Ekonomia Menedżerska
2009, nr 5, s. 97–106

Anna Czapkiewicz*, Wojciech Masłoń**

Wpływ portfela rynkowego oraz opóźnienia wybranych rynkowych czynników na przekrojowe stopy zwrotu

1. Wprowadzenie

W. F. Sharpe (1964) oraz J. Lintner (1965) wykazali, że gdy rynek jest w stanie równowagi, wartość oczekiwana stopy zwrotu portfela zależy liniowo od ryzyka rynkowego (model CAPM).

Przeprowadzone badania empiryczne na rynku amerykańskim nie potwierdziły jednak tej teorii. Lata osiemdziesiąte oraz dziewięćdziesiąte obfitowały w prace, które starały się wyjaśnić brak funkcjonowania modelu CAPM. Podejmowano próby wykrycia anomalii skorelowanych ze stopami zwrotu akcji. Okazało się, że rynkowa beta, czyli współczynnik określający udział ryzyka danego waloru w ryzyku rynkowym, 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 z poziomem stopy zwrotu możliwej do osiągnięcia na rynku, była praca E. F. Famy i K. R. Frencha (1992). Ponadto zagadnieniom tym poświęcone są prace m.in. [1, 4], gdzie wykazano wpływ wielkości spółek

* Akademia Górniczo-Hutnicza w Krakowie, Wydział Zarządzania, Katedra Ekonomii i Ekonometrii, e-mail: gzrembie@cyf-kr.edu.pl
** Student Akademii Górniczo-Hutniczej w Krakowie, Wydział Zarządzania

na stopy zwrotu oraz [17, 13], w których wykazano istotny wpływ stosunku wartości księgowej do rynkowej. Efekt wpływu E/P został wykazany przez S. Basu [2] na rynku amerykańskim.

Prezentowana praca jest kontynuacją prób weryfikacji rozważań w odniesieniu do warunków polskich. Poprzednie prace [6] prezentują istotność strategii inwestycyjnych na podstawie wymienionych wielkości w okresie od września 1995 roku do września 2000 roku. Zauważa się efekt dużych spółek, ale niepotwierdzony statystycznie. Niewrażliwe wydają się strategie budowane na podstawie wskaźnika MV/BV. Biorąc jako portfel rynkowy indeks WIG, wykazano brak zależności między rynkową betą a nadwyżkowymi stopami zwrotu. Brak tej zależności został potwierdzony w badaniach [5] dla historycznych danych w okresie od stycznia 2004 roku do grudnia 2006 roku.

W prezentowanej pracy przedstawiono dyskusję nad wpływem portfela rynkowego na przekrojowe stopy zwrotów przy różnych sposobach formowania portfeli. Ponadto zbadano wpływ opóźnienia dla wskaźników BV/MV i E/P na przekrojowe nadwyżkowe stopy zwrotu.

Podobne badania przeprowadzono na rynku amerykańskim [9], gdzie posłużono się opóźnieniem półrocznym. Związane to było z faktem, iż sprawozdania finansowe firm publikowane były wyłącznie w ostatnich trzech miesiącach roku. Dlatego też dane aktualizowane były co rok. W warunkach polskich konieczne jest ujęcie specyfiki kwartalnego publikowania wyników. Z tego powodu praca ma na celu wykazanie wpływu opóźnień kwartalnych.

Badanie stóp przekrojowych obejmuje okres od stycznia 2001 roku do grudnia 2007. Do wyznaczenia parametrów cen ryzyka zastosowano podejście Fama–MacBetha (1973), które przystosowano do realiów polskiego rynku.

2. Opis badania

Dane fundamentalne oraz baza notowań, będące przedmiotem niniejszej pracy, zostały zaczerpnięte z WGPW. Posłużono się periodyzacją miesięczną. Stopy zwrotu zawierają korekty o wartość splitu, prawa poboru oraz dywidendy. Okres badawczy obejmuje lata 2001–2007. 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 wykazało możliwość założenia normalności rozkładu (czyli log-normalności rozkładu wskaźników). W pracy

założono, że spółka posiada dane pozwalające oszacować model CAPM oraz dysponuje danymi fundamentalnymi w okresie poprzedzającym t–1 oraz BV/MV >0. W badaniu posłużono się portfelami, które formowano według obliczonych decyli określonych wskaźników. Parametry $\hat{\beta}_k$ zostały obliczone na podstawie miesięcznych stóp zwrotu w horyzoncie czasowym jednego roku. Wszystkie wymienione wyżej wskaźniki liczone są na koniec miesiąca t w badanym okresie. Stopa zwrotu z portfela R_{t+1} jest równoważoną stopą zwrotu *ex post* na okres $t+1$.

Przyjęto dwie postacie portfela rynkowego: indeks równoważony (EW – *equal-weighed*) oraz ważony wartościowo (VW – *value-weighed*). Indeks równoważony jest średnią stóp zwrotu wszystkich spółek dostępnych na rynku. Natomiast jako indeks ważony wartościowo przyjęto wartość indeksu WIG. Indeksy te wykorzystano do wyznaczania parametrów rynkowych.

3. Regresje przekrojowe – testy modeli jednowymiarowych

3.1 Metoda Fama–MacBetha

Proces estymacji metodą Famy i MacBetha (1973) (FM) jest dwuetapowy. Pierwszy krok polega na wyznaczeniu parametrów dla poszczególnych spółek w okresie t–1. Następnie na ich podstawie formułowane są portfele[1], oparte na rankingu dla danego wskaźnika. Parametry portfelowe są wyznaczane zgodnie z wzorem:

$$F_{t-1-l}^{p} = \sum_{i=1}^{k} F_{t-1-l}^{i} \qquad R_t^p = \sum_{i=1}^{k} R_t^i$$

gdzie,

k – liczba spółek w portfelu;
l – opóźnienie wzięte dla danych ln(BV/MV) oraz E/P, l={0,3};
F_{t-1-l}^{p} – wskaźnik portfela w okresie $t-1-l$;
R_t^p – portfelowa stopa zwrotu, która jest miesięczną prognozą *ex post*

Opóźnienie l przyjmujące wartość zero jest równoważne założeniu o braku opóźnienia. Natomiast opóźnienie l=3 jest równoważne założeniu istnienia pamięci rynku dotyczącej jego wyceny na podstawie raportów.

Ryzyko rynkowe $\hat{\beta}_k$ (beta) zostało oszacowane metodą najmniejszych kwadratów z modelu regresji czasowej:

[1] Zastosowano formowanie portfeli tak jak w pracy E. F. Famy i K. R. MacBetha (1973). Zbliżone wyniki wychodziły przy założeniu o losowym rozmieszczeniu odchyłek liczby aktywów od średniej ich liczby przypadającej na jednostkę portfela.

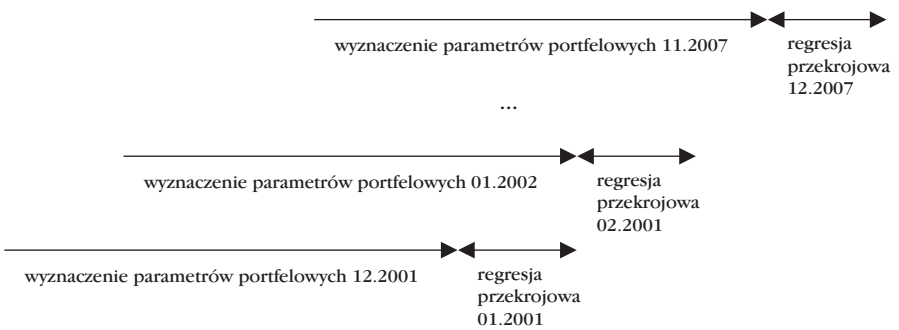
$$R_t^k - r_t^f = \alpha_t^k + \beta^k (R_t^m - r_t^f) + \varepsilon_t^k \qquad t = 1,\ldots,12 \qquad k = 1,\ldots, n$$

gdzie n jest liczbą spółek.

Po wyznaczeniu estymatorów $\hat{\beta}_k$ oraz czynników *Ln(MV), Ln(BV/MV), E/P* formowano portfele. Aby wykazać różny zakres zmienności stóp zwrotu, formowanie portfeli odbywało się na podstawie rankingu według jednego wybranego parametru z powyższego zbioru. W następnym kroku (Rys. 1) wykonano regresję przekrojową dla każdego okresu zgodnie z równaniem:

$$R_t^p - r_t^f = \gamma_t^0 + \gamma_t^1 F_{t-1}^p + \eta_t^p$$

Współczynniki z powyższej estymacji zachowujemy, następnie „przesuwamy" procedurę o kolejny miesiąc (Rys. 1). Powtarzamy procedurę do grudnia 2007 r.



Rys. 1. Procedura FM

W ten sposób otrzymujemy ciąg estymatorów parametrów $\hat{\gamma}_t^0$, $\hat{\gamma}_t^1$. Ostatecznie, jako estymatory parametrów $\hat{\gamma}^0$, $\hat{\gamma}^1$ są brane średnie z próby wygenerowanych parametrów, $\hat{\gamma}_t^0$ $\hat{\gamma}_t^1$:

$$\hat{\gamma}^k = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} \hat{\gamma}_t^k \text{ dla } k = \{0,1\}$$

$$s^k = \sqrt{\frac{1}{T-1}\sum_{t=1}^{T} (\hat{\gamma}_t^k - \hat{\gamma}^k)^2}$$

$$t_{FM}^k = \frac{\left|\hat{\gamma}^k\right|}{s^k / \sqrt{T}}$$

Po wykonaniu wszystkich wyliczeń zmienialiśmy parametr formowania portfeli i ponownie wykonywana była procedura FM.

3.2 Korekta wariancji estymatora premii za ryzyko

Jeśli zamiast wskaźnika, dyskutowanego w poprzednim ustępie, rozważymy „beta"- $\hat{\beta}_{t-1}^{p}$ rynkowe to zauważamy, że przy testowaniu parametrów regresji przekrojowej dla modelu CAPM, zmienna niezależna, która jest estymatorem parametru „beta" z kroku wcześniejszego jest obarczona błędem estymacji. Zaproponowana korekta błędu estymatora przez J. Shankena (1992) uwzględnia błąd estymatora $\hat{\beta}_i$ który jest estymatorem wyznaczonym metodą najmniejszych kwadratów z etapu pierwszego. Punktem wyjścia do rozważań jest równanie:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_t^m + \varepsilon_{it} \qquad t = 1,\ldots,T \qquad i = 1,\ldots,\mathrm{N}$$

Uśredniając powyższe równanie względem wskaźnika T oraz korzystając ze związków:

$$E_i = E(R_{it}) = \alpha_i + \beta_i E(R_t^m), \quad E_i = \gamma_0 + \beta_i \gamma_1$$

oraz z zależności $\gamma_1 = E(R^m) - \gamma_0$ można pokazać zależność:

$$\bar{R}_i - \beta_i \bar{R}^m = \gamma_0 (1 - \beta_i) + \bar{\varepsilon}_i$$

Jeśli przyjmiemy, że $\hat{X}_i = (1 - \hat{\beta}_i)$ a $\hat{X} = \left[\hat{X}_1,\ldots,\hat{X}_n\right]^T$, to można pokazać, że estymatory $\hat{\gamma}_0$, $\hat{\gamma}_1$ mają postać:

$$\hat{\gamma}_0 = \hat{A}(\bar{R}_i - \hat{\beta}_i \bar{R}^m), \quad \hat{\gamma}_1 = \bar{R}^m - \hat{\gamma}_0$$

gdzie $\hat{A} = (\hat{X}^T \hat{X})^{-1} \hat{X}^T$

Uwzględniając błąd estymatora $\hat{\beta}_i = \beta_i + U$ oraz fakt, że

$$\sqrt{T}(Var(\hat{U}) - Var(U)) \sim \frac{Var(\varepsilon_i)}{Var(R^m)}$$

można wykazać, że estymatory $\hat{\gamma}_0, \hat{\gamma}_1$ są estymatorami zgodnymi, zbieżnymi według rozkładu, do rozkładu normalnego z zerową wartością oczekiwaną i macierzą wariancji Ω. Można również pokazać asymptotyczną zbieżność do Ω wariancji z próby liczonych dla estymatorów $\hat{\gamma}_0$, $\hat{\gamma}_1$ z nałożoną poprawką korygującą. Z faktów tych wynikają wzory na asymptotyczne oszacowanie (względem T) nieznanych wariancji parametrów γ_0, γ_1:

$$Var(\gamma_0) \sim (1+c)Var(\hat{\gamma}_o)$$

$$Var(\gamma_1) \sim (1+c)[Var(\hat{\gamma}_1) - Var(\bar{R}^m)] + Var(\bar{R}^m)$$

gdzie $\hat{c} = \dfrac{\hat{\gamma}_1^2}{Var(R^m)}$

4. Badanie empiryczne

4.1 Wpływ opóźnionych rynkowych czynników na przekrojowe stopy zwrotu

Biorąc kolejno ln(MV/BV) oraz E/P w wariancie opóźnionym (l=3) jak i przy braku opóźnienia (l=0), przeprowadzono procedurę FM omówioną w punkcie 2.1. Rozmiar spółki reprezentowany przez ln(MV) przedstawia wyłącznie wartości dla danych bieżących (bez opóźnienia). Wyniki prezentuje tabela 1, w której zamieszczono wartości parametrów regresji przekrojowych oraz statystyki *t*-Studenta (FM t-stat) dla wskaźników opóźnionych i nieopóźnionych. Panele A–E przedstawiają rezultat regresji przekrojowych otrzymany na portfelach formowanych na podstawie wymienionych parametrów. Posłużono się dwojaką postacią portfela rynkowego, stąd też dwa oznaczenia bet: β_{VW} – dla portfela ważonego wartością (WIG) oraz β_{EW} – dla portfela równoważonego. Dla przyjętego poziomu istotności 0,10 statystyka t-Studenta wynosi 1,66.

Tabela 1

Regresje przekrojowe dla opóźnionych i nieopóźnionych czynników rynkowych

	l = 0					l = 3		
Panel A: Formowanie – β_{VW}								
X	$\hat{\gamma}^0$	**FM t-stat**	$\hat{\gamma}^1$	**FM t-stat**	$\hat{\gamma}^0$	**FM t-stat**	$\hat{\gamma}^1$	**FM t-stat**
ln(MV)	3,8109	1,6538	–0,2837	–0,6923	…	–	–	–
ln(BV/MV)	1,7216	1,5415	0,5627	0,4294	… 2,3500	2,5475	0,8077	0,8222
E/P	1,1174	1,4413	16,5537	1,9041	… 1,1484	1,3749	11,4931	1,3548

Tabela 1, cd.

Panel B: Formowanie – β_{EW}								
ln(MV)	8,1872	2,8318	–1,1391	–2,5989	…			
ln(BV/MV)	1,1457	1,1286	–0,4300	–0,3018	…	2,3523	2,2751	1,2988	0,9256
E/P	2,0619	1,8239	–1,5257	–0,1026	…	1,4785	1,6295	5,9608	0,5826
Panel C: Formowanie – ln(MV)								
ln(MV)	4,9857	2,9401	–0,549	–2,7459	…			
ln(BV/MV)	4,2057	3,0755	2,9161	3,0230	…	3,6535	3,0131	2,9389	3,1731
E/P	2,2131	2,1930	–3,4561	–0,3105	…	2,2971	2,0577	–3,6928	–0,2641
Panel D: Formowanie – ln(BV/MV)								
ln(MV)	5,2998	2,9827	–0,6266	–2,5833	…			
ln(BV/MV)	2,1755	2,6109	0,4172	1,1475	…	2,3936	2,8951	1,0103	3,2769
E/P	3,2170	2,6111	–22,1297	–1,6133	…	1,7719	1,7051	7,0280	0,6431
Panel E: Formowanie – E/P								
ln(MV)	4,5359	1,6929	–0,4891	–1,1570	…			
ln(BV/MV)	2,5249	2,5428	1,1269	1,6666	…	2,7371	2,9617	2,4336	5,0509
E/P	1,8735	2,1265	4,4934	1,1728	…	1,9929	2,3087	2,0431	0,5676

Źródło: opracowanie własne

Formowanie portfeli na podstawie ryzyka rynkowego nie daje jednakowych wyników. Istotnym czynnikiem wydaje się relacja E/P przy portfelu rynkowym WIG (Panel A). Natomiast niezmiennie przy założeniu portfela rynkowego EW – istotna jest cena za ryzyko związane z wielkością spółki (Panel B). Formowanie portfeli względem kapitalizacji (Panel C) potwierdza wagę wielkości spółki. Istotność premii związanej z BV/MV bez względu na opóźnienie przyjmuje wartość powyżej trzech. W przypadku sortowania portfeli na podstawie wskaźnika E/P oraz BV/MV (Panel D i E) wyróżnia się istotna premia związana z wskaźnikiem BV/MV (t-stat wynoszą 3,2769 oraz 5,0509).

4.2 Wpływ portfela rynkowego na przekrojowe stopy zwrotu

Badając wpływ portfelowego beta na przekrojowe stopy zwrotu pogrupowanych w portfele spółek, badanie statystyczne przeprowadzono na podstawie modelu Fama–MacBetha, jednocześnie stosując korektę [12]. Wyniki w panelach A-E prezentuje Tabela 2.

Tabela 2

Regresje przekrojowe w przypadku portfela rynkowego

Panel A: Formowanie – β_{VW}						
X	$\hat{\gamma}^0$	**FM t-stat**	**SH t-stat**	$\hat{\gamma}^1$	**FM t-stat**	**SH t-stat**
β_{VW}	1,9369	2,4616	2,4599	0,2385	0,6681	0,6702
β_{EW}	2,0879	2,6180	2,6174	0,1690	0,6499	0,6520
Panel B: Formowanie – β_{EW}						
β_{VW}	1,8255	2,5108	2,5056	0,4143	0,8203	0,8232
β_{EW}	2,0440	2,6527	2,6518	0,1968	0,6510	0,6531
Panel C: Formowanie – ln(MV)						
β_{VW}	2,2763	0,8889	0,8878	0,3192	0,1359	0,1358
β_{EW}	1,1931	1,6042	1,5911	0,9831	2,8224	3,0023
Panel D: Formowanie – ln(BV/MV)						
β_{VW}	2,3365	2,0161	2,0113	–0,4441	–0,3601	–0,3596
β_{EW}	1,6371	2,0620	2,0549	0,6343	2,4904	2,6200
Panel E: Formowanie – E/P						
β_{VW}	1,2880	1,1999	1,1899	0,8314	0,7246	0,7217
β_{EW}	2,1920	2,8403	2,8394	0,1925	0,6662	0,6685

Źródło: opracowanie własne

Można zauważyć, że wnioskowanie zależy od sposobu formowania spółek w portfele. Istotność portfela rynkowego EW została potwierdzona tylko w przypadku formowania portfeli ze względu na jego rozmiar oraz wartości księgową i rynkową. Statystyki testujące FM t-stat przyjmują wartości powyżej dwa. Można zauważyć, że w przypadku portfela EW występuje też nieistotność współczynnika wyrazu wolnego γ_0 (SH t-stat = 1,59) dla formowania według kapitalizacji. W przypadku portfela VW premie za ryzyko odrzucały model CAPM w każdym przedstawionym panelu.

5. Podsumowanie

Na podstawie przeprowadzonego badania można stwierdzić, iż na wartość przyszłych stóp zwrotu uniwersalny wpływ ma wielkość spółki. Wielkość BV/MV ma znaczenie wyłącznie wobec danych opóźnionych. Wydaje się, iż informacja dotycząca bieżącej oceny kondycji spółki bardziej jest związana z jej rozmiarem. Miara E/P znajduje wyraz dla spółek agresywnych względem WIG. Także niewystarczająco tłumaczy przekrojowe stopy zwrotu w pozostałych sposobach określania portfeli. Relacja zysku do ceny konsumowana jest relacją wartości księgowej do rynkowej, co podnosi wagę ostatniej miary. Podobne wnioski można uzyskać, analizując sytuację z betą portfela EW i kapitalizacją.

Wpływ zmiennych opóźnionych skłania do twierdzenia o nieefektywności rynku. Informacje historyczne mogą mieć wpływ na poziom osiąganych stóp zwrotu. Jednakże silny i widoczny wpływ rozmiaru spółki bez względu na przyjęte opóźnienie znajduje wyraz w ryzyku rynkowym β_{EW} oraz w BV/MV.

W przeprowadzonym badaniu istotność parametru rynkowego wykazano wyłącznie dla portfeli tworzonych ze spółek względem ich kapitalizacji oraz wielkości będącej ilorazem wartości księgowej do rynkowej. Można sądzić, że równoważony portfel zachowuje się mniej dyskryminacyjnie w przeciwieństwie do ważonego wartością. Wyniki przeprowadzone w punkcie 3.2 dowodzą znacznego wpływu kapitalizacji i można sądzić, że jest ona potencjalnym źródłem ryzyka dla spółek występujących na rynku.

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" 1977, 23, s. 663–682.

[3] Black F., Jensen M., Scholes M., *The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests*, „Journal of Political Economy" 1972, s. 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, s. 1467–1484.

[5] Czapkiewicz A., Masłoń W., *Budowanie optymalnego portfela na podstawie modelu Sharpe'a przy różnych charakterystykach portfela rynkowego*, w: *Rynek kapitałowy w Polsce i na świecie – jak mądrze inwestować*, pod red. Buczek S. i Fierla A., Oficyna Wydawnicza SGH 2008, s. 53–63.

[6] Czekaj J., Woś M., Żarnowski J., *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce. Z perspektywy dziesięciolecia*, pod red. Czekaj J., Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2001, s. 112–131.

[7] Dimson E., Marsh P., *Murphy's Law and Market Anomalies*, „Journal of Portfolio Management" 1998, s. 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, s. 427–465.
[10] Fama E., MacBeth J., *Risk, return, and equilibrium: Empirical tests*, „Journal of Political Economy" 1973, 81, s. 607–636.
[11] Fisher L., *Some new stock-market indexes* „Journal of Business" 1966, 39, s. 191–225.
[12] Lintner J., *The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets,* „Review of Economics and Statistics" 1965, 47, s. 13–37.
[13] Rosenberg B., Reid K., Lanstein R., *Persuasive evidence of market inefficiency*, „Journal of Portfolio Management" 1985, 11, s. 9–17.
[14] Shanken J., *On the Estimation of Beta-Pricing Models*, „The Review of Financial Studies" 1992, 5, s. 1–33.
[15] Sharpe W. F., *Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk* „Journal of Finance" 1964, 19, s. 425–442.
[16] Sharpe W. F., *Portfolio theory and capital markets,* McGRAW-HILL, New York 1970.
[17] Stattman D., *Book values and stock returns,* „The Chicago MBA: Journal of Selected Papers" 1980, 4, s. 25–45.