refinitiv Eikon firmy Thomson Reuters. Ponadto w badaniach uwzględniono wpływ sytuacji gospodarczo-politycznej na uzyskiwane wyniki. W tym celu stosownych analiz dokonano w dwóch odrębnych podokresach, a mianowicie (I 2016 – XII 2019) i (I 2020 – V 2022). Powyższy podział na podokresy uzasadnia również porównywalna analiza graficzna przedstawiająca dynamikę indeksów giełd EŚW. Wartości indeksów sprowadzone są do analogicznej wartości przyjętej za podstawę porównań, a mianowicie do grudnia 2015 roku i przedstawione są w trzech podgrupach, biorąc pod uwagę względy merytoryczne i przejrzystość prezentacji wyników (rys. 1-3).

Kryzys związany z pandemią COVID-19 najsilniej odznaczył się na giełdach w Warszawie, Pradze, Sofii i Zagrzebiu, gdzie indeksy notowały niższe poziomy w porównaniu z okresem bazowym. Z kolei największymi relatywnymi spadkami, spowodowanymi wybuchem wojny w Ukrainie, charakteryzują się indeksy giełd w Moskwie, Rydze i Budapeszcie. Podkreślić należy, że najsilniejsze przyrosty wartości w ciągu całego okresu zanotowały indeksy giełd na Węgrzech, Rumuni, Słowenii oraz krajów bałtyckich i Rosji.



Rys. 1. Indywidualne indeksy dynamiki giełd Grupy Wyszehradzkiej (XII 2015 = 100)



Rys. 2. Indywidualne indeksy dynamiki giełd państw południowych EŚW (XII 2015 = 100)



Rys. 3. Indywidualne indeksy dynamiki giełd państw północnych EŚW (XII 2015 = 100)

4. Wyniki

Testowanie warunkowych i bezwarunkowych relacji CAPM rozpoczęto od oszacowania współczynników beta dla badanych indeksów na podstawie modelu Sharpe'a. Określono również wielkość średniej stopy zwrotu, ryzyko całkowite inwestycji w dany indeks oraz rozmiar ryzyka systematycznego zarówno w ujęciu bezwzględnym, jak i w odniesieniu do ryzyka całkowitego. Odpowiednie wyniki zaprezentowano w tabeli 2.

Wartości ocen współczynnika beta dla wszystkich krajów, z wyjątkiem Polski, kształtują się poniżej jedności, co oznacza, że znacząca większość giełd EŚW słabiej reaguje na zmiany koniunktury niż rynek światowy jako całość. Najmniej wrażliwą pod tym względem jest giełda w Bratysławie, ze współczynnikiem beta równym 0,107. Średnie miesięczne rentowności na wszystkich rynkach były dodatnie, osiągając najwyższą wartość na giełdzie w Estonii (1,04%) i najniższą w Słowacji (0,34%). Najbardziej ryzykownym indeksem, biorąc pod uwagę ryzyko całkowite, były indeksy w Rosji i na Węgrzech, a najmniej ryzykowne na Słowacji i Litwie.

Tabela 2. Średnie rentowności i ryzyko indeksów giełd krajów Europy Środkowo-Wschodniej

Kraj	$\bar{R}_i$	β_i	Ryzyko całkowite σ_i^2	Ryzyko systematyczne $\beta_i^2 \sigma_M^2$	Udział ryzyka systematycznego %
Bułgaria	0,0048	0,406	0,0018	0,0003	16,3
Chorwacja	0,0035	0,534	0,0016	0,0005	31,7
Czechy	0,0052	0,802	0,0021	0,0012	54,2
Estonia	0,0104	0,666	0,0019	0,0008	42,2
Litwa	0,0091	0,597	0,0015	0,0006	42,9
Łotwa	0,0084	0,429	0,0019	0,0003	17,4
Polska	0,0043	1,036	0,0030	0,0019	63,7
Rosja	0,0055	0,730	0,0032	0,0010	30,1
Rumunia	0,0089	0,682	0,0026	0,0008	32,5
Słowacja	0,0034	0,107	0,0012	0,0000	1,7
Słowenia	0,0076	0,716	0,0022	0,0009	42,4
Węgry	0,0080	0,741	0,0031	0,0010	32,2

Uwagi: $\bar{R}_i$ – średnia stopa zwrotu; β_i – współczynnik beta; σ_i^2 – wariancja stopy zwrotu indeksu danego rynku; σ_M^2 – wariancja stopy zwrotu indeksu światowego.

Jednak z punktu widzenia modelu równowagi CAPM istotny jest poziom ryzyka systematycznego, w tym przypadku ryzyka rynkowego, zależnego od światowej koniunktury rynków kapitałowych. Najwyższy udział tego ryzyka w wariacji stóp zwrotu (ryzyko całkowite) można odnotować dla indeksu w Warszawie i Pradze, relatywnie wysokie poziomy tego udziału kształtują się dla indeksu giełdy w Tallinie, Wilnie i Lublanie. Poziom ryzyka związanego z ogólnoswiatowym trendem jest względnie najniższy na giełdzie w Bratysławie, Sofii i Rydze. Ryzyko inwestycji na tych giełdach wynika głównie z czynników specyficznych, związanych ściśle z gospodarką tych krajów i specyfiką rynku kapitałowego (rodzaj akcjonariatu, odmienność branżowa, itp.).

Oszacowane wartości współczynników beta posłużą do estymacji premii rynkowej określonej modelem CAPM. Bezwarunkowych, ze względu na światową koniunkturę kapitałową, regresji przekrojowych dokonano w każdym okresie empirycznej weryfikacji dla zrealizowanych stóp zwrotu indeksów giełd EŚW względem ocen współczynników beta. Wyniki średnich ocen premii za ryzyko rynkowe oraz statystyki testujące ich statystyczną istotność podano w tabeli 3. Otrzymane rezultaty wskazują na występowanie w badanym okresie dodatnich premii za ryzyko rynkowe, co jest zgodne z oczekiwaniami. Jednakże, jak wskazują wartości prawdopodobieństwa przekroczenia obliczonych statystyk z rozkładu Studenta, oceny tych premii nie są statystycznie istotne. Wyrazy wolne analizowanych relacji również są dodatnie i nieistotne w sensie statystycznym.

Pomimo nieistotnych statystycznie wyników uwagę zwraca wyższa, średnio rzecz biorąc, ocena premii w pierwszym podokresie niż w podokresie naznaczonym pandemią i konfliktem zbrojnym, co można uznać za poprawne z punktu widzenia oczekiwań. Podsumowując, mimo właściwych znaków określonych w hipotezach dla szacowanych parametrów, relacje bezwarunkowe modelu CAPM nie wskazują na istotną wycenę indeksów giełd krajów EŚW względem akceptowanego poziomu ryzyka systematycznego określonego współczynnikiem beta.

Tabela 3. Oszacowania bezwarunkowych relacji modelu CAPM

Parametr	Średnia ocena	Statystyka t	Wartość p
Model: $R_{it} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t}\hat{\beta}_i + \eta_{it}$			
Cały okres			
λ_{0t}	0,0055	1,402	0,165
λ_{1t}	0,0018	0,239	0,406
Podokres I 2016 – XII 2019			
λ_{0t}	0,0064	1,591	0,118
λ_{1t}	0,0021	0,300	0,383
Podokres I 2020 – V 2022			
λ_{0t}	0,0039	0,495	0,624
λ_{1t}	0,0014	0,085	0,466

Zgodnie z zaproponowanym w części metodologicznej podejściem warunkowym testowania modelu CAPM dokonano estymacji równań tego modelu oddzielnie w okresach zależnych od znaku stopy zwrotu światowego indeksu rynkowego. W ten sposób otrzymano oszacowania premii za ryzyko rynkowe, osobno w okresach wzrostów i okresach spadków. Wyniki ocen parametrów relacji warunkowych podano w tabeli 4.

Średnie oceny premii za ryzyko rynkowe w okresach wzrostów są dodatnie i statystycznie istotne na poziomie istotności 1% w całym okresie badawczym i w podokresie drugim. W podokresie pierwszym, pomimo dodatniej wartości średniej premii za ryzyko, nie jest ona statystycznie istotna na żadnym przyjętym poziomie istotności. W okresach spadków światowej koniunktury ogółem oszacowania premii są ujemne i statystycznie istotne w całym okresie badawczym i obu podokresach. Średnie wartości premii, odpowiednio w okresach zarówno wzrostów, jak i spadków, są co do wartości bezwzględnej wyższe w podokresie obejmującym pandemię i kryzys wojenny. Wyniki takie mogą być uzasadnione, gdyż rynki w okresie kryzysów charakteryzują się znacznie większą zmiennością co do wielkości zarówno spadków, jak i wzrostów niż w okresach pozbawionych wydarzeń niekorzystnych.

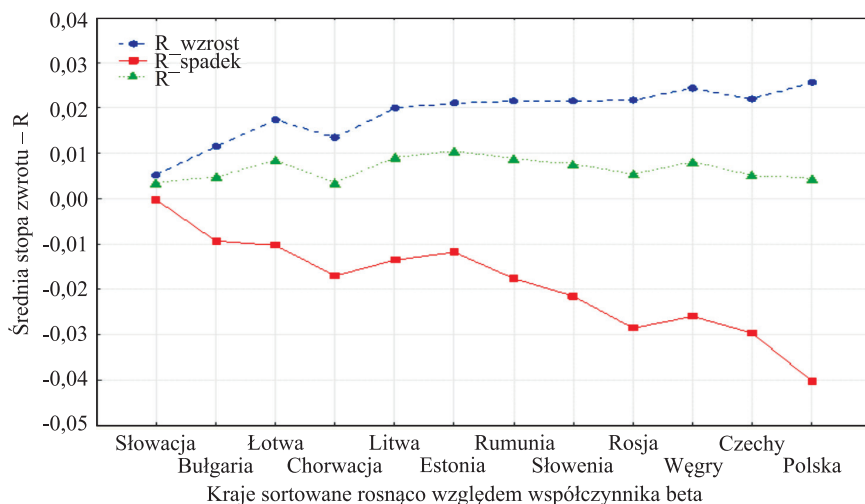
Tabela 4. Oszacowania warunkowych relacji modelu CAPM

Koniunktura rynku	Parametr	Średnia ocena	Statystyka t	Wartość p
Model: $R_{it} = \delta \lambda_{0t}^U + (1 - \delta) \lambda_{0t}^D + \delta \lambda_{1t}^U \hat{\beta}_i + (1 - \delta) \lambda_{1t}^D \hat{\beta}_i + \eta_{it}$				
Cały okres				
Rynek wzrostów $\delta = 1$	λ_{0t}^U	0,0041	0,904	0,371
	λ_{1t}^U	0,0236	2,753	0,004*
Rynek spadków $\delta = 0$	λ_{0t}^D	0,0082	1,133	0,268
	λ_{1t}^D	-0,0435	-4,181	0,000*
Podokres I 2016 – XII 2019				
Rynek wzrostów $\delta = 1$	λ_{0t}^U	0,0073	1,391	0,173
	λ_{1t}^U	0,0093	1,126	0,134
Rynek spadków $\delta = 0$	λ_{0t}^D	0,0040	0,881	0,394
	λ_{1t}^D	-0,0174	-1,668	0,059***
Podokres I 2020 – V 2022				
Rynek wzrostów $\delta = 1$	λ_{0t}^U	-0,0023	-0,262	0,796
	λ_{1t}^U	0,0530	2,951	0,004*
Rynek spadków $\delta = 0$	λ_{0t}^D	0,0127	0,902	0,385
	λ_{1t}^D	-0,0717	-4,908	0,000*

Uwagi: Indeksy górne ***, **, * oznaczają istotność na poziomie równym 10%, 5% i 1%.

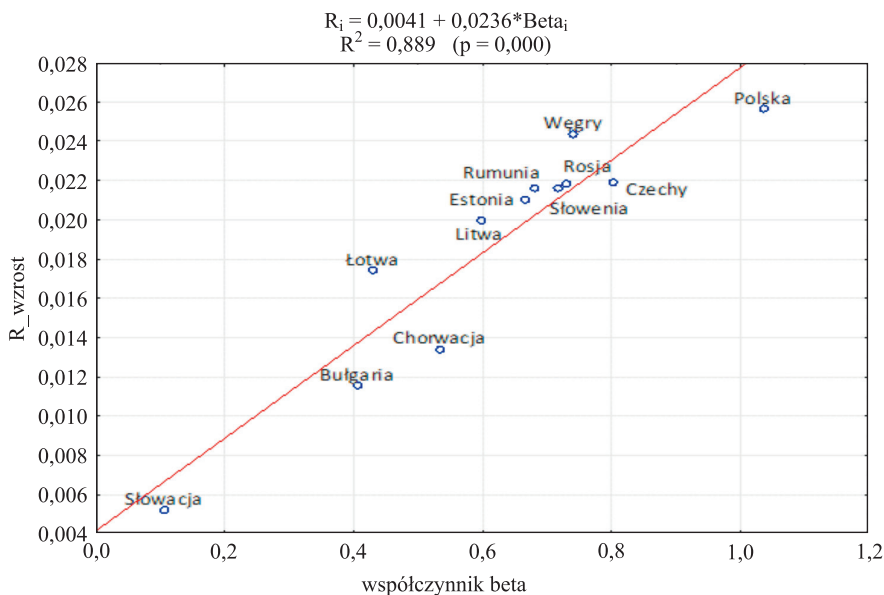
Wyniki warunkowych zależności CAPM pozwalają wnioskować, że indeksy o relatywnie wyższych współczynnikach beta w okresach z dodatnim zwrotem portfela rynkowego (z ujemnym zwrotem portfela rynkowego) osiągają wyższe stopy zwrotu (niższe stopy zwrotu) niż indeksy o relatywnie niższych wartościach współczynnikach beta. Zależność tą w kontekście wartości oczekiwanych dla całego okresu badawczego zaprezentowano na rys. 4. W badaniu stwierdzono pozytywną zależność między współczynnikami miary ryzyka a średnimi zwrotami w okresach dodatniego zwrotu rynkowego oraz ujemną zależność w okresach ujemnego zwrotu rynkowego. Wyniki dają mocne dowody na to, że im wyższa wartość miary ryzyka, tym wyższe bezwzględne średnie zwroty. W przypadku indeksu giełdy warszawskiej WIG, posiadającego najwyższy współczynnik beta, osiąga on najwyższą stopę zwrotu (0,026) w okresach wzrostów światowej koniunktury giełdowej, ale tym samym najniższą stopę zwrotu (-0,040) w okresach spadków tej koniunktury.

Warunkowe podejście pozwala rozpatrywać relację wyceny instrumentów finansowych dla dwóch odrębnych stanów rynku, dzięki czemu otrzymujemy dwie linie rynku kapitałowego SML. Biorąc pod uwagę średnie stopy zwrotu indeksów krajowych oraz ich współczynnik beta, dokonano estymacji relacji

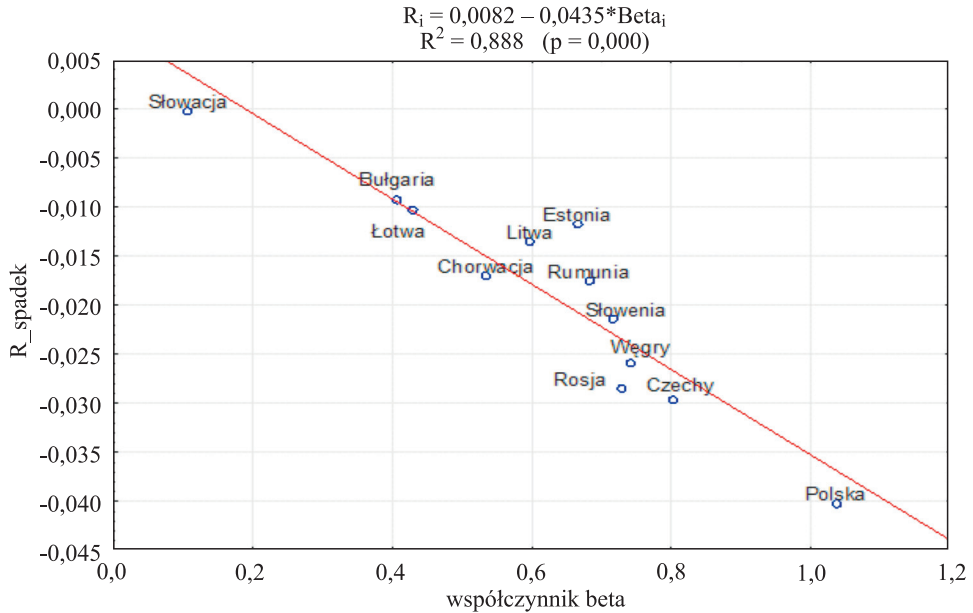


Rys. 4. Średnie zwroty indeksów giełd krajów EŚW posortowanych według współczynnika beta w różnych warunkach rynkowych

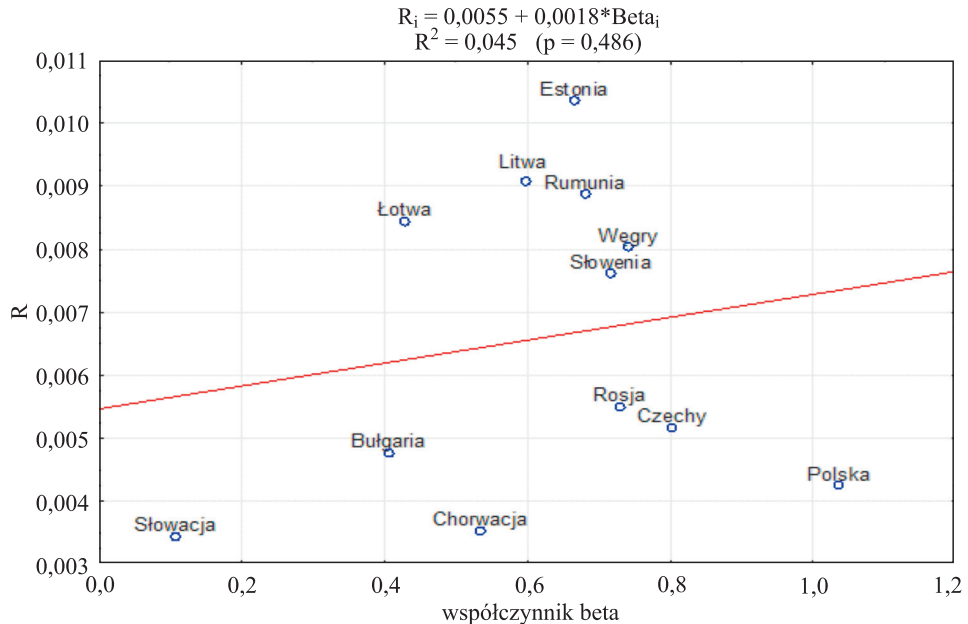
określonej modelem CAPM, osobno w warunkach dodatnich i ujemnych stóp zwrotu światowego indeksu rynku kapitałowego. Graficznie relacje te, wraz z oszacowanym równaniem regresji zaprezentowano na rys. 5 i 6. Poniższe ujęcie wskazuje na grupy indeksów przeszacowanych i niedoszacowanych względem osiąganego ryzyka systematycznego, lecz to niedopasowanie modelu do danych jest



Rys. 5. Indeksy giełd krajów EŚW względem linii rynku kapitałowego SML w okresach wzrostów światowej koniunktury giełdowej



Rys. 6. Indeksy giełd krajów EŚW względem linii rynku kapitałowego SML w okresach spadków światowej koniunktury giełdowej



Rys. 7. Indeksy giełd krajów EŚW względem linii rynku kapitałowego SML obejmującej wszystkie okresy światowej koniunktury giełdowej

relatywnie niewielkie. Podane równania wyjaśniają bowiem ok. 89% zmienności średnich stóp zwrotu badanych indeksów. Wykazane zależności są statystycznie istotne na poziomie istotności 1%.

Testowanie zależności CAPM, dla wszystkich okresów łącznie, prowadzi do konkluzji o jego nieistotności, co pokazują oszacowania na rys. 7. Premia za ryzyko jest dodatnia, lecz statystycznie nieistotna, a cały model jest w niewielkim stopniu (4,5%) dopasowany do danych empirycznych. Takie podejście pozwalałoby odrzucić teorię CAPM stanowiącą oczekiwane stopy zwrotu.

Podsumowanie

Rynki kapitałowe EŚW są wciąż relatywnie młodymi miejscami obrotu papierami wartościowymi w stosunku do swoich odpowiedników w krajach Europy Zachodniej czy rynku w Stanach Zjednoczonych. Wszystkie wzięte do badania giełdy papierów wartościowych powstały w wyniku przemian ustrojowych po 1990 r. Rozwój poszczególnych giełd odznaczał się zróżnicowanym tempem wzrostu, biorąc pod uwagę liczbę i rodzaj notowanych instrumentów, wielkość kapitalizacji czy liczbę inwestorów instytucjonalnych i indywidualnych. Znacząca liczba rynków kapitałowych EŚW to rynki wschodzące i tylko nieliczne z nich, takie jak giełda w Czechach, Rumuni i na Węgrzech, mogą w najbliższym czasie aspirować do wyższych klas ratingowych. Największym pod każdym względem rynkiem kapitałowym wśród krajów EŚW jest GPW w Warszawie. Jako jedyna z tego regionu zaliczana jest ona do rynków rozwiniętych.

Zróżnicowane rozmiarem rynki poddane analizie nie są całkowicie niezależnymi podmiotami, niewrażliwymi na ogólne procesy i trendy zachodzące na globalnym rynku kapitałowym. Koniunktura światowa oddziałuje na poszczególne giełdy z różną siłą, określając ich rynkowe ryzyko systematyczne, będące zasadniczym elementem poziomu wyceny indeksów tych giełd. Pomimo że badane giełdy papierów wartościowych w większości należą do rynków rozwijających się, interesujące wydaje się badanie efektywności informacyjnej tych rynków w ścisłym sensie. W tym kontekście podstawowym celem tego opracowania była weryfikacja modelu CAPM, będącego jednym z głównych narzędzi wyceny kapitału i jednocześnie oceny poziomu odwzorowania wszelkich dostępnych informacji na rynku w stopach zwrotu głównych indeksów krajów EŚW.

W pracy zaproponowano oszacowanie standardowej bezwarunkowej postaci modelu CAPM, wykorzystując wszystkie obserwacje szeregu czasowego próby oraz postaci warunkowej tego modelu, biorącej pod uwagę oddzielnie wzrosty i spadki koniunktury światowej. Badanie wskazuje na istotną metodologiczną przewagę relacji warunkowych nad klasycznym podejściem testowania modelu wyceny kapitału (relacje bezwarunkowe). Uzyskane wyniki pozwoliły na sformułowanie

następujących wniosków. Relacje między współczynnikami beta a zrealizowanymi stopami zwrotu indeksów giełd EŚW są uwarunkowane znakiem stopy zwrotu światowego indeksu rynkowego. Patrząc na zależności warunkowe, wartość premii za ryzyko jest dodatnia i istotna w okresach dobrej koniunktury na rynku kapitałowym. Jednocześnie premia za ryzyko systematyczne jest istotnie niższa od zera w okresach ujemnych zwrotów rynkowych. Wyniki uzyskane dla podokresów potwierdziły w większości zasadność podejścia warunkowego i jednocześnie niewrażliwość wyników na zmiany okresu badawczego. Należy podkreślić, że oddziaływanie stanu koniunktury światowej w okresie kryzysu spowodowanego zarówno pandemią COVID, jak i wojną w Ukrainie jest znacznie silniejsze niż w pozostałym okresie próby.

Badania z wykorzystaniem indeksów giełd krajów EŚW wskazały na możliwość właściwej wyceny tych instrumentów na podstawie modelu CAPM, biorąc pod uwagę wyniki światowego rynku kapitałowego. Ponadto wykazano, że rynki większe oraz często będące w wyższej fazie rozwoju cechują się – przeciętnie rzecz biorąc – zarówno wyższą wartością ryzyka całkowitego jak i wyższą wrażliwością na zmiany koniunktury światowej. Dotyczy to m.in. Polski, Czech i Węgier. Ma to swoje przełożenie na udział ryzyka systematycznego indeksów tych krajów w ryzyku całkowitym. Może to odgrywać istotną rolę w przypadku międzynarodowych inwestorów instytucjonalnych określających ryzyko swoich portfeli, biorąc pod uwagę, że ryzyko systematyczne stanowi niedywersyfikowalną część ryzyka całkowitego indeksu danego rynku. Kraje z relatywnie wysokim poziomem ryzyka systematycznego mogą być traktowane jako bardziej przewidywalne w kontekście zmienności na danym rynku kapitałowym. Należy zauważyć również niski poziom ryzyka całkowitego indeksów krajów bałtyckich przy jednocześnie wysokim wzroście wartości w ciągu kilkuletniego okresu badań.

Porównywanie indeksów krajów o różnej kapitalizacji, różnym poziomie rozwoju i możliwości inwestycyjnych wydaje się pewnym ograniczeniem badawczym. Jednakże model CAPM, wykorzystując statystyczne miary jak współczynnik regresji czy wskaźniki udziału ryzyka systematycznego w ryzyku całkowitym, pozwala na wycenę ryzyka różnych instrumentów i określenie go względnego poziomu, niezależnie od poziomu ich kapitalizacji.

Bibliografia

- ANG, A. | CHEN, J. | XING, Y. (2006), Downside risk. W: *The Review of Financial Studies*. 19 (4), 1191-1239.
- BARONE-ADESI, G. (1985), Arbitrage equilibrium with skewed asset returns. W: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 20 (3), 299-313.
- BILGIN, R. | BASTI, E. (2014), Further evidence on the validity of CAPM: the Istanbul stock exchange application. W: *Inzinerine Ekonomika-Engineering Economics*. 25 (1), 5-12.
- CZEKAJ, J. | WOŚ, M. | ŻARNOWSKI, J. (2001), *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce*. Warszawa.

- CHIANG, I-H. E. (2016), Skewness and coskewness in bond returns. W: *Journal of Financial Research*. 39 (2), 145-178.
- ESTRADA, J. (2002), Systematic risk in emerging markets: The D-CAPM. W: *Emerging Markets Review*. 3 (4), 365-379.
- FAMA, E. (1970), Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. W: *Journal of Finance*. 25 (2), 383-417.
- FAMA, E. | MACBETH, J. (1973), Risk, return, and equilibrium: empirical tests. W: *Journal of Political Economy*. 81 (3), 607-636.
- FLETCHER, J. (2000), On the conditional relationship between beta and return in international stock returns. W: *International Review of Financial Analysis*. 9 (3), 235-245.
- GALAGEDERA, DON U. A. | DARREN, H. | SILVAPULLE, P. (2003), Empirical evidence on the conditional relation between higher-order systematic co-moments and security returns. W: *Quarterly Journal of Business and Economics*. 42 (1/2), 121-137.
- GALAGEDERA, DON U. A. | BROOKS, R. (2012), Conditional relation between systematic risk and returns in the conventional and downside frameworks: Evidence from the Indonesian market. W: *Journal of Emerging Market Finance*. 11 (3), 271-300.
- GOCZEK, Ł. | KUROWSKA, K. | ZDUNIUK, K. (2014), Rozwój rynków kapitałowych i wzrost gospodarczy w krajach Europy Środkowo-Wschodniej. W: *Roczniki KAE SGH*. 34, 137-151.
- HARVEY, C. R. | SIDDIQUE, A. (1999), Autoregressive conditional skewness. W: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 34 (4), 465-487.
- JAGANNATHAN, R. | WANG, Z. (1996), The conditional CAPM and the cross-section of expected returns. W: *Journal of Finance*. 51 (1), 3-53.
- KRAUS, A. | LITZENBERGER, R. H. (1976), Skewness preference and the valuation of risk assets. W: *Journal of Finance*. 31 (4), 1085-1100.
- LINTNER, J. (1965), The valuation of risk assets and the selection of risky investments in the stock portfolio and capital budgets. W: *Review of Economics and Statistics*. 47 (1) 13-37.
- MARKOWSKI, L. (2020), Further evidence on the validity of CAPM: The Warsaw stock exchange application. W: *Journal of Economics & Management*. 39, 82-104.
- MIŁO, W. (2003), Wybór portfela inwestycyjnego. Łódź.
- MOSSIN, J. (1966), Equilibrium in a capital asset market. W: *Econometrica*. 34 (4), 768-783.
- PETTENGILL, G.N. | SUNDARAM, S. | MATHUR, I. (1995), The conditional relation between beta and returns. W: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 30 (1), 101-116.
- PIASECKI, K. | TOMASIŁ, E. (2013), Rozkłady stóp zwrotu z instrumentów polskiego rynku kapitałowego [Distribution of rates of return on the Polish capital market instruments]. Kraków | Warszawa.
- ROON, F. | KAREHNKE, P. (2017), A Simple skewed distribution with asset pricing applications. *Review of Finance*. 21 (6), 2169-2197.
- RUTKOWSKA-ZIARKO, A. | MARKOWSKI, L. | PYKE, C. et al. (2022), Conventional and downside CAPM: The case of London stock exchange. W: *Global Finance Journal*. 54, artykuł 100759, 1-13.
- SCOT, R. C. | HORVATH, P. A. (1980), On the direction of preference for moments of a higher order than the variance. W: *Journal of Finance*. 35 (4), 915-1253.
- SHARPE, W. F. (1964), Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. W: *Journal of Finance*. 19 (3), 425-442.
- POST, T. | VAN VLIET, P. (2006), Downside risk and asset pricing. W: *Journal of Banking and Finance*. 30 (3), 823-849.
- THERIOU, N. G. | AGGELIDIS, V. P. | MADITINOS, D. I. et al. (2010), Testing the relation between beta and returns in the Athens stock exchange. W: *Managerial Finance*. 36 (12), 1043-1056.
- TRZPIOT, G. | KRĘŻOLEK, D. (2006), Statystyczna weryfikacja modelu CAPM na przykładzie polskiego rynku kapitałowego [Statistical verification of the CAPM on the example of the Polish capital market]. W: *Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie. Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*. 60, 341-351.
- TSAI, H. | CHEN, M. | YANG, C. (2014), A time-varying perspective on the CAPM and downside betas. W: *International Review of Economics & Finance*. 29 (C), 440-454.