

Grażyna Trzpiot, Dominik Krężołek
Katedra Statystyki Akademii Ekonomicznej w Katowicach
e-mail: trzpiot@sulu.ae.katowice.pl, dominik_tarkano@wp.pl

STATYSTYCZNA WERYFIKACJA MODELU CAPM NA PRZYKŁADZIE POLSKIEGO RYNKU KAPITAŁOWEGO

Streszczenie: Poniższa praca prezentuje testy badające zasadność stosowania modelu wyceny aktywów kapitałowych CAPM w przypadku Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie SA. Wykorzystano dwa podejścia do testowania modelu: tradycyjne (zaproponowane przez Fama i MacBeth) oraz warunkowe (zaproponowane przez Pettengill, Sundaram oraz Matur). Podejście warunkowe zawiera dodatkowo test średnio dodatnich nadwyżek rynkowych oraz test symetryczności zależności ryzyko – dochód w okresach dodatnich i ujemnych nadwyżek rynkowych. Weryfikację modelu przeprowadzono dla dziennych logarytmicznych stóp zwrotu z akcji 92 spółek notowanych na GPW w okresie styczeń 2000 – grudzień 2005.

Słowa kluczowe: CAPM, współczynnik beta, metoda najmniejszych kwadratów (MNK), równanie regresji, model korelacji krzyżowej

WPROWADZENIE

Model wyceny aktywów kapitałowych (Capital Asset Pricing Model) powstał dzięki pracom W. Sharpe'a [Sharpe 1964]. W modelu tym zmiany ceny akcji tłumaczy się jako dążenie do osiągnięcia przez nie stanu równowagi. Każdy walor w modelu charakteryzuje się ryzykiem, mierzonym współczynnikiem beta, oraz stopą zwrotu. Współczynnik beta jest jedną z miar ryzyka, określającą zależność stopy zwrotu akcji od przeciętnej stopy zwrotu obserwowanej na rynku. Informuje, o ile w przybliżeniu zmieni się stopa zwrotu danego waloru, jeśli stopa zwrotu dla indeksu rynkowego wzrośnie o jeden procent [Gołębowska 2002]. Tak więc współczynnik beta mierzy wrażliwość danego waloru na ruchy rynku [Bryka-Kita i in. 2004]. Testowanie modelu CAPM opiera się na sprawdzeniu, czy zachowana jest relacja pomiędzy ryzykiem rynkowym, wyrażonym przez współczynnik beta, a oczekiwaną stopą zwrotu z akcji. Powstało również wiele prac, które zarówno potwierdzają jak i negują podstawowe założenia modelu.

METODOLOGIA TESTOWANIA MODELU

Zasadność stosowania modelu CAPM w warunkach polskiego rynku kapitałowego przetestowano stosując dwa podejścia: tradycyjne (traditional approach) oraz warunkowe (conditional approach).

Tradycyjne podejście do testowania CAPM zaproponowali Fama i MacBeth [Fama i in. 1973]. Koncepcja ta zakłada podział całego okresu badawczego na trzy

podokresy: budowania portfeli (portfolio formation subperiod), szacowania współczynników beta portfeli (initial estimation subperiod) oraz testowania modelu (testing subperiod).

W podokresie formowania portfeli, współczynniki beta dla poszczególnych akcji objętych badaniem szacowane są metodą najmniejszych kwadratów na podstawie równania regresji:

$$R_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt} + \hat{\xi}_{it}, \quad (1)$$

gdzie $\hat{\beta}_i$ oznacza estymator rzeczywistego parametru β dla i -tego aktywu, natomiast $\hat{\xi}_{it}$ oznacza błąd szacunku, z założenia losowy, dla i -tego aktywu w okresie t .

Oszacowane w ten sposób współczynniki beta służą następnie do utworzenia portfeli. Proces ten odbywa się na zasadzie rankingu – do portfela pierwszego wchodzi określona ilość walorów o najwyższych wartościach współczynnika beta, do portfela drugiego, ta sama ilość akcji, ale o najwyższym współczynniku spośród pozostałych, i tak aż do wyczerpania całego zbioru akcji objętych badaniem.

W podokresie szacowania współczynników beta dla utworzonych portfeli, wartości $\hat{\beta}_p$ estymowane są za pomocą modelu regresji:

$$\hat{R}_{pt} = \hat{\alpha}_p + \hat{\beta}_p R_{mt} + \hat{\xi}_{pt}, \quad (2)$$

gdzie \hat{R}_{pt} oznacza średni zwrot z akcji w portfelu p w okresie t , $\hat{\beta}_p$ jest estymatorem rzeczywistego parametru β dla portfela p , R_{mt} oznacza stopę zwrotu z portfela rynkowego w okresie t , natomiast $\hat{\xi}_{pt}$ to błąd estymacji, z założenia losowy, dla portfela p w okresie t .

Oszacowane współczynniki beta dla zbudowanych portfeli wykorzystywane są następnie w ostatnim etapie badania – podokresie testowania modelu. W etapie tym, do testowania zasadności CAPM, stosowany jest model korelacji krzyżowej (*cross-sectional regression model*), opisany równaniami:

$$\hat{R}_{pt} - \hat{R}_f = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t} \hat{\beta}_{p,t-1} + \hat{\xi}_{pt}, \quad (3)$$

$$\hat{R}_{pt} - \hat{R}_f = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t} \hat{\beta}_{p,t-1} + \hat{\gamma}_{2t} \hat{\beta}_{p,t-1}^2 + \hat{\gamma}_{3t} \hat{S}_{p,t-1}^{\xi} + \hat{\xi}_{pt}, \quad (4)$$

gdzie $\hat{\beta}_{p,t-1}$ jest estymatorem rzeczywistego parametru β dla portfela p , otrzymanym w okresie szacowania współczynników beta dla portfeli $(t-1)$, $\hat{\beta}_{p,t-1}^2$ to kwadrat wartości $\hat{\beta}_{p,t-1}$, natomiast $\hat{S}_{p,t-1}^{\xi}$ oznacza odchylenie standardowe błędu estymacji, otrzymanego w okresie szacowania współczynników beta portfeli $(t-1)$.

Równanie określone wzorem (3) testuje dodatnią zależność między ryzykiem, mierzonym współczynnikiem beta, a stopą zwrotu. Natomiast równanie określone wzorem (4) zawiera dodatkowo zmienne $\hat{\beta}_{p,t-1}^2$, służącą do testowania liniowości wynikającej z założeń modelu oraz $\hat{S}_{p,t-1}^\xi$, służącą do testowania istnienia innych, niż beta, czynników ryzyka, mogących tłumaczyć zwroty z aktywów.

Wykorzystując statystykę t -Studenta do wyznaczenia istotności współczynników $\hat{\gamma}_{0t}$, $\hat{\gamma}_{1t}$, $\hat{\gamma}_{2t}$ oraz $\hat{\gamma}_{3t}$, analizowane są następujące hipotezy:

1. $\hat{\gamma}_{0t}$ jest istotnie różny od zera: $H_0 : \gamma_{0t} = 0$, $H_1 : \gamma_{0t} \neq 0$;
2. $\hat{\gamma}_{1t}$, który reprezentuje premię za ryzyko, jest dodatni:
 $H_0 : \gamma_{1t} = 0$, $H_1 : \gamma_{1t} > 0$;
3. $\hat{\gamma}_{2t}$, reprezentujący nieliniową relację ryzyko-dochód, jest równy zero:
 $H_0 : \gamma_{2t} = 0$, $H_1 : \gamma_{2t} \neq 0$;
4. $\hat{\gamma}_{3t}$, reprezentujący inne niż beta czynniki ryzyka, jest równy zero:
 $H_0 : \gamma_{3t} = 0$, $H_1 : \gamma_{3t} \neq 0$.

Statystyka sprawdzająca zadana jest poniższym wzorem:

$$t = \frac{\hat{\gamma}_i}{D(\hat{\gamma}_i)}, \quad \text{o } v - 4 \text{ stopniach swobody} \quad (5)$$

Warunkowe podejście do testowania modelu CAPM zaproponowane zostało przez Pettengil'a, Sundaram'a i Mathur'a [Pettengil i in. 1995]. Wariant ten założenia modelu testuje przy pomocy poniższego równania regresji (PSM)¹:

$$R_{pt} - R_f = \hat{\phi}_{0t} + \hat{\phi}_{1t} \delta \hat{\beta}_{p,t-1} + \hat{\phi}_{2t} (1 - \delta) \hat{\beta}_{p,t-1} + \hat{\phi}_{3t} \hat{\beta}_{p,t-1}^2 + \hat{\phi}_{4t} \hat{S}_{p,t-1}^\xi + \xi_{pt}, \quad (6)$$

gdzie δ oznacza zmienną dychotomiczną, używaną do określenia dodatniej i ujemnej nadwyżki stopy zwrotu z rynku ($\delta = 1 \Leftrightarrow R_m - R_f > 0$ oraz $\delta = 0 \Leftrightarrow R_m - R_f < 0$).

Równanie (6) określa, że jeżeli zrealizowana stopa zwrotu z rynku jest wyższa od stopy zwrotu wolnej od ryzyka, to istnieje dodatnia zależność pomiędzy współczynnikiem beta a zrealizowanymi zwrotami z portfela. Z drugiej strony, gdy zrealizowany zwrot z rynku jest niższy niż stopa zwrotu wolna od ryzyka, istnieje ujemna zależność pomiędzy współczynnikiem beta a zrealizowanymi zwrotami z portfela. Równanie (6), podobnie jak (4), zawiera test liniowości oraz test

¹ Skrót pochodzi od pierwszych liter nazwisk autorów.

istnienia innych niż beta czynników ryzyka odpowiedzialnych za kształtowanie się stóp zwrotu portfeli na rynku.

Zasadność stosowania warunkowego podejścia do modelu wyceny aktywów kapitałowych testowana jest za pomocą następujących hipotez:

1. $\hat{\varphi}_{0t}$ jest istotnie różny od zera: $H_0 : \varphi_{0t} = 0$, $H_1 : \varphi_{0t} \neq 0$;
2. $\hat{\varphi}_{1t}$, reprezentujący premię za ryzyko, jest dodatni w okresie wzrostów na rynku: $H_0 : \varphi_{1t} = 0$, $H_1 : \varphi_{1t} > 0$;
3. $\hat{\varphi}_{2t}$, reprezentujący premię za ryzyko, jest ujemny w okresach spadków na rynku: $H_0 : \varphi_{2t} = 0$, $H_1 : \varphi_{2t} < 0$;
4. $\hat{\varphi}_{3t}$, reprezentujący nieliniową zależność ryzyko-dochód, jest równy zero: $H_0 : \varphi_{3t} = 0$, $H_1 : \varphi_{3t} \neq 0$;
5. $\hat{\varphi}_{4t}$, reprezentujący inne, niż współczynnik beta, czynniki ryzyka, jest równy zero: $H_0 : \varphi_{4t} = 0$, $H_1 : \varphi_{4t} \neq 0$.

Test dodatniej zależności ryzyko-dochód jest ponadto badany za pomocą dwóch dodatkowych warunków - nadwyżki rynkowe nad stopą wolną od ryzyka ($R_m - R_f$) są, średnio, dodatnie oraz zależność ryzyko-dochód jest symetryczna pomiędzy okresami dodatnich i ujemnych nadwyżek rynkowych ($R_m - R_f$).

Do przetestowania pierwszego z powyższych warunków wykorzystywany jest standardowy test t -Studenta. Natomiast w przypadku warunku drugiego, porównywane są współczynniki $\hat{\varphi}_1$ oraz $\hat{\varphi}_2$ i wykorzystywany jest test t -Studenta dla średnich z dwóch populacji. Hipotezy mają następującą postać:

$$H_0 : \hat{\varphi}_1 + \hat{\varphi}_2 = 0, \quad H_1 : \hat{\varphi}_1 + \hat{\varphi}_2 \neq 0.$$

Statystyka testująca warunek drugi ma postać:

$$t = \frac{\hat{\varphi}_1 + \hat{\varphi}_2}{\sqrt{D^2(\hat{\varphi}_1) + D^2(\hat{\varphi}_2) + 2\text{cov}(\hat{\varphi}_1, \hat{\varphi}_2)}}, \quad \text{o } \nu - 2 \text{ stopniach swobody.} \quad (7)$$

Warunek symetryczności relacji ryzyko-dochód (dodatniej zależności w okresach wzrostów na rynku oraz ujemnej w okresach spadków) pozostaje spełniony, w przypadku braku podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

ANALIZA EMPIRYCZNA NA PRZYKŁADZIE GPW W WARSZAWIE

W badaniu uwzględniono 92 spółki, notowane w okresie od stycznia 2000 do grudnia 2005. Wszelkie braki danych uzupełniono metodą interpolacji liniowej. Portfelem rynkowym jest Warszawski Indeks Giełdowy WIG. Walorem wolnym

od ryzyka są 13 tygodniowe bony skarbowe emitowane przez Skarb Państwa (roczną rentowność zdyskontowano na dzienną stopę zwrotu).

Wykorzystując zaproponowaną metodologię okres badawczy podzielono na trzy podokresy:

Tabela 1. Podział okresu badawczego

Okres I	2000 - 2001	Formowanie portfeli na podstawie współczynników beta poszczególnych akcji,
Okres II	2002 - 2003	Estymacja współczynników beta uformowanych portfeli,
Okres III	2004 - 2005	Testowanie modelu.

W całym okresie badania wykorzystano logarymiczną stopę zwrotu akcji i – tej spółki definiowaną jako $R_i = \ln P_t - \ln P_{t-1}$, gdzie P oznacza odpowiednio cenę akcji w okresie t oraz $t - 1$.

Wyniki estymacji parametrów równań (3) oraz (4) przedstawiono w tabeli 1. Na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ wartość parametru $\hat{\gamma}_{0t}$ jest statystycznie nieistotna w przypadku portfeli oznaczonych numerami 8, 10, 11 oraz 12, co oznacza, że dla tych portfeli ponoszenie ryzyka nierynkowego nie wiązało się z żadnym dodatkowym zyskiem dla inwestorów. W przypadku parametru $\hat{\gamma}_{1t}$ hipotezę zerową odrzucono tylko w przypadku portfela oznaczonego numerem 7 (dla $\alpha = 0,05$). Nie mniej jednak, mimo iż parametr jest statystycznie istotny, jego wartość jest ujemna, co nie jest zgodne z założeniem modelu CAPM. W pozostałych przypadkach brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Podsumowując wyniki estymacji równania regresji (3) dla każdego z badanych portfeli stwierdzono, że w badanym okresie na polskiej giełdzie nie były spełnione założenia modelu dotyczące dodatniej zależności pomiędzy ryzykiem, mierzonym współczynnikiem beta, a oczekiwaną stopą zwrotu portfela. Wyniki testów na podstawie równania (4) przedstawiono w tabeli 3. Zakładając poziom istotności $\alpha = 0,05$ stwierdzono, że wartość parametru $\hat{\gamma}_{0t}$ statystycznie istotnie różni się od zera dla portfeli o numerach 1, 2, 5 oraz 6. W pozostałych przypadkach brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej (co jest zgodne z założeniem modelu). Parametr $\hat{\gamma}_{1t}$ jest statystycznie istotny, na poziomie $\alpha = 0,05$, tylko dla portfela o numerze 7 (jednak mimo tego wartość parametru jest ujemna). Wartości parametrów $\hat{\gamma}_{2t}$ oraz $\hat{\gamma}_{3t}$ dla wszystkich portfeli są statystycznie nieistotne (dla $\alpha = 0,05$). Tak więc w badanym okresie na polskiej giełdzie występowała liniowa zależność pomiędzy stopami zwrotu a ryzykiem beta oraz nie występowały dodatkowe czynniki wpływające na poziom stóp zwrotu badanych portfeli.

Tabela 2. Wyniki estymacji parametrów równania regresji danego wzorem (3)

$\hat{R}_{pt} - \hat{R}_f = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t} \hat{\beta}_{p,t-1} + \hat{\xi}_{pt}$						
	$\hat{\gamma}_{0t}$	$\hat{\gamma}_{1t}$	<i>t - Studenta</i>		<i>p - value</i>	
			$\hat{\gamma}_{0t}$	$\hat{\gamma}_{1t}$	$\hat{\gamma}_{0t}$	$\hat{\gamma}_{1t}$
P 1	0,00543 (0,00056)*	0,00104 (0,00122)	9,78259	0,85247	0,00000	0,40314
P 2	0,00232 (0,00054)	0,00052 (0,00098)	4,30588	0,53019	0,00029	0,60129
P 3	0,00477 (0,00078)	0,00050 (0,00234)	6,13390	0,21313	0,00000	0,83319
P 4	0,00467 (0,00134)	-0,00273 (0,00276)	3,47041	-0,98890	0,00217	0,33346
P 5	0,00365 (0,00091)	0,00459 (0,00252)	4,01044	1,81918	0,00059	0,08252
P 6	0,00465 (0,00057)	-0,00178 (0,00140)	8,18059	-1,27712	0,00000	0,21488
P 7	0,00463 (0,00070)	-0,00413 (0,00166)	6,60550	-2,48655	0,00000	0,02097
P 8	0,00028 (0,00089)	0,00240 (0,00198)	0,32019	1,21567	0,75185	0,23700
P 9	0,00196 (0,00092)	0,00180 (0,00192)	2,13709	0,93969	0,04396	0,35758
P 10	-0,00051 (0,00265)	0,00273 (0,00287)	-0,19274	0,95164	0,84893	0,35162
P 11	0,00289 (0,00226)	-0,00202 (0,00169)	1,27818	-1,19405	0,21451	0,24518
P 12	-0,00160 (0,00210)	-0,00019 (0,00150)	-0,76300	-0,12671	0,45357	0,90032

Źródło: obliczenia własne; * w nawiasach podano wartość błędu średniego szacunku

Warunkowe podejście do testowania modelu CAPM zakłada istnienie dodatnich i ujemnych nadwyżek rynkowych, odpowiednio w okresie wzrostów na rynku, jak i w okresie spadków (równanie (6)). Wyniki estymacji wspomnianego równania regresji przedstawiono w tabeli 4. Zakładając poziom istotności $\alpha = 0,05$ wartości prawie wszystkich parametrów są statystycznie nieistotne. Odstępstwa występują tylko w przypadku parametru $\hat{\phi}_{0t}$ dla portfeli o numerach 1, 2, 5, 6 oraz 7. Parametry $\hat{\phi}_{1t}$ oraz $\hat{\phi}_{2t}$ spełniały w pełni założenia testu tylko w przypadku portfeli o numerach 3 oraz 8. Nie mniej jednak ich wartości były statystycznie nieistotne. Podobne wnioski można wysnuć odnośnie parametrów $\hat{\phi}_{3t}$ oraz $\hat{\phi}_{4t}$. Tak więc w przypadku analizowanych portfeli nie spełnione było założenie istnienia dodatniej i ujemnej zależności ryzyko - dochód odpowiednio

w okresie dodatnich i ujemnych nadwyżek rynkowych.

Następnym etapem testowania modelu w warunkowym podejściu jest test średnich nadwyżek rynkowych oraz test symetryczności tych nadwyżek. Wyniki pierwszego z nich przedstawiono w tabeli 5. Na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ odrzucono hipotezę zerową w przypadku jedenastu portfeli. Tylko portfel o numerze 11 nie spełniał tego założenia. Podsumowując, założenie o występowaniu średnich dodatnich nadwyżek rynkowych jest spełnione w przypadku większości z analizowanych portfeli (przy obu przyjętych poziomach istotności).

Kolejnym testem jest wspomniany test badający, czy relacja pomiędzy ryzykiem i stopą zwrotu w okresach dodatnich i ujemnych nadwyżek jest symetryczna. Hipoteza zerowa głosi symetryczność nadwyżek. Wyniki testu przedstawiono w tabeli 6. Na podstawie wyników testu, brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Ostatecznie zatem można stwierdzić, że w badanym okresie zachowana była symetryczność związku ryzyka i stopy zwrotu na polskiej giełdzie dla wszystkich badanych portfeli.

PODSUMOWANIE

Na podstawie danych pochodzących z Giełdy Papierów Wartościowych S.A. w Warszawie dokonano testu zasadności stosowania modelu wyceny aktywów kapitałowych CAPM. Wyniki tych testów w obu podejściach przemawiają za odrzuceniem modelu, jako opisującego zachowanie się stóp zwrotu na rynku. Stosowalność CAPM potwierdzają tylko testy liniowości oraz istnienia dodatkowych czynników mogących mieć wpływ na poziom zrealizowanych stóp zwrotu. Podobne wyniki dały testy symetryczności relacji ryzyko – dochód w okresach dodatnich i ujemnych nadwyżek rynkowych oraz test istnienia średnich, dodatnich nadwyżek rynkowych.

Wyniki testów należy interpretować dość ostrożnie, gdyż polski rynek kapitałowy jest rynkiem młodym, w początkowej fazie rozwoju (porównując z innymi wielkimi zachodnimi rynkami finansowymi), a to może mieć duży wpływ na wyniki testów modelu. Ponadto na wyniki testu rzutuje również zbyt mała liczba obserwacji, gdyż w badaniu uwzględniono tylko te spółki, które w całym analizowanym okresie notowane były na polskiej giełdzie.

Tabela 3. Wyniki estymacji parametrów równania regresji danego wzorem (4)

$$\hat{R}_{jt} - \hat{R}_{jt} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t} \hat{\beta}_{p,t-1} + \hat{\gamma}_{2t} \hat{\beta}_{p,t-1}^2 + \hat{\gamma}_{3t} \hat{S}_{p,t-1}^4 + \hat{\varepsilon}_{jt}$$

	$\hat{\gamma}_{0t}$	$\hat{\gamma}_{1t}$	$\hat{\gamma}_{2t}$	$\hat{\gamma}_{3t}$	<i>t - Studenta</i>				<i>p - value</i>			
					$\hat{\gamma}_{0t}$	$\hat{\gamma}_{1t}$	$\hat{\gamma}_{2t}$	$\hat{\gamma}_{3t}$	$\hat{\gamma}_{0t}$	$\hat{\gamma}_{1t}$	$\hat{\gamma}_{2t}$	$\hat{\gamma}_{3t}$
					P 1	0,00786 (0,0018)*	0,00114 (0,0019)	0,00026 (0,0027)	-0,2679 (0,1877)	4,40498	0,61228	0,09819
P 2	0,00603 (0,0026)	-0,0014 (0,0017)	0,00202 (0,0015)	-0,3033 (0,2072)	2,3011	-0,8195	1,38376	-1,4637	0,03228	0,42218	0,18168	0,15881
P 3	0,00148 (0,003)	0,00193 (0,0041)	-0,0014 (0,0058)	0,35706 (0,3151)	0,49243	0,46782	-0,2395	1,13336	0,62778	0,64497	0,81318	0,27047
P 4	0,00496 (0,0035)	-0,0102 (0,0119)	0,00742 (0,0119)	0,12120 (0,2357)	1,39899	-0,8553	0,62342	0,51416	0,17713	0,40252	0,54005	0,61278
P 5	0,00622 (0,0021)	0,00831 (0,0064)	-0,0057 (0,0097)	-0,4068 (0,2627)	2,91269	1,30534	-0,5902	-1,5483	0,00861	0,20660	0,56169	0,13722
P 6	0,00377 (0,0018)	-0,0015 (0,0036)	-0,0006 (0,0049)	0,10065 (0,1847)	2,15694	-0,4019	-0,1135	0,54501	0,04336	0,69201	0,91080	0,59177
P 7	0,00431 (0,0021)	-0,0100 (0,0040)	0,00857 (0,0059)	0,14069 (0,3414)	2,04340	-2,4853	1,46386	0,41204	0,05441	0,02191	0,15877	0,68469
P 8	0,00153 (0,0019)	-0,0036 (0,0045)	0,0091 (0,0062)	-0,0987 (0,2002)	0,80595	-0,7975	1,47697	-0,4933	0,42975	0,43450	0,15526	0,62721
P 9	0,00242 (0,0023)	0,00346 (0,0063)	-0,0015 (0,0063)	-0,0729 (0,1807)	1,13653	0,54938	-0,2369	-0,4037	0,26917	0,58883	0,81507	0,69070
P 10	-0,01216 (0,0098)	0,02942 (0,0223)	-0,0150 (0,0124)	0,04749 (0,2529)	-1,2416	1,31740	-1,2111	0,18772	0,22875	0,20260	0,23998	0,85299
P 11	0,01180 (0,0167)	-0,0152 (0,0239)	0,00464 (0,0087)	0,03767 (0,2981)	0,70622	-0,6392	0,53509	0,12636	0,48819	0,52996	0,59849	0,90071

Źródło: obliczenia własne. * w nawiasach podano wartość błędu średniego szacunku

Tabela 4. Wyniki estymacji równania regresji danego wzorem (6)

$$R_{jt} - R_{ft} = \hat{\varphi}_{0t} + \hat{\varphi}_{1t} \hat{\beta}_{p,t-1} + \hat{\varphi}_{2t} (1 - \delta) \hat{\beta}_{p,t-1} + \hat{\varphi}_{3t} \hat{\beta}_{p,t-1}^2 + \hat{\varphi}_{4t} \hat{S}_{p,t-1}^4 + \varepsilon_{jt}$$

	$\hat{\varphi}_{0t}$	$\hat{\varphi}_{1t}$	$\hat{\varphi}_{2t}$	$\hat{\varphi}_{3t}$	$\hat{\varphi}_{4t}$	<i>t - Studenta</i>					<i>p - value</i>				
						$\hat{\varphi}_{0t}$	$\hat{\varphi}_{1t}$	$\hat{\varphi}_{2t}$	$\hat{\varphi}_{3t}$	$\hat{\varphi}_{4t}$	$\hat{\varphi}_{0t}$	$\hat{\varphi}_{1t}$	$\hat{\varphi}_{2t}$	$\hat{\varphi}_{3t}$	$\hat{\varphi}_{4t}$
						P 1	0,0077 (0,0018)	0,0004 (0,0021)	0,00234 (0,00243)	0,00083 (0,00280)	-0,2519 (0,19072)	4,27105	0,16724	0,96273	0,29524
P 2	0,0059 (0,0027)	-0,0016 (0,0018)	-0,0008 (0,0025)	0,00208 (0,00150)	-0,2950 (0,21321)	2,16270	-0,8677	-0,3065	1,38429	-1,3838	0,04352	0,39636	0,76254	0,18231	0,18247
P 3	0,0029 (0,0036)	0,0022 (0,0042)	-0,0025 (0,0072)	-0,0016 (0,0059)	0,21803 (0,36758)	0,82369	0,52451	-0,3469	-0,2648	0,59315	0,42033	0,60599	0,73248	0,79400	0,56008
P 4	0,0056 (0,0034)	-0,0106 (0,0114)	-0,0164 (0,0119)	0,0079 (0,0113)	0,11405 (0,22417)	1,66135	-0,9327	-1,3772	0,70099	0,50874	0,11306	0,36269	0,18445	0,49181	0,61679
P 5	0,0064 (0,0024)	0,0083 (0,0065)	0,0076 (0,0075)	-0,0052 (0,0103)	-0,4283 (0,29006)	2,72107	1,26515	1,01521	-0,5104	-1,4766	0,01356	0,22111	0,32276	0,61567	0,15617
P 6	0,0046 (0,0018)	-0,0003 (0,0036)	-0,0042 (0,0039)	-0,0008 (0,0047)	0,01602 (0,18593)	2,60292	-0,0878	-1,0664	-0,1723	0,08616	0,01748	0,93092	0,29959	0,86499	0,93224
P 7	0,0051 (0,0019)	-0,0087 (0,0037)	-0,0122 (0,0038)	0,0093 (0,0054)	-0,0057 (0,31804)	2,62839	-2,3494	-3,2200	1,73818	-0,0188	0,01655	0,02977	0,00451	0,09836	0,98523
P 8	0,001 (0,0017)	0,0001 (0,0043)	-0,0053 (0,0041)	0,0047 (0,0059)	-0,0259 (0,18251)	0,55824	0,02601	-1,2932	0,79762	-0,1418	0,58320	0,97952	0,21145	0,43495	0,88875
P 9	0,0021 (0,0022)	0,0050 (0,0067)	0,0027 (0,0064)	-0,0031 (0,0067)	-0,0455 (0,18578)	0,96142	0,75345	0,41386	-0,4555	-0,2447	0,34842	0,46042	0,68361	0,65394	0,80933
P 10	-0,0038 (0,00940)	0,0087 (0,0217)	0,0049 (0,0223)	-0,0042 (0,0119)	0,33042 (0,25403)	-0,4031	0,39863	0,22064	-0,3506	1,30072	0,69136	0,69461	0,82773	0,72973	0,20891
P 11	0,0033 (0,0136)	-0,0025 (0,0194)	-0,0044 (0,01928)	0,0004 (0,0070)	0,0526 (0,2380)	0,24517	-0,1305	-0,2279	0,05248	0,22106	0,80896	0,89754	0,82217	0,95869	0,82740
P 12	-0,0061 (0,0064)	0,0052 (0,0070)	0,00238 (0,00679)	-0,0018 (0,0022)	0,1323 (0,1645)	-0,9629	0,7357	0,48021	-0,7969	0,80447	0,34765	0,47091	0,73003	0,43533	0,43108

Źródło: obliczenia własne. * w nawiasach podano wartość błędu średniego szacunku

Tabela 5. Wyniki testu średnich nadwyżek rynkowych

Parametr	P 1	P 2	P 3	P 4	P 5	P 6
Średnia premia za ryzyko	0,0057	0,0026	0,0049	0,0035	0,0050	0,0042
Odchylenie standardowe	0,0021	0,0023	0,0029	0,0030	0,0027	0,0021
Liczba obserwacji	24	24	24	24	24	24
t – Studenta	13,1439	5,2205	8,0531	5,6919	9,0863	9,8566
p – value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Parametr	P 7	P 8	P 9	P 10	P 11	P 12
Średnia premia za ryzyko	0,0031	0,0012	0,0027	0,0019	0,0002	-0,0019
Odchylenie standardowe	0,0019	0,0022	0,0025	0,0027	0,0019	0,0035
Liczba obserwacji	24	24	24	24	24	24
t – Studenta	8,2411	2,7004	5,2709	3,6152	0,5899	-2,6172
p – value	0,0000	0,0064	0,0000	0,0007	0,2805	0,0077

Źródło: obliczenia własne

Tabela 6. Test symetryczności nadwyżek rynkowych

Parametr	P 1	P 2	P 3	P 4	P 5	P 6
$\hat{\phi}_1$	0,00036	-0,00157	0,00219	-0,01060	0,00826	-0,00031
$\hat{\phi}_2$	0,00234	-0,00077	-0,00249	-0,01636	0,00758	-0,00415
$D^2(\hat{\phi}_1)$	0,11235	0,22542	0,07533	0,08463	0,04932	0,08826
$D^2(\hat{\phi}_2)$	0,04203	0,05344	0,01660	0,03527	0,03590	0,03997
$\text{cov}(\hat{\phi}_1, \hat{\phi}_2)$	-0,00991	-0,01534	-0,00917	-0,03284	-0,01918	-0,01709
t – Studenta	0,00735	-0,00470	-0,00108	-0,11580	0,07317	-0,01456
p – value	0,99420	0,99629	0,99915	0,90886	0,94233	0,98851
Parametr	P 7	P 8	P 9	P 10	P 11	P 12
$\hat{\phi}_1$	-0,00872	0,00011	0,00502	0,00865	-0,00253	0,00517
$\hat{\phi}_2$	-0,01224	-0,00533	0,00266	0,00493	-0,00439	0,00238
$D^2(\hat{\phi}_1)$	0,06006	0,07496	0,09925	0,21090	0,41221	0,57112
$D^2(\hat{\phi}_2)$	0,04733	0,03705	0,03820	0,15442	0,40347	0,41194
$\text{cov}(\hat{\phi}_1, \hat{\phi}_2)$	-0,03043	-0,02830	-0,03045	-0,15712	-0,36461	-0,35499
t – Studenta	-0,09715	-0,02216	0,02778	0,06007	-0,02354	0,01444
p – value	0,92349	0,98252	0,97809	0,95264	0,98143	0,98861

Źródło: obliczenia własne

LITERATURA

- Bryka–Kita K., Rozkrut D. Testowanie modelu CAMP na polskim rynku kapitałowym, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Nr 389, Finanse. Rynki Finansowe. Ubezpieczenia. Nr 2, 2004.
- Fama E. F., MacBeth J. D. Risk, return, and equilibrium: empirical tests, “Journal of Political Economy”, Vol. 81, 1973, p. 607-636.
- Gołabowska B. Wykorzystanie współczynnika beta w podejmowaniu decyzji inwestycyjnych, praca doktorska, Akademia Ekonomiczna im. Karola Adameckiego w Katowicach, Katowice 2002.
- Pettengil G. N., Sundaram S., Mathur I. The conditional relation between beta and returns, “Journal of Financial and Quantitative Analysis”, Vol. 30, No 1, March 1995, p. 101-116.
- Sharpe W. F. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk, “The Journal of Finance”, Vol. 21, No 3, September 1964, p. 425-442.

The statistical verification of the CAPM in the polish capital market

Summary: This paper presents some tests of validity of CAPM using data from the Warsaw Stock Exchange (WSE). Two approaches are presented: *the traditional approach* (proposed by Fama and MacBeth) and *conditional approach* (proposed by Pettengill, Sundaram and Mathur). The conditional approach contains additionally two tests: first one, that the excess market returns are, on average, positive and second one – that the risk – return relationship is symmetrical between periods of positive and negative excess market returns. To test the assumptions of CAPM the daily log-returns of 92 stocks listed in the WSE for the period January 2000 to December 2005 are used in this study.

Key words: CAPM, beta coefficient, the Ordinary Least Square (OLS), the cross-sectional regression model