

Anna Czapkiewicz, Wojciech Masłoń

Wpływ wybranych rynkowych czynników na oczekiwanie stopy zwrotu

Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania 9, 450-462

2008

Artykuł został opracowany do udostępnienia w internecie przez Muzeum Historii Polski w ramach prac podejmowanych na rzecz zapewnienia otwartego, powszechnego i trwałego dostępu do polskiego dorobku naukowego i kulturalnego. Artykuł jest umieszczony w kolekcji cyfrowej bazhum.muzhp.pl, gromadzącej zawartość polskich czasopism humanistycznych i społecznych.

Tekst jest udostępniony do wykorzystania w ramach dozwolonego użytku.

ANNA CZAPKIEWICZ
WOJCIECH MASŁOŃ

WPLYW WYBRANYCH RYNKOWYCH CZYNNIKÓW NA OCZEKIWANE STOPY ZWROTU

Wstęp

Sharpe (1964) oraz Lintner (1965) wykazali, że gdy rynek jest w stanie równowagi, wartość oczekiwana stopy zwrotu portfela zależy liniowo od ryzyka rynkowego, czyli:

$$E_i = \gamma_0 + \beta_i \gamma_1 \quad i=1, \dots, N$$

gdzie E_i jest spodziewaną nadwyżkową stopą zwrotu portfela i , natomiast γ_0 jest parametrem równowagi rynkowej. Nieznany parametr γ_1 definiuje się jako premia za ryzyko rynkowe. Wielkość β_i jest współczynnikiem wrażliwości rynkowej dla portfela i .

Lata osiemdziesiąte oraz dziewięćdziesiąte obfitowały w prace, które starały się wyjaśnić brak istotności modelu CAPM na rynku amerykańskim. Podejmowano próby wykrycia anomalii skorelowanych ze stopami zwrotu akcji. Okazało się, że rynkowa „beta” nie jest jedynym czynnikiem wpływającym na wielkość przekrojowej stopy zwrotu. Głównie koncentrowano się na zbadaniu zależności wielkości związanych z fundamentami spółki takich jak: rozmiar spółki (MV), wskaźnik wartości księgowej do rynkowej (BV/MV), wskaźnik struktury kapitału (D/E), czy stosunek zysku do ceny (E/P). Pierwszą pracą, która kompleksowo zbadała współzależność wymienionych czynników, a poziomem stopy zwrotu możliwej do osiągnięcia na rynku była praca Famy i Frencha (1992). Ponadto zagadnieniom tym poświęcone są prace m.in. [Banz (1981), Chen, Chan (1991)], gdzie wykazano wpływ wielkości spółek na stopy zwrotu oraz [Stattman (1980), Rosenberg, Reid i Lanstein (1985)], w których

wykazano istotny wpływ stosunku wartości księgowej do rynkowej. Efekt E/P będący także anomalią został wykazany przez Basu (1977) na rynku amerykańskim.

Prezentowana praca jest kontynuacją prób weryfikacji rozważań w odniesieniu do warunków polskich. Poprzednie prace [Czekaj, Woś i Żarnowski (2001)] prezentują istotność strategii inwestycyjnych w oparciu o wymienione wielkości dla okresu od września 1995 roku do września 2000 roku. Zauważono efekt dużych spółek i niewrażliwość strategii budowanych w oparciu o wskaźnik MV/BV. Ponadto biorąc jako portfel rynkowy index WIG wykazano brak zależności między rynkową betą, a nadwyżkowymi stopami zwrotu.

Podobny zależności został potwierdzony w badaniach [Czapkiewicz i Masłoń (2008)] dla historycznych danych dla okresu od stycznia 2004 roku do grudnia 2006 roku.

Niniejsza praca ma na celu zbadanie zależności między przekrojowymi stopami zwrotu, a głównymi wielkościami fundamentalnymi spółek. Badanie stóp przekrojowych obejmuje okres od stycznia 2003 roku do grudnia 2007. Do wyznaczenia parametrów γ_0, γ_1 zastosowano podejście Fama-MacBetha, które przystosowano do realiów polskiego rynku. W tym celu do wyznaczenia parametru beta użytego do formułowania portfeli skorzystano z wcześniejszych danych od roku 2000. W przypadku gdy zmienną niezależną był estymowany z próby parametr $\hat{\beta}_i$ – współczynnik agresywności dla i -tego portfela, dla celów testowania istotności parametrów zastosowano poprawkę Shankena (1992).

Opis badania

Dane fundamentalne będące przedmiotem niniejszej pracy są zaczerpnięte z historycznych publikacji giełdowych – Ceduły WGPW. Baza danych z miesięcznymi stopami zwrotu została wykonana na podstawie danych notowań również z GPW. Stopy zwrotu zawierają istotne korekty o wartość splitu, prawa poboru oraz dywidendy. Ze względu na zawartość wymienionego źródła danych badaniu podlegają wyłącznie rozmiar spółki (kapitalizacja, MV), iloraz wartości księgowej do rynkowej BV/MV oraz iloraz wartości zysku netto do wartości rynkowej spółki E/P. Ze względu na duży zakres wartości dla publikowanych wskaźników przyjmujemy logarytmy wskazanych wartości, stąd też konieczność posiadania nieujemnych wartości BV/MV. Badanie rozkładów

zlogarytmowanych przyjętych wskaźników testem zgodności chi-kwadrat wykazały możliwość założenia normalności rozkładu (czyli lognormalności rozkładu wskaźników). Dana spółka jest zakwalifikowana do badań jeśli spełnia kilka istotnych warunków: dostępność danych w oknie estymacji dla regresji liniowej modelu CAPM, posiada dane fundamentalne w okresie poprzedzającym t-1 oraz $BV/MV > 0$.

W badaniu posłużono się portfelami – formowane jako decyle określonych wielkości. Parametry portfeli β , są liczone w oparciu o roczne – 2 część pracy lub trzyletnie okno estymacji – regresje przekrojowe. Rozmiar oraz iloraz wartości księgowej do rynkowej spółki są zlogarytmowane – $\ln(MV)$ oraz $\ln(BV/MV)$. Parametr zysku do ceny reprezentują dwie zmienne $E(+)/P$ oraz E/P dummy. W przypadku braku zysku (występowanie straty) $E(+)/P$ przyjmuje wartość 0, natomiast E/P dummy przyjmuje wartość 1. Wymienione wskaźniki liczone są na koniec miesiąca t w badanym okresie. Stopa zwrotu z portfela R_p jest równoważoną stopą zwrotu na okres t+1.

Własności portfeli grupowanych ze względu na różne wskaźniki

Grupowanie portfeli ze względu na wskaźnik beta

W pierwszym kroku dla każdego waloru k jest obliczany estymator $\hat{\beta}_k$ z modelu regresji:

$$R^k - r_f = \beta_k(R^m - r_f) + \varepsilon_k,$$

gdzie wielkość r_f jest stopą procentową wolną od ryzyka¹, natomiast ε_k jest zmienną losową o rozkładzie normalnym. Zasada grupowania w tym podejściu polega na wykonaniu regresji czasowych i oszacowaniu parametrów β_k („beta”) dla każdego aktywa k a następnie uszeregowaniu aktyw względem „beta” i formułowaniu n portfeli.

Tabele 1. i 2. ukazują pogrupowanie akcji w portfele w oparciu o parametr β liczony dla CAPM w oparciu o dwie postacie portfeli rynkowych: równoważonego EW oraz ważonego kapitalizacją VW – Indeks WIG.

Analizując zestawienia wyników Tabeli 1 zakres występowania nadwyżek stóp zwrotu jest określony od wartości 2,64% do 5,89%. Nie występuje współzależność liniowa między β_{VW} , a średnimi nadwyżkowymi stopami zwrotu.

¹ Jako walor pozbawiony ryzyka przyjęliśmy rentowność miesięczną 52-tygodniowych bonów skarbowych

Można zauważyć zjawisko występowania wysokich nadwyżek dla wysokich wartości beta – pierwszy portfel, oraz dla portfela o ujemnej wartości beta (przeciw-rynkowej). Obliczona β_{EW} dla indeksu równoważonego osiąga wysoką wartość 2,01 – wyższą w porównaniu dla portfela pierwszego. Oba portfele osiągają przeciętnie ponad 5,5%. Rozmiary tych portfeli są najmniejsze z wskazanych. Można zatem sądzić, że powodem występowania ujemnej wartości beta są małe spółki, które w portfelu EW mają większy udział niż w portfelu VW. Zwiększenie próby przy estymacji bety tłumi efekt występowania portfela przeciw-rynkowego. Aczkolwiek wyraźnie przypisane są wyższe stopy zwrotu portfelom o najniższej wartości bety.

Tabela 1. Średnie wartości parametrów portfeli sortowanych ze względu na β_{VW} .

nr portfela	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$R_{p,-r_f}$	5,89	5,08	3,51	3,48	4,07	3,93	3,50	2,89	2,64	5,54
β_{VW}	2,93	1,72	1,34	1,09	0,89	0,70	0,50	0,29	0,04	-0,70
β_{EW}	1,92	1,23	1,07	0,96	0,72	0,61	0,45	0,44	0,17	2,01
$\ln(MV)$	4,41	4,98	5,38	5,58	5,50	5,56	5,43	5,25	5,20	4,61
$\ln(BV/MV)$	-0,73	-0,62	-0,59	-0,63	-0,58	-0,55	-0,62	-0,59	-0,55	-0,62
E/P dummy	0,38	0,26	0,23	0,20	0,19	0,15	0,22	0,24	0,21	0,28
E(+)/P	0,08	0,06	0,06	0,05	0,06	0,06	0,05	0,06	0,07	0,09

Źródło: opracowanie własne

Tabela 2. Średnie wartości parametrów portfeli sortowanych ze względu na β_{EW}

nr portfela	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$R_{p,-r_f}$	6,02	5,03	4,11	3,78	3,44	3,88	3,19	2,66	4,64	3,94
β_{VW}	2,44	1,53	1,21	1,06	0,85	0,76	0,57	0,42	0,25	-0,29
β_{EW}	2,07	1,46	1,15	0,94	0,76	0,59	0,42	0,24	0,00	-1,71
$\ln(MV)$	4,21	4,54	4,80	5,06	5,33	5,70	5,74	5,63	5,70	5,22
$\ln(BV/MV)$	-0,78	-0,66	-0,55	-0,52	-0,64	-0,62	-0,56	-0,59	-0,55	-0,61
E/P dummy	0,38	0,31	0,28	0,21	0,22	0,18	0,16	0,19	0,19	0,24
E(+)/P	0,08	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,07	0,06	0,08

Źródło: opracowanie własne

Na uwagę zasługuje zachowanie jakie obserwujemy w przypadku wyznaczenia β_{EW} z udziałem portfela równoważonego w roli portfela rynkowego (Tabela 2). Zakres wartości przeciętnych nadwyżek stóp zwrotu jest większy – od 2,66% do 6,02%. Zauważyć można dodatnią korelację bety z E/P dummy co sugeruje, iż z większym ryzykiem związane są portfele zawierające spółki o

niepewnych perspektywach zysku. Także wydaje się silna ujemna korelacja z rozmiarem spółki dostarczając dodatkowych wskazówek o źródle niepewności jakim są małe spółki. Wyjątkiem od zauważonych reguł stanowią ostatnie trzy portfele o najmniejszych wartościach β_{EW} . Regułę portfeli zanieczyszczają spółki małe, przeciw-rynkowe oraz o niepewnych perspektywach zysku. Wskazują na to malejąca kapitalizacja, rosnące E/P dummy oraz niska wartość β_{EW} .

Grupowanie portfeli ze względu na kapitalizację

Za rozmiar spółki bierzemy logarytm naturalny wartości rynkowej spółki z dnia formowania portfela. Tabela 3 przedstawia portfele formowane w oparciu o rozmiar spółki. Analizując zestawienia zauważamy zakres zmienności średnich wartości nadwyżek od 1,63 do 9,31%. Rozmiar portfeli jest stabilny dla obu paneli i kształtuje się na tym samym poziomie zawierając się w przedziale 8,91- 2,32. Zauważalny jest brak jakiegokolwiek zależności między średnimi nadwyżkami, a przeciętnymi wartościami β_{VW} , β_{EW} . Portfele o najniższych rozmiarach posiadają β_{EW} zawierającą się między 0,79-1,27. Natomiast portfele o największych rozmiarach – β_{EW} zawiera się dla nich: 0,58-0,74. Zauważalna jest wysoka korelacja między wartością nadwyżek, a przeciętnym rozmiarem portfela. Łatwo wskazać, że małe spółki są źródłem wysokich stóp zwrotu niezależnie od długości okna estymacji.

Tabela 3. Średnie wartości parametrów portfeli sortowanych ze względu na rozmiar spółki.

nr portfela	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$R_p - r_f$	1,63	2,54	3,06	2,39	3,84	3,61	4,29	4,88	5,13	9,31
β_{VW}	0,95	0,85	0,73	0,66	0,68	0,84	0,98	1,02	1,02	1,12
β_{EW}	0,63	0,85	0,78	0,58	0,82	0,88	1,14	1,25	0,95	1,27
$\ln(MV)$	8,92	7,16	6,34	5,69	5,22	4,75	4,26	3,81	3,30	2,40
$\ln(BV/MV)$	-0,90	-1,00	-0,80	-0,76	-0,63	-0,52	-0,48	-0,42	-0,29	-0,25
E/P dummy	0,06	0,09	0,12	0,14	0,20	0,22	0,25	0,32	0,42	0,55
E(+)/P	0,06	0,04	0,06	0,06	0,06	0,08	0,08	0,07	0,07	0,07

Źródło: opracowanie własne

Rozmiar portfela znajduje także przełożenie na pozostałe wskaźniki fundamentalne. Korelacja występuje także między średnią stopą zwrotu, a przeciętną wartością wskaźnika $\ln(BV/MV)$. Podobne zachowanie występuje dla wskaźników E/P dummy i E(+)/P. Zgodnie z poprzednimi pracami w literaturze

przedmiotu wydaje się występować efekt małych spółek. Można stwierdzić, iż spółki o potencjale wzrostu (niskie $\ln(BV/MV)$) to spółki duże, charakterze defensywnym w sensie ryzyka rynkowego oraz niskiej stopie zwrotu. Spółki o wysokim potencjale wartości to spółki małe, agresywne – o wyższym ryzyku rynkowym.

Ryzyko jest uzasadnione brakiem stabilności osiągania zysków, przeciętnie ok. połowa spółek w dziesiątym portfelu odniosła stratę – wskaźnik E/P dummy wynosi ok. 0,55. Stad też rekompensata za ponoszone ryzyko – przeciętna stopa zwrotu w granicach 9%.

Grupowanie według wskaźnika ilorazu wartości księgowej do rynkowej spółki – $\ln(BV/MV)$

W tabeli 4. pokazano parametry portfeli pogrupowanych ze względu na stosunek wartości księgowej do rynkowej. Zakres występowania przeciętnej nadwyżki dla prezentowanych decyli zawiera się od 2,09-5,47%.

Występuje widoczna zależność między rozmiarem spółki, a wskaźnikami rynkowymi BV/MV i E/P. Według panelu A największą przeciętną nadwyżką 5,47% odznacza się portfel zawierający spółki o wysokim potencjale wartości $\ln(BV/MV) = 0,62$, o słabych perspektywach rynkowych ($E(+)/P = 0,09$ oraz E/P dummy = 0,42). Portfel ten charakteryzują się najmniejszą kapitalizacją.

Tabela 4. Średnie wartości parametrów portfeli sortowanych ze względu na $\ln(BV/MV)$.

nr portfela	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$R_p - r_f$	5,47	4,53	5,42	3,40	3,76	4,25	2,09	3,97	3,06	4,88
β_{VW}	0,91	0,86	0,88	0,89	0,79	0,77	0,81	0,87	1,00	1,06
β_{EW}	0,93	0,87	0,71	0,84	0,98	0,92	0,68	0,85	1,15	2,43
$\ln(MV)$	3,83	4,33	4,54	5,00	5,39	5,54	5,71	5,95	5,97	5,67
$\ln(BV/MV)$	0,62	0,19	-0,07	-0,29	-0,48	-0,66	-0,86	-1,08	-1,36	-2,11
E/P dummy	0,42	0,35	0,27	0,22	0,20	0,20	0,16	0,15	0,13	0,26
$E(+)/P$	0,09	0,07	0,07	0,08	0,07	0,06	0,06	0,06	0,05	0,04

Źródło: opracowanie własne

Na uwagę zasługuje także dziesiąty portfel, który jest o wysokim potencjale wzrostu przy jednoczesnym wskaźniku $\ln(BV/MV) = -2,11$. Cechuje się najwyższym ryzykiem rynkowym spośród prezentowanych. W przeciwieństwie do poprzednich tabel wskazany portfel jest o stosunkowo wysokiej kapitalizacji.

Istotnym i pomocnym wydaje się interpretacja wskaźnika E/P dummy oraz E(+)/P. Portfel ten składa się głównie ze spółek przewartościowanych – najniższa wartość zysku do ceny 0,04. Przeciętnie 26% udziału w portfelu to spółki o wykazanej stracie w minionym roku kalendarzowym. Jednak formowanie portfeli w ten sposób nie ma przełożenia na dywersyfikacje przeciętnej wartości osiąganych stóp zwrotu.

Formowanie według wskaźnika zysku netto do wartości rynkowej spółki (E/P)

Główne charakterystyki dla portfeli formowanych w oparciu o wartość E/P przedstawia tabela 5. Podobnie jak przy formowaniu portfeli według BV/MV brak jest wrażliwości wobec ryzyka rynkowego. Mimo zróżnicowania stóp zwrotu 2,7-5,21 również występuje brak zależności liniowej wobec parametru E/P. Przykuć uwagę mogą portfele 9. oraz 10. o osiągniętej przeciętnej stracie w ostatnim roku kalendarzowym (czyli braku możliwości wyznaczenia E/P). Charakteryzują się najwyższą nadwyżką: 5,21%. Są to zarazem portfele o najniższej kapitalizacji i o wysokim ryzyku rynkowym spośród prezentowanych. Dostrzegalny wydają się być wpływ rozmiaru spółki na wysokość stopy zwrotu pomimo zaburzeń związanych z wskaźnikiem formowania portfeli E/P.

Tabela 5. Średnie wartości parametrów portfeli sortowanych ze względu na E(+)/P.

nr portfela	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$R_p - r_f$	4,79	4,96	3,72	3,72	3,01	2,70	4,65	3,54	5,21	4,45
β_{VW}	0,84	0,87	0,73	0,85	0,80	0,83	0,93	0,97	0,94	1,08
β_{EW}	0,87	0,58	0,77	0,89	0,67	0,77	1,05	0,98	0,96	1,81
$\ln(MV)$	4,74	5,26	5,58	5,87	6,11	5,82	5,21	4,74	4,30	4,27
$\ln(BV/MV)$	-0,29	-0,46	-0,61	-0,73	-0,83	-0,72	-0,58	-0,52	-0,11	-1,24
E/P dummy	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03	0,20	0,30	0,85	1,00
E(+)/P	0,30	0,10	0,07	0,06	0,05	0,03	0,02	0,01	0,00	0,00

Źródło: opracowanie własne.

Regresje przekrojowe – testy modeli jednowymiarowych

Metoda Fama-MacBetha

Proces estymacji metodą Fama-MacBetha (FM) jest dwuetapowy. Dla potrzeb testowania modelu CAPM akcje grupuje się w portfele. Zasada grupowania polega na wykonaniu regresji czasowych i oszacowaniu parametrów β_k dla każdego aktywa k na podstawie modelu:

$$R_{kt} - r_{ft} = \alpha_k + \beta_k (R_t^m - r_{ft}) + \varepsilon_{kt} \quad t = 1, \dots, T_0 \quad k = 1, \dots, N \quad (1)$$

następnie uszeregowaniu aktyw względem beta i sformułowaniu n portfeli.

Dla pogrupowanych akcji w portfele estymowane są parametry regresji przekrojowej:

$$R_{it} - r_{ft} = \gamma_{0i} + \gamma_{1i} \hat{\beta}_{it} + \eta_{it}, \quad i = 1, \dots, n,$$

gdzie $R_{it} - r_{ft}$, wzięty jako E_{it} , jest rzeczywistą nadwyżkową stopą zwrotu dla danego portfela z okresu, na który stawiana jest prognoza, $\hat{\beta}_{it}$ jest średnią arytmetyczną parametrów $\hat{\beta}_k$ obliczane z zależności liniowej (1), gdy $t = t_0, \dots, T_0 + t_0$. Zakładamy, że η_{it} jest zmienną losową o rozkładzie normalnym. Przesuwając horyzont czasowy o jeden okres rozumowanie jest powtarzane. W ten sposób otrzymuje się ciąg estymatorów parametrów $\hat{\gamma}_{1t}, \hat{\gamma}_{0t}$. Ostatecznie, jako estymatory parametrów $\hat{\gamma}_0, \hat{\gamma}_1$ są brane średnie z próby wygenerowanych parametrów, $\hat{\gamma}_{1t}, \hat{\gamma}_{0t}$. Testowanie istotności tych parametrów przebiega jak w przypadku braku zaburzenia na zmiennej niezależnej. Analogicznie prowadzone są metody estymacji w przypadku, gdy zmiennymi niezależnymi są zmienne fundamentalne brane odpowiednio do analizy.

Należy zauważyć, że przy testowaniu parametrów regresji przekrojowej dla modelu CAPM, zmienna niezależna, która jest estymatorem beta z kroku pierwszego jest obciążona błędem estymacji. Zaproponowana korekta błędu przez Shankena (1992) uwzględnia błąd estymatora $\hat{\beta}_i$. Z faktów tych wynikają wzory na asymptotyczne oszacowanie (względem T) nieznanymi wariancjami parametrów γ_0, γ_1 :

$$\begin{aligned} \text{Var}(\gamma_0) &\sim (1+c)\text{Var}(\hat{\gamma}_0) \\ \text{Var}(\gamma_1) &\sim (1+c)[\text{Var}(\hat{\gamma}_1) - \text{Var}(\bar{R}^m)] + \text{Var}(\bar{R}^m) \end{aligned}$$

gdzie

$$\hat{c} = \frac{\hat{\gamma}_1^2}{\text{Var}(\bar{R}^m)} \quad \text{ i } \quad \bar{R}^m = \frac{1}{T} \sum_{t=t_0}^T R_t^m.$$

Badanie empiryczne

Testy wykonane metodą Famy-MacBetha prezentuje Tabela 6. Prezentowane są wartości parametrów regresji przekrojowych oraz statystyki t-Studenta (FM t-Stud). Zastosowano korektę Shankena (Sh t-Stud) w regresjach, gdzie zmienną niezależną była beta rynkowa. Dla przyjętego poziomu istotności 0,10 statystyka t-Studenta wynosi 1,6716. Dla formowania portfeli w oparciu o

wskaźnik beta dla obu okien istotny jest wyłącznie rozmiar spółki - moduły statystyk FM mieszczą się w zakresie 1,72-2,74.

Tabela 6. Regresje przekrojowe dla formowania jednowymiarowego.

Okno estymacji: 1 rok						
Formowanie - β_{VW}						
X	γ_0	FM t-Stud	SH t-Stud	γ_1	FM t-Stud	SH t-Stud
β_{VW}	3,7593	3,4706	3,4607	0,4416	0,9067	0,9104
β_{EW}	4,0692	3,6958	3,6957	0,0575	0,1144	0,1144
ln(MV)	9,4472	2,4692	---	-1,0524	-1,7202	---
ln(BV/MV)	2,5403	1,8626	---	-1,3335	-0,8283	---
E(+)/P	2,4086	2,6420	---	28,1457	1,8347	---
Formowanie - β_{EW}						
β_{VW}	3,4535	3,5946	3,5503	0,9250	1,4683	1,4763
β_{EW}	3,8390	3,9115	3,9084	0,3157	0,7728	0,7761
ln(MV)	12,5719	3,1608	---	-1,6076	-2,7401	---
ln(BV/MV)	2,5625	2,0458	---	-1,3157	-0,7834	---
E(+)/P	4,1632	3,7068	---	-3,0765	-0,2758	---
Formowanie - ln(MV)						
β_{VW}	1,3257	0,9313	0,8136	3,2489	2,5424	2,3184
β_{EW}	2,7700	2,9688	2,9172	1,4847	2,5586	2,6580
ln(MV)	8,7309	4,0046	---	-0,9314	-3,6295	---
ln(BV/MV)	6,5876	3,5444	---	4,5266	3,4833	---
E(+)/P	3,9936	2,8352	---	-2,6255	-0,1517	---
Formowanie - ln(BV/MV)						
β_{VW}	2,4447	1,9123	1,7506	2,5643	1,8086	1,6948
β_{EW}	4,5521	4,2433	4,2385	-0,3760	-1,4928	-1,5196
ln(MV)	8,4170	3,5791	---	-0,8821	-2,7159	---
ln(BV/MV)	4,0188	3,9370	---	0,4538	0,9843	---
E(+)/P	6,0188	4,0130	---	-39,1339	-2,4675	---

Źródło: opracowanie własne.

Istotność dla krótszego okna przy β_{VW} potwierdza wskaźnik E/P - wartość t-Studenta wynosi 1,83. W przypadku formowania portfeli w oparciu o kapitalizację wysoką istotność przyjmują wszystkie wskaźniki poza E/P, dla okna jednorocznego. W oknie trzyletnim istotność potwierdzają jedynie rozmiar oraz ln(BV/MV).

Tabela 6 (cd). Regresje przekrojowe dla formowania jednowymiarowego.

Okno estymacji: 3 lata						
Formowanie - β_{VW}						
X	γ_0	FM t-Stud	SH t-Stud	γ_1	FM t-Stud	SH t-Stud
β_{VW}	4,3266	3,7333	3,7326	-0,1160	-0,1464	-0,1464
β_{EW}	4,1969	3,2104	3,2104	0,0289	0,0257	0,0257
ln(MV)	14,6482	2,3289	---	-2,0453	-1,7939	---
ln(BV/MV)	5,1373	3,2162	---	2,7880	1,3038	---
E(+)/P	2,8176	1,2771	---	31,7924	0,7077	---
Formowanie - β_{EW}						
β_{VW}	4,0916	3,7321	3,7298	0,2057	0,2194	0,2194
β_{EW}	4,2554	3,6758	3,6757	0,0625	0,0647	0,0647
ln(MV)	9,5026	2,8607	---	-1,0298	-2,2365	---
ln(BV/MV)	5,2073	3,5467	---	2,1094	1,2555	---
E(+)/P	4,5964	3,7101	---	-5,2715	-0,4622	---
Formowanie - ln(MV)						
β_{VW}	3,4453	2,4128	2,3994	0,6172	0,3769	0,3752
β_{EW}	4,2670	2,9219	2,9207	0,2281	0,2802	0,2803
ln(MV)	8,9198	4,2138	---	-0,9249	-4,0069	---
ln(BV/MV)	8,1231	4,0658	---	6,2466	3,8117	---
E(+)/P	3,0403	2,1031	---	18,1043	0,7131	---
Formowanie - ln(BV/MV)						
β_{VW}	5,7555	2,5673	2,4382	-1,9228	-0,7735	-0,7380
β_{EW}	4,0815	3,6502	3,6473	0,3135	0,5190	0,5198
ln(MV)	9,3911	3,6167	---	-1,0255	-2,6735	---
ln(BV/MV)	4,1989	4,0326	---	0,6037	1,4140	---
E(+)/P	7,4110	2,9590	---	-65,9884	-1,6240	---

Źródło: opracowanie własne.

Należy zauważyć, że ukazuje się model rynkowy gdzie portfelem rynkowym jest WIG. Korygowana statystyka przy premii rynkowej wynosi 2,31, zarazem wyraz wolny wydaje się być nieistotny (Sh t-Stud = 0,81). Natomiast, przy formowaniu portfeli w oparciu o logarytm naturalny BV/MV istotność potwierdzają β_{VW} , rozmiar oraz E/P dla okna rocznego. Na podstawie tabeli można stwierdzić dominującą rolę kapitalizacji, która występuje nie tylko w

$\ln(BV/MV)$, ale także odgrywa istotną rolę w indeksie WIG (stąd istotność β_{vw}).

Podsumowanie

Przeprowadzone badania wydają się potwierdzać zmianę trendu wymianianego w literaturze przedmiotu efektu kapitalizacji. Z efektu małych spółek do efektu dużych [Dimson, Marsh (1999)]. Wyniki przeprowadzonych regresji przekrojowych dla portfeli formowanych w oparciu o kapitalizację potwierdzają silną zależność wobec stóp zwrotu. Portfele formowane w ten sposób silnie polaryzują pozostałe wskaźniki. Istotnym wydaje się być stosunek BV/MV niezależnie od przyjętego okna estymacji. Powodem jaki wpływa na wyniki jest zawarta we wskaźniku kapitalizacja. Jednak nie jest odporny na każde formowanie portfeli jak w przypadku kapitalizacji. Ponadto tylko dla kapitalizacji udało się uzyskać największy rozstęp przekrojowych stóp zwrotu. Ryzyko rynkowe wydają się odgrywać rolę tylko w rocznym oknie estymacji. Prawdopodobnie związane jest to z dynamicznym rozwojem giełdy, gdzie duża liczba debiutów znajduje wyraz we wrażliwości na ryzyko rynkowe.

Przeprowadzone testy nie dają wyczerpującej odpowiedzi o ukrytych czynnikach ryzyka pozwalających wyjaśnić przekrojowe stopy zwrotu poza wskazaną kapitalizacją. Efekt małych spółek jaki w pracy wykazano nie jest jedyną anomalią negującą silną postać efektywności rynku. Istotność wyrazów wolnych pozostawia miejsce dla innych nieznanymi czynników ryzyka wyjaśniających Polską giełdę.

Literatura

1. Banz R., *The Relationship Between Market Value and Return of Common Stocks*, Journal of Financial Economics, 1981
2. Basu S., *Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis*, Journal of Finance 23 1977, 663-682
3. Black F., Jensen M., Scholes M., *The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests Journal of Political Economy* (Michael C. Jensen, ed., Praeger Publishers Inc., 1972.) 79-121
4. Chan K.C., Chen N.F., *Structural and Return Characteristics of Small and Large Firms*, The Journal of Finance, 1991, Vol. 46, 1467-1484

5. Czapkiewicz A. Masłoń W., *Budowanie optymalnego portfela na podstawie modelu Sharpe'a przy różnych charakterystykach portfela rynkowego*, Buczek S., Fierla A. [red.] Rynek Kapitałowy w Polsce i na świecie – jak mądrze inwestować, pod redakcją Buczek S. i Fierla A., Oficyna Wydawnicza SGH 2008, 53-63.
6. Czekaj J., Woś M., Żarnowski J., *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce. Z perspektywy dziesięciolecia*, Czekaj J. [red] Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2001, 112-131
7. Dimson E., Marsh P., *Murphy's Law and Market Anomalies*, Journal of Portfolio Management 53-69.
8. Elton E.J., Gruber M.J., *Nowoczesna teoria portfelowa i analiza papierów wartościowych*. WIG Press, Warszawa, 1998.
9. Fama, E.F., French K.R., *The Cross-Section of Expected Stock Returns*, The Journal of Finance, 1992, 47, 427-465.
10. Fama E., MacBeth J., *Risk, return, and equilibrium: Empirical tests*, Journal of Political Economy, 81, 1973, 607-636.
11. Fisher L., *Some new stock-market indexes*, Journal of Business, 39, 1966, 191-225.
12. Shanken J., *On the Estimation of Beta-Pricing Models*, The Review of Financial Studies, 5, 1992, 1-33.
13. Sharpe W. F., *Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk*, Journal of Finance, 19, 1964, 425-442
14. Sharpe W. F., *Portfolio theory and capital markets*, McGRAW-HILL, New York, 1970.
15. Stattman D., *Book values and stock returns The Chicago MBA: Journal of Selected Papers* 4, 25-45

STRESZCZENIE

Modele wyceny dóbr kapitałowych stosowanych w praktyce posiadają wiele wad co uniemożliwia skuteczność wyceny. Przyjmuje się a priori standardową postać modelu CAPM, która w praktyce nie ma potwierdzenia. Niniejsza praca ma na celu zbadanie zależności między przekrojowymi stopami zwrotu, a głównymi wielkościami fundamentalnymi spółek. Stosując model regresji przekrojowej do wyznaczenia jej niezależnych parametrów zastosowano podejście Fama-MacBetha, które przystosowano do realiów polskiego rynku. W przypadku gdy zmienną niezależną był estymowany z próby parametr $\hat{\beta}_i$ - współczynnik agresywności dla i -tego portfela, dla celów testowania istotności parametrów zastosowano poprawkę Shankena (1992). Jako portfel rynkowy

przyjęto dwa indeksy: ważony portfel WIG oraz portfel zrównoważony, tzw. Indeks Fishera.

Niniejsza praca wskazuje główne przyczyny braku istotności modelu na polskim rynku. Zawarte są testy modeli jednowymiarowych dla różnych sposobów formowania portfeli. Ujęta jest także czułość rynku na wielkość spółki, stosunek wartości księgowej do rynkowej oraz wartości zysku do ceny. Badania potwierdzają silny wpływ kapitalizacji będącej podstawową wielkością braną pod uwagę we współczesnych modelach wyceny na świecie.

Badanie obejmuje okres od stycznia 2003 roku do grudnia 2007.

THE INFLUENCE OF SOME MARKET FACTORS ON THE EXPECTED STOCK RETURNS

SUMMARY

In this paper the cross regression section model was searched. The market portfolios based on Warsaw Stock Exchange “WIG” index and Fisher Index were discussed. The estimation of parameters in the beta-pricing model were constructed. The Fama-MacBeth approach and Shanken’s procedure were taken for the market risk premium estimation. Two easily measured variables, size and book-to-market equity were also considered as the independent variables in the cross-regression section. Furthermore, the influence of an earning-price ratio on the expected stock returns was discussed.

The analysis includes the period from January 2003 to December 2007 year.

Translated by A. Czapkiewicz

Dr Anna Czapkiewicz
Akademia Górniczo-Hutnicza
gzrembie@cyf-kr.edu.pl

Wojciech Masłoń
Akademia Górniczo-Hutnicza