

Stanisław Urbański

Akademia Górniczo-Hutnicza w Krakowie

WPLYW WYBRANYCH WSKAŹNIKÓW MAKROEKONOMICZNYCH NA WYNIKI FINANSOWE POLSKICH SPÓŁEK GIEŁDOWYCH

1. Wstęp

Zaproponowany przez Famę i Frencha trójczynnikowy model dobrze opisuje zmienność stóp zwrotu na rynku akcji. Zmienne objaśniające modelu stanowiły przedmiot szerokich wcześniejszych badań. Autorzy pracy [Rosenberg, Reid, Lanstein 1985, s. 9-17] stwierdzili, że przeciętne zwroty z akcji amerykańskich wykazują dodatnią zależność od relacji wartości rynkowej do wartości księgowej – BV/MV. Łączny wpływ współczynnika beta i wielkości spółki na rozkład przeciętnych zwrotów z akcji amerykańskich ocenili Fama i French [1992, s. 427-465]¹. Wyniki badań w cytowanych wyżej pracach wykazywały istotną zależność między wartością BV/MV i wielkością spółki a przyszłymi stopami zwrotu. Niejasna mogła wydawać się jednak geneza zauważonego związku. Ekonomiczną lukę wypełniła po części praca [F&F 1995, s. 131-155], w której wykazano, że istotny wpływ na zachowanie cen papierów wartościowych w relacji do rozmiaru i BV/MV ma struktura zysków. Uzyskane wyniki w powiązaniu z wcześniejszymi badaniami dotyczącymi relacji między wielkością i BV/MV, a także przyszłymi zwrotami pozwalają wysunąć przypuszczenie, że to zmiana zysków spółek jest determinującym czynnikiem przyszłych zwrotów w przypadku małych i dużych spółek. Niestety, F&F nie znaleźli dowodów na to, że za zmiany stóp zwrotu odpowiedzialna jest relacja między wynikami finansowymi a BV/MV. Autorzy ci zwracali również uwagę, że nadal niewyjaśnioną kwestią pozostaje poznanie zmiennych objaśniających, które generowałyby zysk i stopę zwrotu jednocześnie.

Wobec zaawansowanych prac dotyczących poszukiwania zmiennych objaśniających stopy zwrotu i stwierdzonego wpływu na nie struktury zysków, w niniejszej

¹ W dalszej części pracy pozycje Famy i Frencha oznaczano jako F&F.

pracy podjęto próbę budowy modelu objaśniającego czynniki oceny oraz ich relacje do czynników wyceny spółek giełdowych. Czynniki oceny przedsiębiorstwa zdefiniowano jako dynamikę zmian podstawowych wyników finansowych, czynniki wyceny zaś jako relację BV/MV oraz relację zysku do wartości księgowej – E/MV. Tym samym postawiony cel pracy wydaje się być tożsamy z niewyjaśnionym problemem, postawionym przez F&F, sprowadzającym się do poznania zmiennych generujących zyski oraz relacji zysków i cen rynkowych spółek.

Wskazówką do wyboru rodzaju zmiennych objaśniających mogą być prace, w których autorzy podejmowali próby opisu stóp zwrotu, stosując fundamentalne implementacje modeli ICAPM lub APT. Przykładem mogą być następujące opracowania [Burmeister, McElroy 1988, s. 721-733; Sorensen i in. 1989; Chen, Roll, Ross 1986, s. 383-404; Petkova 2006].

2. Model teoretyczny

Zmienna objaśniana zdefiniowana została za pomocą funkcji FUN oraz LICZ, przedstawionych zależnościami (1) i (2):

$$FUN = \frac{nor(ROE) \cdot nor(P) \cdot nor(ZO) \cdot nor(ZN)}{nor(MV/E) \cdot nor(MV/BV)} \cdot L(s, l_k) \quad (1)$$

gdzie:

$$nor(F_j) = \left[a_j + b_j - a_j \cdot \frac{F_j - c_j \cdot F_j^{\min}}{d_j \cdot F_j^{\max} - c_j \cdot F_j^{\min} + e_j} \right] \cdot W(s, p_k) \quad (2)$$

LICZ – wartość licznika funkcji FUN; F_j – zmienne stanowiące dynamikę zmian: przychodów netto ze sprzedaży – P, zysku operacyjnego – ZO, zysku netto – ZN, wskaźników ROE, MV/E i MV/BV, z danego kwartalnego okresu sprawozdawczego w stosunku do średnich wartości z analogicznych kwartałów trzech ostatnich lat; $L(s, l_k)$, $W(s, p_k)$ – dokładna interpretacja tych funkcji oraz ich zmiennych przedstawiona została w pracy [Urbański 2004, s. 66-85]; a_j , b_j , c_j , d_j – współczynniki określające postać transformacji zmiennej do wybranego obszaru unormowanego.

Funkcja LICZ przedstawia dynamikę zmian podstawowych wyników finansowych, stanowić może więc czynnik oceny przedsiębiorstwa. Mianownik funkcji FUN przedstawia czynnik wyceny, określa bowiem relacje wartości rynkowej do wartości księgowej i zysku spółki. Wobec tego maksymalne wartości FUN odpowiadają spółkom o wysokiej dynamice zmian wyników finansowych, które jeszcze nie zostały uwzględnione przez rynek przez wzrost cen. Innymi słowy, spółki o najwyższych wartościach FUN wydają się być najbardziej atrakcyjne dla inwestorów. Wartości LICZ i FUN określone zostały dla wszystkich badanych spółek na koniec kwartałów analizowanego okresu. Model opisujący zmiany LICZ i FUN zaproponowano, bazując na dwuetapowej procedurze Famy-MacBetha, zastosowanej do

testowania modelu CAPM i przedstawionej w pracy [Fama, MacBeth 1973, s. 607-636]. Pierwsze przejście modelu stanowią regresje liniowe szeregów czasowych określone dla analizowanego portfela i zależnością (3):

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_{ik} FO_t + e_{it} , \quad (3)$$

gdzie Y_{it} stanowi wartości funkcji LICZ lub FUN, FO zaś wartości zmiennych objaśniających w kwartale t . Wektor parametrów regresji (3) – β_{ik} (zwanych dalej beta-mi), stanowiący obciążenia ustalonych zmiennych objaśniających modelu – określony może być metodą najmniejszych kwadratów. Zastosowanie uogólnionej metody GLS wymaga określenia macierzy kowariancji składników resztowych, która zazwyczaj nie jest znana. Wykorzystać w tym przypadku można dwuetapową procedurę transformacji zmiennych, eliminując wpływ autokorelacji² i heteroskedastyczności.

Drugie przejście procedury Famy-MacBetha sprowadza się do regresji przekrojowych w każdym okresie lub do jednej regresji przekrojowo-czasowej określonej na podstawie danych panelowych, zgodnie z zależnością (4). W każdym przypadku zmiennymi są bety określone w pierwszym przejściu.

$$Y_{it} = \gamma_0 + \sum_{k=1}^K \beta_i \gamma_k + \varepsilon_{it} . \quad (4)$$

Wektor parametrów strukturalnych regresji (4) $\Gamma = [\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_K]$ stanowi obciążenia bet określonych w pierwszym przejściu i określa tempo zmian funkcji Y_{it} spowodowane zmianą bet.

3. Dane i analiza szeregów czasowych

Zmienne objaśniające modelu (3) stanowią wybrane wskaźniki makroekonomiczne dotyczące polskiej gospodarki. Decyzję o ilości zmiennych podjęto na podstawie badań literaturowych dotyczących testów fundamentalnego modelu wielowskaźnikowego, opisującego stopy zwrotu na rynku akcji [Burmeister, McElroy 1988, s. 721-733; Chen, Roll, Ross 1986, s. 383-404 i inne]. Analizie poddano cztery wskaźniki, takie jak: rentowność 91-dniowych bonów skarbowych, wartość wskaźnika skłonność do zakupów, będącego składową wskaźnika optymizmu konsumentów, liczonego w Polsce przez Ipsos-Demoskop³, dynamika produktu krajowego brutto, liczona na podstawie skumulowanych kwartalnych wartości w cenach

² Zastosowane mogą być procedury Prais-Winstena, Hildreth-Lu lub Cochrane-Orcutta [Ramathan 1995, s. 463-470; Greene 2003, s. 273-274].

³ Na skłonność do zakupów składają się: ocena sytuacji materialnej w domu w porównaniu z sytuacją sprzed 12 miesięcy, przewidywanie sytuacji materialnej w domu za 12 miesięcy oraz ocena, czy obecny okres jest dobry na kupowanie przedmiotów trwałego użytku.

stałych z 1995 r., oraz wartość stopy bezrobocia. Rentowność bonów skarbowych dotyczyła początku analizowanego kwartału, a pozostałe trzy zmienne określone były na koniec kwartalnych okresów sprawozdawczych. Wartości poszczególnych zmiennych transformowano do wspólnego obszaru unormowanego [0;10]. Pozwoliło to na porównanie siły ich wpływu na wartości LICZ i FUN na podstawie wartości bet β_{ik} .

Badania zmian wartości LICZ i FUN przeprowadzono dla spółek notowanych na rynku podstawowym Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 1995-2004, dla których wartość kapitału własnego w ostatnim kwartale była dodatnia. Niezbędne dane do określenia wskaźników finansowych spółek pobrano z bazy opracowanej przez firmę Notoria Serwis. Wartości funkcji LICZ i FUN, jak wspomniano w punkcie 2, obliczano dla wszystkich badanych spółek, a testowanie proponowanego modelu przeprowadzono dla kwintylowych portfeli, zbudowanych z równoważonych walorów. Portfele formowane były na podstawie rosnących wartości FUN, LICZ i MIAN, gdzie MIAN stanowi mianownik funkcji FUN. Wartości FUN i LICZ portfeli obliczane były jako średnie arytmetyczne z wartości funkcji odpowiadających walorom wchodzącym w skład poszczególnych portfeli. W pierwszym i piątym kwintylu LICZ znalazły się spółki odpowiednio o najgorszych i najlepszych wynikach finansowych, a w pierwszym i piątym kwintylu MIAN znalazły się spółki odpowiednio o najniższych i najwyższych relacjach MV/E i MV/BV. Walory o potencjale wartości trafiły więc do kwintyla MIAN₁, o potencjale wzrostu zaś do kwintyla MIAN₅.

Tabela 1. Wartości współczynników korelacji dla badanych zmiennych ^a

Panel A: Korelacje między zmiennymi niezależnymi a zmienną zależną określoną dla portfela i					
Zmienne	$i = 1$	$i = 2$	$i = 3$	$i = 4$	$i = 5$
$RF_t / LICZ_{it}$	0,46	0,59	0,75	0,80	0,72
$ZAK_t / LICZ_{it}$	0,58	0,64	0,81	0,90	0,85
$PKB_t / LICZ_{it}$	0,06	0,26	0,50	0,69	0,73
$BEZ_t / LICZ_{it}$	-0,58	-0,58	-0,72	-0,73	-0,59
RF_t / FUN_{it}	0,45	0,66	0,77	0,79	0,68
ZAK_t / FUN_{it}	0,49	0,67	0,83	0,90	0,82
PKB_t / FUN_{it}	-0,01	0,27	0,56	0,70	0,71
BEZ_t / FUN_{it}	-0,63	-0,76	-0,87	-0,78	-0,52
Panel B: Korelacje między zmiennymi niezależnymi po ortogonalizacji/przed ortogonalizacją					
	RF_t	ZAK_t	PKB_t	BEZ_t	
RF_t	1	0,71	0,46	-0,81	
ZAK_t	0	1	0,67	-0,73	
PKB_t	0	0	1	-0,35	
BEZ_t	0	0	0	1	

^a RF_t – rentowność 91-dniowych bonów skarbowych, ZAK_t – wartość wskaźnika skłonność do zakupów, PKB_t – dynamika produktu krajowego brutto, BEZ_t – wartość stopy bezrobocia.

Źródło: opracowanie własne.

W tab. 1 przedstawiono wartości współczynników korelacji między zmiennymi objaśniającymi a zmiennymi objaśnianymi oraz między poszczególnymi kombinacjami zmiennych objaśniających. Wartości modułów współczynników korelacji między zmiennymi objaśniającymi a objaśnianymi zmieniają się od 0,01 do 0,90. Najmniejsze wartości współczynników korelacji odpowiadają tylko zmiennej PKB dla portfeli o najmniejszych wartościach LICZ i FUN, czyli dla portfeli o najgorszych wynikach finansowych i najgorzej spostrzeganych przez rynek. W przypadku pozostałych portfeli i zmiennych współczynniki korelacji w zdecydowanej większości przekraczają 0,5. Współczynniki korelacji pomiędzy wybranymi zmiennymi objaśniającymi przyjmują wysokie wartości o modułach powyżej 0,35. Wynika to z faktu silnego skorelowania większości wskaźników makroekonomicznych. Badania współczynników korelacji między innymi wskaźnikami makroekonomicznymi wykazały ich wartości na podobnym poziomie.

Wobec zaistniałych trudności z obiektywną oceną wpływu zmiennych objaśniających na LICZ i FUN dokonano ortogonalizacji wybranych zmiennych zgodnie z zależnościami ((5)-(7)):

$$ZAK_t = \delta_0 + \delta_1 RF_t + e \text{ZAK}_t^{\sim}, \quad ZAK_t^{ort} = e \text{ZAK}_t^{\sim}, \quad (5)$$

$$PKB_t = \delta_0 + \delta_1 RF_t + \delta_2 e \text{ZAK}_t^{\sim} + e \text{PKB}_t^{\sim}, \quad PKB_t^{ort} = e \text{PKB}_t^{\sim}, \quad (6)$$

$$BEZ_t = \delta_0 + \delta_1 RF_t + \delta_2 e \text{ZAK}_t^{\sim} + \delta_3 e \text{PKB}_t^{\sim} + e \text{BEZ}_t^{\sim}, \quad BEZ_t^{ort} = e \text{BEZ}_t^{\sim}. \quad (7)$$

Pierwsze przejście proponowanego modelu, stanowiące regresje szeregów czasowych, względem zortogonalizowanych zmiennych, dla poszczególnych portfeli i określono zależnościami (8) i (9):

$$LICZ_{it} = a_i + \beta_{i,RF} RF_t + \beta_{i,e \text{ZAK}} e \text{ZAK}_t^{\sim} + \beta_{i,e \text{PKB}} e \text{PKB}_t^{\sim} + \beta_{i,e \text{BEZ}} e \text{BEZ}_t^{\sim} + \varepsilon_{it}; \quad (8)$$

$i = 1, \dots, 15; t = 1, \dots, 36.$

$$FUN_{it} = a_i + \beta_{i,RF} RF_t + \beta_{i,e \text{ZAK}} e \text{ZAK}_t^{\sim} + \beta_{i,e \text{PKB}} e \text{PKB}_t^{\sim} + \beta_{i,e \text{BEZ}} e \text{BEZ}_t^{\sim} + \varepsilon_{it}; \quad (9)$$

$i = 1, \dots, 15; t = 1, \dots, 36.$

Zmiennymi zależnymi są odpowiednio wartości LICZ i FUN 15 testowanych portfeli formowanych na podstawie wartości funkcji FUN, LICZ i MIAN. Współczynniki regresji określone zostały metodą GLS, z korygowaniem autokorelacji według procedury Prais-Winstena. Wartości te przedstawiono w tab. 2 i 3. Stabilność parametrów strukturalnych została zweryfikowana testem Chowa dla każdego portfela [Gujarati 1995, s. 263]. W żadnym przypadku nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, mówiącej o stabilności parametrów modelu. Współczynnik zmienności R^2 osiąga wysokie wartości dochodzące do 87%, a wartości statystyki F od 2 do 28.

Tabela 2. Wartości parametrów strukturalnych I przejścia regresji funkcji LICZ względem zortogonalizowanych zmiennych RF, e(ZAK), e(PKB), e(BEZ), według zależności (8) ^a

Zmienna zależna: wartość funkcji LICZ portfeli formowanych względem LICZ, FUN i MIAN												
Portfele od min do maks.	α_i	p-value α_i %	$\beta_{i,RF}$	p-value $\beta_{i,RF}$ %	$\beta_{i,e(ZAK)}$	p-value $\beta_{i,e(ZAK)}$ %	$\beta_{i,e(PKB)}$	p-value $\beta_{i,e(PKB)}$ %	$\beta_{i,e(BEZ)}$	p-value $\beta_{i,e(BEZ)}$ %	R ² , %	F
Panel A: portfele formowane według wielkości LICZ												
FUN _{1t}	0,15	2,25	0,09	0,00	0,09	0,00	0,04	1,30	0,03	15,56	79,67	24,29
FUN _{2t}	0,99	0,00	0,15	0,00	0,13	0,00	0,03	14,61	-0,02	50,05	82,05	28,34
FUN _{3t}	1,85	0,00	0,15	0,00	0,11	0,06	-0,02	62,14	-0,02	65,26	69,33	14,02
FUN _{4t}	2,68	0,00	0,14	0,02	0,10	4,60	-0,08	11,42	0,00	98,96	44,26	4,92
FUN _{5t}	4,27	0,00	0,16	0,18	0,18	1,34	-0,24	0,22	-0,07	43,15	48,84	5,92
Panel B: portfele formowane według wielkości FUN												
LICZ _{1t}	0,25	1,76	0,09	0,00	0,10	0,01	0,04	7,00	0,01	79,11	64,61	11,32
LICZ _{2t}	1,07	0,00	0,15	0,00	0,11	0,01	0,04	12,25	0,01	73,88	76,07	19,71
LICZ _{3t}	1,90	0,00	0,13	0,00	0,10	0,76	-0,02	62,54	-0,03	52,07	56,97	8,21
LICZ _{4t}	2,62	0,00	0,15	0,02	0,11	4,92	-0,08	13,44	0,01	86,64	45,18	5,11
LICZ _{5t}	4,19	0,00	0,15	0,28	0,18	1,05	-0,25	0,10	-0,09	28,06	50,65	6,36
Panel C: portfele formowane według wielkości MIAN												
MIAN _{1t}	2,52	0,00	0,09	2,16	0,02	66,22	-0,08	13,68	0,04	57,65	25,98	2,18
MIAN _{2t}	2,83	0,00	0,06	7,60	0,04	46,43	-0,13	1,12	-0,06	33,47	25,45	2,12
MIAN _{3t}	2,32	0,00	0,16	0,00	0,17	0,10	-0,08	10,07	-0,04	55,37	57,71	8,46
MIAN _{4t}	1,32	0,00	0,23	0,00	0,29	0,00	0,03	41,71	-0,15	0,12	86,44	39,52
MIAN _{5t}	0,47	0,02	0,18	0,00	0,13	0,01	0,03	28,09	0,18	0,01	80,61	25,78

^a Badany okres 1996-2004. Zastosowano metodę GLS, uwzględniając autokorelację składnika losowego według procedury Prais-Winstena; RF_t – rentowność 91--dniowych bonów skarbowych, e(ZAK)_t – zortogonalizowana wartość wskaźnika skłonność do zakupów, e(PKB)_t – zortogonalizowana wartość dynamiki produktu krajowego brutto, e(BEZ)_t – zortogonalizowana wartość stopy bezrobocia.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3. Wartości parametrów strukturalnych I przejścia regresji funkcji FUN względem zortogonalizowanych zmiennych RF, e(ZAK), e(PKB), e(BEZ), według zależności (9) ^a

Zmienna zależna: wartość funkcji FUN portfeli formowanych względem FUN, LICZ i MIAN												
Portfele od min do maks.	α_i	p-value α_i %	$\beta_{i,RF}$	p-value $\beta_{i,RF}$ %	$\beta_{i,e(ZAK)}$	p-value $\beta_{i,e(ZAK)}$ %	$\beta_{i,e(PKB)}$	p-value $\beta_{i,e(PKB)}$ %	$\beta_{i,e(BEZ)}$	p-value $\beta_{i,e(BEZ)}$ %	R ² , %	F
Panel A: portfele formowane według wielkości FUN												
FUN _{1t}	0,03	47,74	0,06	0,00	0,06	0,00	0,03	1,54	0,03	3,69	77,44	21,28
FUN _{2t}	0,46	0,00	0,14	0,00	0,12	0,00	0,04	5,50	-0,04	5,47	86,36	39,25
FUN _{3t}	1,23	0,00	0,13	0,00	0,10	0,00	0,00	85,49	-0,10	0,01	85,37	31,17
FUN _{4t}	1,96	0,00	0,12	0,00	0,07	2,95	-0,06	5,63	-0,08	5,13	58,54	8,75
FUN _{5t}	3,29	0,00	0,12	0,11	0,09	7,35	-0,19	0,09	-0,13	5,14	51,98	6,71
Panel B: portfele formowane według wielkości LICZ												
LICZ _{1t}	0,04	33,76	0,06	0,00	0,06	0,00	0,03	1,03	0,03	7,45	79,14	23,52
LICZ _{2t}	0,53	0,00	0,13	0,00	0,11	0,00	0,03	10,85	-0,03	18,03	82,54	29,32
LICZ _{3t}	1,25	0,00	0,13	0,00	0,10	0,00	0,00	98,55	-0,09	0,04	83,95	32,44
LICZ _{4t}	1,97	0,00	0,11	0,00	0,07	4,13	-0,06	10,16	-0,08	8,22	54,32	7,37
LICZ _{5t}	3,17	0,00	0,11	0,10	0,09	5,40	-0,19	0,04	-0,14	2,40	55,15	7,62
Panel C: portfele formowane według wielkości MIAN												
MIAN _{1t}	2,19	0,00	0,09	0,64	0,01	73,17	-0,07	8,55	0,01	91,63	29,57	2,60
MIAN _{2t}	2,15	0,00	0,07	0,28	0,03	33,76	-0,11	0,34	-0,12	0,82	47,31	5,57
MIAN _{3t}	1,49	0,00	0,15	0,00	0,13	0,01	-0,04	22,56	-0,12	0,23	75,35	18,95
MIAN _{4t}	0,65	0,00	0,16	0,00	0,21	0,00	0,03	20,19	-0,12	0,06	85,68	37,09
MIAN _{5t}	0,07	21,16	0,10	0,00	0,08	0,00	0,03	7,80	0,09	0,00	84,15	32,92

^a Badany okres 1996-2004. Zastosowano metodę GLS, uwzględniając autokorelacje składnika losowego według procedury Prais-Winstena; RF_t – rentowność 91--dniowych bonów skarbowych, e(ZAK)_t – zortogonalizowana wartość wskaźnika skłonność do zakupów, e(PKB)_t – zortogonalizowana wartość dynamiki produktu krajowego brutto, e(BEZ)_t – zortogonalizowana wartość stopy bezrobocia.

Źródło: opracowanie własne.

Wartości obciążeń zmiennej RF regresji (8) i (9) okazały się istotnie dodatnie dla wszystkich badanych portfeli. W przypadku zmiennej ZAK nieistotne bety stwierdzono tylko dla dwóch pierwszych kwintyli portfeli formowanych ze względu na MIAN, czyli spółek o potencjale wartości. Siła wpływu obu zmiennych na LICZ i FUN jest zbliżona.

Dynamika zmian PKB ma istotny wpływ na LICZ i FUN tylko dla skrajnych kwintyli FUN i LICZ, przyjmując wartości dodatnie dla pierwszych dwóch kwintyli oraz wartości ujemne dla kwintyli maksymalnych. Oznacza to, że wzrost PKB prowadzi do zmniejszenia zróżnicowania wyników finansowych oraz atrakcyjności inwestycji w poszczególne grupy spółek całego rynku. Zależność między stopą bezrobocia a LICZ okazała się istotna tylko dla dwóch najwyższych kwintyli MIAN. Istotna okazała się natomiast dla 12 spośród 15 kwintyli zależność między zmienną BEZ a zmienną FUN. Dla wyższych kwintyli FUN i LICZ wzrost stopy bezrobocia powodował obniżenie relacji parametrów oceny do parametrów wyceny spółek. Dla spółek o najgorszych wynikach finansowych oraz najmniejszych FUN, a także dla spółek o potencjale wzrostu (5 kwintyl MIAN) wzrost stopy bezrobocia skutkował wyższymi wartościami FUN.

4. Regresje przekrojowe

Drugie przejście proponowanego modelu stanowią regresje przekrojowe, odnoszące się do każdego badanego okresu. Zmiennymi niezależnymi są bety wybranych objaśniających czynników, określone w pierwszym przejściu. Równania regresji przedstawiają zależności (10) i (11):

$$LICZ_{it} = \gamma_0 + \gamma_{RF}\beta_{i,RF} + \gamma_{eAK}\beta_{i,eAK} + \gamma_{eKB}\beta_{i,eKB} + \gamma_{eBEZ}\beta_{i,eBEZ} + \varepsilon_{it}; \quad (10)$$

$$i = 1, \dots, 15; t = 1, \dots, 36.$$

$$FUN_{it} = \gamma_0 + \gamma_{RF}\beta_{i,RF} + \gamma_{eAK}\beta_{i,eAK} + \gamma_{eKB}\beta_{i,eKB} + \gamma_{eBEZ}\beta_{i,eBEZ} + \varepsilon_{it}; \quad (11)$$

$$i = 1, \dots, 15; t = 1, \dots, 36.$$

Wektory parametrów strukturalnych określone zostały metodą GLS, z korygowaniem autokorelacji według procedury Prais-Winstena. Współrzędne wektorów wraz z oszacowaniem ich wartości przedstawiono w tab. 4.

Oszacowanie współczynników regresji gamma: $\Gamma = [\gamma_0, \gamma_{RF}, \gamma_{e(ZAK)}, \gamma_{e(PKB)}, \gamma_{e(BEZ)}]$, obciążone jest błędem wynikającym z tego, że zmienne niezależne nie są wartościami dokładnie znanymi, lecz oszacowanymi w regresji I przejścia. W związku z tym macierz kowariancji parametrów korygowano, stosując poprawkę Schankena [Schanken 1992, s. 13]. Oceny dopasowania modelu do danych empirycznych dokonano na podstawie nieformalnego współczynnika determinacji zaproponowanego przez Lettau i Ludvigsona [Lettau, Ludvigson 2001, s. 1254], stano-

wiącego miarę określającą udział przekrojowych zmian średnich wartości zmiennej zależnej, która jest objaśniana przez model.

Tabela 4. Wartości parametrów strukturalnych II przejścia regresji funkcji LICZ i FUN względem obciążeń zortogonalizowanych zmiennych objaśniających RF, e(ZAK), e(PKB), e(BEZ) ^a

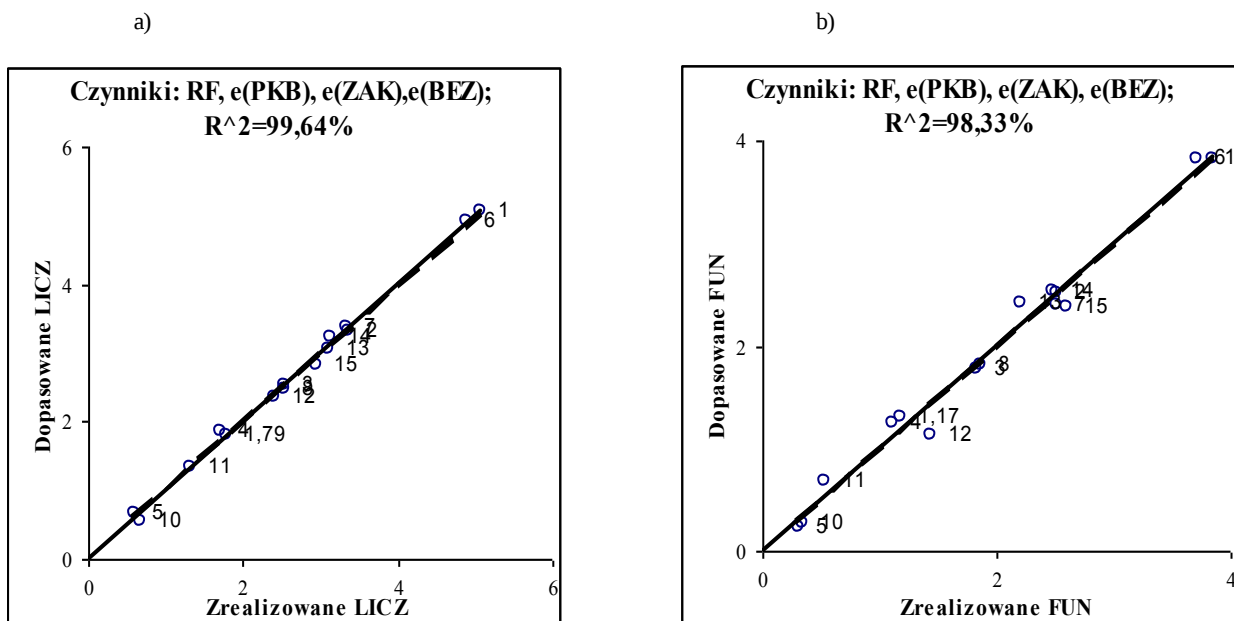
$LICZ_{it} = \gamma_0 + \gamma_{RF} \beta_{i,RF} + \gamma_{e(ZAK)} \beta_{i,e(ZAK)} + \gamma_{e(PKB)} \beta_{i,e(PKB)} + \gamma_{e(BEZ)} \beta_{i,e(BEZ)} + \varepsilon_{it}; i = 1, \dots, 15; t = 1, \dots, 36.$						
	γ_0	γ_{RF}	$\gamma_{e(ZAK)}$	$\gamma_{e(PKB)}$	$\gamma_{e(BEZ)}$	$R_{LL}^2, \%$
Parametr	0,36	22,76	-12,76	-12,01	-5,11	99,64
t-stat	7,81	21,81	-16,83	-20,93	-13,04	
p-value %	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
SH t-stat	0,70	2,30	-1,73	-2,38	-1,72	
p-value, %	48,87	2,80	9,29	2,36	9,50	
$FUN_{it} = \gamma_0 + \gamma_{RF} \beta_{i,RF} + \gamma_{e(ZAK)} \beta_{i,e(ZAK)} + \gamma_{e(PKB)} \beta_{i,e(PKB)} + \gamma_{e(BEZ)} \beta_{i,e(BEZ)} + \varepsilon_{it}; i = 1, \dots, 15; t = 1, \dots, 36.$						
Parametr	0,08	19,07	-9,23	-10,92	-2,24	98,30
t-stat	1,92	21,86	-15,03	-19,29	-6,76	
p-value %	6,42	0,00	0,00	0,00	0,00	
SH t-stat	0,21	3,13	-2,73	-2,73	-1,48	
p-value, %	83,27	0,38	1,03	1,03	14,78	

^a Zmienną zależną jest wartość funkcji LICZ i FUN 15 portfeli formowanych ze względu na FUN, LICZ i MIAN; SH t-stat – statystyka Schankena uwzględniająca błąd w zmiennych z I przejścia; R_{LL}^2 – wsp. determinacji Lettau i Ludvigsona.

Źródło: opracowanie własne.

Współczynniki gamma (stanowiące obciążenia bet) określają tempo zmian LICZ i FUN spowodowane zmianą bet. Wartości wszystkich obciążeń bet, z wyjątkiem $\gamma_{e(BEZ)}$, dla FUN okazały się istotnie różne od zera, nawet po uwzględnieniu statystyki Schankena. Wartości wyrazów wolnych statystycznie są równe zeru. Współczynniki γ_{RF} przyjmują zbliżone wartości dodatnie, co oznacza, że w miarę wzrostu obciążenia, czyli wpływu zmiennej RF na LICZ i FUN, tempo zmian LICZ i FUN (na jednostkę bety) dla całego rynku powinno wzrastać. Współczynniki $\gamma_{e(ZAK)}$ i $\gamma_{e(PKB)}$ i $\gamma_{e(PKB)}$ przyjmują zbliżone wartości ujemne, co oznacza, że w miarę wzrostu obciążenia, czyli wpływu zmiennej ZAK na LICZ i FUN, tempo zmian LICZ i FUN (na jednostkę bety) powinno maleć. Wpływ ten w porównaniu z wpływem zmiennej RF jest dwukrotnie niższy. Współczynniki $\gamma_{e(BEZ)}$ przyjmują wartości ujemne, co oznacza, że w miarę wzrostu obciążenia, czyli wpływu stopy bezrobocia na LICZ i FUN, tempo zmian LICZ i FUN (na jednostkę bety) powinno maleć. Wpływ stopy bezrobocia na tempo zmian LICZ i FUN w porównaniu z pozostałymi zmiennymi jest najmniejszy.

Graficzną interpretację dokładności symulowania wartości LICZ i FUN przedstawiono na rys. 1.



Rysunki pokazują błędy określenia LICZ/FUN dla 15 badanych portfeli. Każdy numer zaznaczonego punktu reprezentuje jeden portfel, 1-5 portfele formowane względem a) LICZ, b) FUN, 6-10 portfele formowane względem a) FUN, b) LICZ, 11-15 portfele formowane względem MIAN; RF_t – rentowność 91-dniowych bonów skarbowych, $e(ZAK)_t$ – zortogonalizowana wartość wskaźnika skłonność do zakupów, $e(PKB)_t$ – zortogonalizowana wartość dynamiki produktu krajowego brutto, $e(BEZ)_t$ – zortogonalizowana wartość stopy bezrobocia.

Rys. 1. Dopasowane średnie wartości funkcji a) LICZ, b) FUN w zależności od średnich rzeczywistych wartości a) LICZ, b) FUN.

Źródło: opracowanie własne.

Dla każdego portfela i zrealizowana LICZ/FUN jest średnią rzeczywistych wartości LICZ_t/FUN_t. Dopasowana LICZ/FUN określona jest jako oczekiwana wartość E[LICZ_i]/E[FUN_i] z następującego modelu regresji:

$$E[R_i] = \gamma_0 + \sum_{l=1}^L \gamma_l \beta_{li},$$

gdzie: β_{li} są obciążeniami współczynników I przejścia regresji (GLS) funkcji LICZ/FUN względem zortogonalizowanych badanych czynników, γ_0 jest oczekiwaną wartością LICZ/FUN portfela o zerowych wartościach bet, γ_1 jest składową wektora obciążeń bet, a γ_0 i γ_1 są estymowane w II przejściu GLS. Jeśli model dokładnie symuluje wartości LICZ/FUN, to wszystkie punkty winny być położone na prostej wychodzącej z początku układu współrzędnych i nachylonej do osi pod kątem 45°.

5. Podsumowanie

Wyniki badań zamieszczone w pracy [F&F 1995, s. 131-155] wykazały, że struktura zysków ma istotny wpływ na zachowanie cen papierów wartościowych w relacji do rozmiaru i BV/MV. F&F zwrócili także uwagę, że niewyjaśnioną kwestią jest poznanie zmiennych objaśniających, generujących jednocześnie zysk i stopę zwrotu. W niniejszej pracy przeprowadzono badania mające docelowo opisać problem postawiony przez autorów powyższej publikacji.

Wobec wyników badań przedstawionych w pracy [Urbański 2004, s. 66-85] domniemywano, że struktura zysków przedsiębiorstw ma również istotny wpływ na stopy zwrotu spółek giełdowych na rynku polskim. Podjęto więc próbę budowy modelu objaśniającego dynamikę zmian wyników finansowych oraz ich relacje z wartością rynkową spółek notowanych na GPW w Warszawie.

Wybrane zmienne objaśniające stanowią: rentowność 91-dniowych bonów skarbowych, wartość wskaźnika skłonność do zakupów, dynamikę produktu krajowego brutto oraz wartość stopy bezrobocia. Zmienne objaśniane to wartości funkcji LICZ i FUN zdefiniowane w punkcie 2 pracy. Proponowany model opisujący zmiany LICZ i FUN bazuje na dwuetapowej procedurze Famy-MacBetha, zastosowanej do testowania modelu CAPM. Wobec stwierdzonej zależności zmiennych objaśniających dokonano ortogonalizacji wybranych zmiennych zgodnie z zależnościami ((5)-(7)). Parametry strukturalne regresji I przejścia stanowią obciążenia zortogonalizowanych zmiennych i określają charakter zmian LICZ i FUN. Stabilność parametrów strukturalnych została zweryfikowana testem Chowa. Dla większości badanych portfeli potwierdzono istotnie dodatni i podobny wpływ rentowności bonów skarbowych i skłonności do zakupów na dynamikę zmian wyników finansowych, LICZ i jej relację do cen rynkowych FUN. Wpływ ten okazał się wyższy dla portfeli o wyższych wartościach LICZ, FUN i MIAN. Obciążenia PKB okazały się istotne dla skrajnych kwinta-

li, przyjmując wartości dodatnie dla dolnych i ujemne dla górnych kwintyli LICZ i FUN oraz odwrotny charakter zmian dla kwintyli MIAN. Wpływ stopy bezrobocia na LICZ okazał się istotny tylko dla spółek o potencjale wzrostu (4 i 5 kwintyl MIAN). Wpływ stopy bezrobocia na FUN okazał się istotnie ujemny dla 10 z 15 badanych portfeli.

Literatura

- Burmeister E., McElroy M., *Joint Estimation of Factor Sensitivities and Risk Premia for the Arbitrage Pricing Theory*, „Journal of Finance” 1988, 43, 3.
- Chen N., Roll R., Ross S.A., *Economic Forces and Stock Market*, „The Journal of Buisness” 1986, 59, 3.
- Fama E.F., MacBeth J.D., *Risk Return and Equilibrium: Empirical Tests*, „Journal of Political Economy” 1973, 81, 3.
- Fama E.F., French K.R., *The Cross-Section of Expected Stock Returns*, „Journal of Finance” 1992, XLVII, 2.
- Fama E.F., French K.R., *Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns*, „Journal of Finance” 1995, L, 1.
- Greene W.H., *Econometric Analysis*, Prentice Hall, Upper Saddle River, NJ 07458, 2003.
- Gujarati D.N., *Basic Econometrics*, McGraw-Hill, New York, 1995.
- Lettau M., Ludvigson S., *Resurrecting the (C)CAPM: A Cross-Sectional Test When Risk Premia Are Time-Varying*, „The Journal of Political Economy” 2001, 109, 6.
- Petkova R., *Do the Fama-French Factors Proxy for Innovations in Predictive Variables*, „Journal of Finance”, Forthcoming article for April 2006.
- Ramanathan R., *Introductory Econometrics with Application*, The Dryden Press, Harcourt Brace College Publishers, San Diego, 1995.
- Rosenberg B., Reid K., Lanstein R., *Persuasive Evidence of Market Inefficiency*, „Journal of Portfolio Management” 1985, 11, 3.
- Schanken J., *On the Estimation of Beta-Pricing Models*, „The Review of Financial Studies” 1992, 5, 1.
- Sorensen E., Salomon R.S., Davenport C., Fiore M., *Risk Analysis: The Effect of Key Macroeconomic and Market Factors on Portfolio Returns*, Salomon Brothers, 1989.
- Urbański S., *Symulacje inwestycji giełdowych w papiery wartościowe; rentowność i ryzyko inwestycji przyszłych*, Studia i Prace Kolegium Zarządzania i Finansów, Zeszyt Naukowy 48, SGH, Warszawa 2004.

INFLUENCE OF SELECTED MACROECONOMIC INDEXES ON FINANCIAL RESULTS OF COMPANIES LISTED ON THE POLISH STOCK EXCHANGE

Summary

This paper presents a model describing the rates of changes of company financial results versus macroeconomic indexes. The research was carried out on the basis of securities traded on WSE in the period from 1995 to 2004. The model is based on the two-pass Fama-MacBeth procedure applied in testing CAPM. The time-series analysis in pass I determines loadings of explanatory variables and

changes of functions LICZ and FUN. The functions are dependent on the financial results and market value of companies. A significant influence of chosen explanatory variables on LICZ and FUN is observed for most investigated portfolios. Cross-sectional regressions run in pass II examine the rate of changes of LICZ and FUN versus the changes of variable loadings determined in pass I. Non-zero values of pass II regression parameters and high R^2 and F indexes support the proposed model.