

Stanisław Urbański

Zmiany stóp zwrotu na Warszawskiej GPW w świetle ICAPM

Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania 10, 210-226

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.

STANISŁAW URBAŃSKI

ZMIANY STÓP ZWROTU NA WARSZAWSKIEJ GIEŁDZIE PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH W ŚWIETLE ICAPM

Wprowadzenie

Klasyczna postać modelu CAPM dostarcza kompletnego opisu zmian na rynku kapitałowym, przy założeniu, że spełniony jest każdy postawiony warunek brzegowy modelu. Większość warunków wersji klasycznej odbiega od rzeczywistości. Poszukiwanie i analiza modeli opartych na bardziej realistycznych założeniach ma swój sens gdyż pozwala uzyskać lepszy pogląd na zachowanie się inwestorów. Również wersje alternatywne, których uogólnienie stanowi model ICAPM, mogą lepiej opisywać rzeczywistość i mogą wyjaśniać rozbieżności z wersją klasyczną.

Prowadzone, w ostatnich latach, prace dotyczące zmian stóp zwrotu z papierów wartościowych wykazywały częste niewytłumaczalne odstępstwa w świetle praw stanowiących nowoczesną teorię finansów. Zaproponowany przez Fama i French¹(1993) model dobrze opisuje zmienność stóp zwrotu na rynku akcji i obligacji. Model F&F okazał się być istotnym krokiem jeśli chodzi o wytłumaczenie stwierdzonych anomalii rynkowych. F&F (1996) wykazali, że model ten potrafi wyjaśnić efekt DeBondta i Thaler (1985) dotyczący opisanie przyszłych stóp zwrotu na podstawie portfeli tworzonych z przeszłych, długoterminowych stóp zwrotu. Model ten nie tłumaczy jednak kontynuacji krótkoterminowych zwrotów dokumentowanych przez Jegadeesha i Titmana (1993).

Prowadzone w ostatnich latach badania dostarczają podstaw do wytłumaczenia ryzyka w wymiarach innych niż zmienne F&F: HML i SMB. Prace Lettau i Ludwigsona (2001) oraz Vassalou (2003) pokazały, że uwzględnienie ma-

¹ W dalszej części pracy będzie stosowany skrót F&F

kroekonomicznego ryzyka redukuje informacje zawarte w HML i SMB. Campbell (1996) wskazuje, że empiryczne zastosowania ICAPM nie powinny polegać tylko na wyborze ważnych zmiennych makroekonomicznych lecz winny być związane z innowacjami zmiennych, które przewidują przyszłe i różne możliwe sposoby inwestycji.

W pracy niniejszej zaproponowano liniowy model czynnikowy podejmujący próbę wyceny akcji notowanych na rynku polskim. Proponowana procedura opisu stóp zwrotu łączy osiągnięcia dotychczasowych badań F&F (1993, 1995, 1996) oraz uwzględnia wymienione wyżej wskazania Campbella (1996), dotyczące empirycznych implementacji ICAPM, zastosowanych przez Petkovą (2006). Praca niniejsza różni się jednak od dotychczasowych metod analizy tym, że przyjęte czynniki modelu uwzględniają zarówno znane jak i nieznanne parametry przyszłych, możliwie różnych sposobów inwestycji. Wybrane zmienne objaśniające bazują na wartościach funkcji FUN zaproponowanej w pracy Urbańskiego (2004). Funkcja ta uwzględnia czynniki oceny i wyceny aktywów oraz czynniki rynkowe. Przeprowadzone w pracach Urbańskiego (2004, 2006) testy wykazały możliwości podejmowania decyzji inwestycyjnych na GPW w Warszawie na podstawie wartości FUN. Wobec powyższego wysunięto domniemanie o istniejącej zależności funkcji FUN ze znanymi jak i nieznanymi zmiennymi przewidującymi wypadkowe zmieniających się przyszłych sposobów inwestycji. Tym samym zmienne zależne od FUN powinny dobrze opisywać stopy zwrotu na rynku akcji.

W pracy Urbańskiego (2007) przedstawiono autorski model dwu i trójczynnikowy opisujący stopy zwrotu. Testy modelu przeprowadzone zostały w zakresie analizy szeregów czasowych na podstawie danych z okresu 1995-2003.

W pracy niniejszej badania, dotyczące modelowania równowagi na rynku akcji, zostały poszerzone i uaktualnione. Badania te stanowią testowanie własnego modelu czynnikowego, który przedstawiono w kilku alternatywnych wersjach. Wyniki symulacji oraz wyniki testów porównano z wynikami otrzymanymi na podstawie klasycznego CAPM oraz modelu F&F.

Model teoretyczny

Analiza równowagi, przeprowadzona w niniejszej pracy zakłada, że stopy zwrotu z akcji zmieniają się zgodnie z modelem ICAPM. Próba opisu stóp zwrotu związana została z zaproponowaniem zmiennych objaśniających, które

zgodnie ze wskazaniem Campbella (1996), uwzględniają w ogólnym przypadku czynniki oceny i wyceny walorów oraz czynniki rynkowe, przy zmieniających się przyszłych sposobach inwestycji.

Wartości stóp zwrotu z akcji zapisać można zgodnie z macierzowym równaniem regresji liniowej (1),

$$r = Gb + e, \quad (1)$$

gdzie r jest wektorem stóp zwrotu badanych portfeli o wymiarze mn , G jest macierzą zmiennych objaśniających o wymiarze $mn \times k$, b jest wektorem współczynników regresji oraz e jest wektorem mn składników losowych, m jest ilością analizowanych portfeli w jednym okresie inwestycyjnym, n jest ilością okresów inwestycyjnych, k jest ilością analizowanych zmiennych objaśniających plus 1.

Zależność (1) stanowi liniowy model ekonometryczny, zbudowany na podstawie danych przekrojowo-czasowych. Założono, że zmienne objaśniające modelu, uwzględniające bieżące czynniki dotyczące danego waloru, mające wpływ na stopę zwrotu, będą konstruowane na podstawie rynkowej stopy zwrotu RM, wartości funkcji FUN, przedstawionej zależnością (2) oraz funkcji LICZ i MIAN stanowiącymi odpowiednio licznik i mianownik FUN.

$$FUN = \frac{\text{nor}(\text{ROE}) * \text{nor}(A - P) * \text{nor}(A - \text{ZO}) * \text{nor}(A - \text{ZN})}{\text{nor}(\text{MV}/E) * \text{nor}(\text{MV}/\text{BV})} * L(s, l_k) \quad (2)$$

gdzie

$$\text{ROE} = F_1; AP = F_2 = \frac{\sum_{t=1}^i S(Q_t)}{\sum_{t=1}^i S(nQ_t)}; AZO = F_3 = \frac{\sum_{t=1}^i \text{ZO}(Q_t)}{\sum_{t=1}^i \text{ZO}(nQ_t)}; \quad (3)$$

$$AZN = F_4 = \frac{\sum_{t=1}^i \text{ZN}(Q_t)}{\sum_{t=1}^i \text{ZN}(nQ_t)}, \text{MV}/E = F_5; \text{MV}/\text{BV} = F_6$$

Funkcje F_j ($j=1, \dots, 6$) transformowano do obszarów unormowanych o granicach $\langle a_j; b_j \rangle$, zgodnie z zależnością (4)

$$\text{nor}(F_j) = \left[a_j + (b_j - a_j) * \frac{F_j - c_j * F_j^{\min}}{d_j * F_j^{\max} - c_j * F_j^{\min} + e_j} \right] * W(s, p_k). \quad (4)$$

W zależnościach (2-4) odpowiednie oznaczenia zdefiniowano następująco:

ROE – stopa zwrotu z kapitału własnego;

$\sum_{t=1}^i S(Q_t)$, $\sum_{t=1}^i \text{ZO}(Q_t)$, $\sum_{t=1}^i \text{ZN}(Q_t)$ – skumulowana od początku roku wartość odpowiednio: przychodów netto ze sprzedaży, zysku operacyjnego i zysku netto na

koniec „*i*” kwartału; $\sum_{t=1}^i S(nQ_t), \sum_{t=1}^i ZO(nQ_t), \sum_{t=1}^i ZN(nQ_t)$ – średnia, skumulowana

od początku roku, wartość odpowiednio: przychodów netto ze sprzedaży, zysku operacyjnego i zysku netto na koniec „*i*” kwartału w 3 ostatnich latach; $MV/E, MV/BV$ – stosunek aktualnej ceny akcji do sumy zysków netto z czterech ostatnich kwartałów na jedną akcję oraz stosunek aktualnej ceny akcji do średniej wartości księgowej na jedną akcję z czterech ostatnich kwartałów; a_j, b_j, c_j, d_j, e_j – stanowić mogą parametry wariacyjne lub mogą być przyjmowane arbitralnie. $L(s, I_k)$ – logiczna funkcja zmiennych I_k (np. kapitalizacja, płynność spółki) klasyfikująca daną spółkę do możliwości zajęcia pozycji krótkiej na danym rynku. Parametr $s=0$, dla pozycji długich, $s=1$, dla pozycji krótkich.² $W(s, p_k)$ – funkcja przyporządkowująca określoną wartość zmiennym F_j w obszarze unormowanym $\langle a_j, b_j \rangle$ w zależności od wartości zmiennych p_k , którymi są poszczególne człony zmiennych F_j . Funkcja ta posiada z reguły inną postać dla pozycji krótkich niż dla pozycji długich: $W(s=0, p_k) = W_s(p_k)$ oraz $W(s=1, p_k) = W_l(p_k)$.

W pracach Urbańskiego (2004 i 2006) wykazano możliwość podejmowania decyzji inwestycyjnych na GPW w Warszawie podstawie wartości FUN. W konfrontacji z pracami F&F (1993, 1995, 1996) wysunięto przypuszczenie, że funkcja FUN może stanowić dobrą charakterystykę będącą podstawą do ogólnego opisu stóp zwrotu. Inwestorzy zainteresowani są spółkami wykazującymi najwyższą dynamikę zmian wyników fundamentalnych, co szacowane jest przez licznik FUN. Poszukiwane są więc walory o najwyższych wartościach LICZ. Z drugiej zaś strony opublikowane bardzo dobre wyniki fundamentalne mogą już zostać zdyskontowane przez rynek i z powodu wysokiej ceny rynkowej popyt na dany walor będzie mniejszy. Względna cena waloru, w stosunku do zysku i wartości księgowej na jedną akcję szacowana jest przez mianownik FUN. Z tego powodu poszukiwane są walory o najmniejszych wartościach MIAN.

Funkcja FUN stanowi relację czynników oceny przedsiębiorstwa do jego czynników wyceny i jest miernikiem walorów dobrze ocenionych przez LICZ i jednocześnie nisko wycenionych przez MIAN. Funkcja ta posiada jasną eko-

² W pracy nie uwzględniano możliwości otwierania pozycji krótkich, więc $L(s, I_k) = 1$

nomiczną interpretację i może stanowić kryterium doboru walorów do portfela. Atrakcyjność inwestycji jest większa jeśli większa jest wartość FUN, co wykazano w pracy Urbańskiego (2007).

Zmienną objaśnianą przyjęto jako nadwyżkę nad stopą wolną od ryzyka z badanych portfeli.

Zmienne objaśniające modelu (1) określone dla waloru (portfela) i oraz okresu t zdefiniowano zależnością (5),³

$$x_{1it} = RM_t - RF_t; x_{2it} = RMO, x_{3it} = HMLF_t; x_{4it} = HMLL_t; x_{5it} = LMHM_t \quad (5)$$

gdzie RM_t jest procentową stopą zwrotu z indeksu WIG, RF_t jest rentownością 91 dniowych bonów skarbowych na początku okresu inwestycyjnego, $HMLF_t$ jest różnicą między stopą zwrotu z portfela o największej i najmniejszej wartości FUN_t , $HMLL_t$ jest różnicą między stopą zwrotu z portfela o największej i najmniejszej wartości $LICZ_t$, $LMHM_t$ jest różnicą między stopą zwrotu z portfela o najmniejszej i największej wartości $MIAN_t$, RMO jest nadwyżką stopy zwrotu z portfela rynkowego nad stopą wolną od ryzyka, nieskorelowaną z pozostałymi, analizowanymi zmiennymi.

Wartości FUN , $LICZ$ i $MIAN$ określane są dla wszystkich analizowanych walorów na początek każdego okresu inwestycyjnego. Okresy inwestycyjne odpowiadać muszą analizowanemu okresom sprawozdawczym; nie mogą być więc krótsze od okresów kwartalnych oraz nie mogą na siebie zachodzić.

Dyskretyzacja modelu

Badania dotyczące zmian stóp zwrotu akcji dokonano na podstawie walorów notowanych w latach 1995–2004 na rynku podstawowym GPW w Warszawie, za wyjątkiem spółek charakteryzujących się ujemną wartością księgową. Analizie poddano kwartalne stopy zwrotu hipotetycznych inwestycji portfelowych dokonywanych w dniu, w którym spółki zobowiązane były do publikacji kwartalnych sprawozdań finansowych. Zmienne objaśniające (5) przyporządkowane zostały portfelom, w które zgrupowane zostały spółki. Badane walory dzielone były na równoliczne, kwintylowe portfele budowane na podstawie wartości funkcji FUN , $LICZ$ i $MIAN$. Wartości FUN , $LICZ$ i $MIAN$ dla portfeli obliczano jako średnie arytmetyczne wartości tych funkcji poszczegól-

³ Różne składowe wektora zmiennych niezależnych dobierane były dla wybranych implementacji ICAPM.

ných walorów wchodzących do portfela. Stopy zwrotu z poszczególnych portfeli obliczono zakładając udziały w portfelu ważone kapitalizacjami rynkowymi. W Tabeli 1 przedstawiono średnie wartości zmiennych, ich odchylenia standardowe oraz wartości współczynników korelacji pomiędzy poszczególnymi zmiennymi objaśniającymi i zmienną objaśnianą.

Tabela 1. Średnie wartości zmiennych, ich odchylenia standardowe oraz wartości współczynników korelacji pomiędzy poszczególnymi zmiennymi objaśniającymi i zmienną objaśnianą^{a)}

Zmienna	\bar{z} , %	t(z)	Współczynniki korelacji						
			$r_{it} - RF_t$	$RM_t - RF_t$	$RMO1_t$	$RMO2_t$	$HMLL_t$	$LMHM_t$	$HMLF_t$
$r_{it} - RF_t^{b)}$	-	-	1	0,92	0,92	0,78	0,35	-0,32	0,28
$RM_t - RF_t$	-1,27	-0,56		1	0,99	0,88	0,24	-0,38	0,14
$RMO1_t$	-2,69	1,20			1	0,89	0,12	-0,42	0
$RMO2_t$	1,54	0,27				1	0	0	0,01
$HMLL_t$	5,39	3,08					1	0,10	0,89
$LMHM_t$	4,86	2,92						1	0,29
$HMLF_t$	6,92	4,57							1

^{a)} RM_t , RF_t , $HMLF_t$, $HMLL_t$, $LMHM_t$ zdefiniowane zostały w punkcie 2 pracy. $RMO1_t$ i $RMO2_t$ określone zostały zależnościami (8) i (9). ^{b)} Wartości współczynników korelacji podano dla pierwszego kwintyla, $i=1$.

Moduły współczynników korelacji między jednocześnie stosowanymi zmiennymi objaśniającymi nie przekraczają wartości 0,38 ($HMLL_t$ i $HMLF_t$ nie są używane jednocześnie), natomiast moduły współczynników korelacji między zmienną objaśnianą a zmiennymi objaśniającymi zawierają się w większości w przedziale od 0,08 do 0,92. Korelacja czynnika rynkowego $RM_t - RF_t$ i czynników $HMLL_t$ oraz $LMHM_t$ wykazuje dość wysokie wartości. Korelacja czynnika rynkowego i $HMLF_t$ jest mniejsza i równa 0,14. Istnieje więc możliwość wystąpienia efektu powtarzania informacji. W związku z powyższym na bazie analizowanych zmiennych zdefiniowano ortogonalny czynnik rynkowy, RMO . Wartości RMO określano z regresji (6) i (7).

$$RM_t - RF_t = \alpha_1 + \beta_{HMLF} HMLF_t + e_t; t = 1, \dots, 36 \quad (6)$$

$$\alpha_1 = -0,03 \quad \beta_{HMLF} = 0,21 \quad R^2 = 1,89\%$$

$$(-0,93) \quad (0,25)$$

$$RM_t - RF_t = \alpha_2 + \beta_{HMLL} HMLL_t + \beta_{LMHD} LMHM_t + e_t; t = 1, \dots, 36 \quad (7)$$

$$\alpha_2 = -0,01 \quad \beta_{HMLL} = 0,36 \quad \beta_{LMHD} = -0,55 \quad R^2 = 21,96\%$$

$$(-0,21) \quad (1,81) \quad (-2,62)$$

Pod równaniami regresji (6) i (7) podano wartości obciążeń zmiennych oraz w nawiasach ich wartości statystyki-t. Regresja (6) posiada niską moc objaśniającą, co wynika z niskiej wartości współczynnika korelacji pomiędzy czynnikiem rynkowym i $HMLF_t$. Parametry formalne przyjmują wartości nieistotnie różne od zera. Regresja (7) posiada natomiast dość wysoką moc objaśniającą. Obciążenia zmiennych przyjmują wartości istotnie różne od zera, a wartość wyrazu wolnego $\alpha_2 = -0,01$ statystycznie równa jest zeru.

Wartości ortogonalnego czynnika rynkowego, odpowiednio dla regresji (6) i (7), zdefiniowano następująco:

$$RMO1_t = \alpha_1 + e_t, \quad (8)$$

$$RMO2_t = \alpha_2 + e_t. \quad (9)$$

Analogiczną procedurę ortogonalizacji czynnika rynkowego zastosowali F&F (1993, s 27-31), w przypadku modelu pięcioczynnikowego, dla którego obciążenia wszystkich badanych zmiennych HML, SMB, TERM i DEF okazały się istotnie różne od zera, a współczynnik determinacji regresji nadwyżki rynkowej względem zmiennych objaśniających wyniósł $R^2=38\%$.

Przebieg badań i analiza wyników

Badania dotyczące modelowania równowagi cenowej na rynku akcji obejmowały analizę przekrojowych zmian parametrów regresji liniowej nadwyżki zwrotów 15 portfeli testowych, budowanych na bazie FUN, LICZ oraz MIAN, względem czynników rynkowych i względem czynników HMLL, LMHM oraz HMLF. Jako czynniki rynkowe analizowano nadwyżkę stopy zwrotu z indeksu WIG, nad stopą wolną od ryzyka $RM_t - RF_t$ oraz czynniki $RMO1_t$ i $RMO2_t$, zdefiniowane zależnościami (8) i (9). Tak jak w przypadku modelu F&F założono, że prawdziwy jest model bezwarunkowy co oznacza, że współczynniki regresji są stałe w czasie. Wartości współczynników regresji określono metodą GLS z zastosowaniem procedury Prais-Winstena z autokorelacją pierwszego rzędu.

Proponowany model dwuczynnikowy

Równanie regresji przedstawiono zależnością (10), a wartości współczynników regresji, dla badanych portfeli, zamieszczono w tabeli 2.

$$r_{it} - RF_t = \alpha_i + \beta_{i,HMLF} HMLF_t + \beta_{i,MOI} RMO1_t + e_{it}; i = 1, \dots, 15; t = 1, \dots, 32 \quad (10)$$

Zmiennymi niezależnymi są ortogonalny czynnik rynkowy $RMO1_t$ oraz czynnik $HMLF_t$.

Stabilność parametrów strukturalnych została zweryfikowana, dla każdego portfela, na podstawie testu Chowa. W 12 przypadkach, na 15 badanych portfelach, nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej zakładającej stabilność parametrów regresji (10).

Tabela 2. Wartości współczynników regresji (10) określonych metodą GLS dla kwintylowych zmian portfeli budowanych ze względu na FUN_{it} , $LICZ_{it}$ i $MIAN_{it}$.^a

GRS=1,64, p-value(GRS)=15,42%								
Portfel	α_i	p-value %	$\beta_{i,HMLF}$	p-value %	$\beta_{i,MOI}$	p-value %	R ² , %	F
Portfele formowane na podstawie wartości FUN_{it} , metoda GLS								
MIN, FUN_{1t}	0,02	72,43	-0,64	0,00	1,13	0,00	89,27	91,49
2) FUN_{2t}	-0,02	19,29	-0,36	1,26	0,82	0,00	73,07	29,84
3) FUN_{3t}	-0,02	13,73	0,23	8,17	0,92	0,00	78,83	40,96
4) FUN_{4t}	-0,04	0,21	0,49	0,00	0,90	0,00	84,74	61,07
MAX, FUN_{5t}	0,02	8,91	0,48	0,02	1,09	0,00	86,17	68,52
Portfele formowane na podstawie wartości $LICZ_{it}$, metoda GLS								
MIN, $LICZ_{1t}$	0,02	47,11	-0,58	0,28	1,19	0,00	76,93	36,69
2) $LICZ_{2t}$	0,00	84,72	-0,54	0,73	0,71	0,00	54,09	12,96
3) $LICZ_{3t}$	-0,03	6,37	0,16	22,77	0,75	0,00	70,08	25,77
4) $LICZ_{4t}$	-0,02	10,41	0,37	0,05	1,03	0,00	88,74	86,69
MAX, $LICZ_{5t}$	0,00	71,68	0,51	0,01	1,09	0,00	85,19	63,25
Portfele formowane na podstawie wartości $MIAN_{it}$, metoda GLS								
MIN, $MIAN_{1t}$	0,03	8,29	0,15	37,86	0,84	0,00	63,31	18,98
2) $MIAN_{2t}$	0,00	88,84	0,28	3,24	0,91	0,00	79,03	41,46
3) $MIAN_{3t}$	-0,04	3,64	0,37	1,09	0,85	0,00	74,02	31,34
4) $MIAN_{4t}$	-0,02	40,37	-0,03	78,80	1,14	0,00	86,31	69,32
MAX, $MIAN_{5t}$	0,02	32,01	-0,19	14,54	1,23	0,00	86,31	69,38

^a Zmienne $RMO1$ i $HMLF$ zdefiniowane zostały w opisie do Tabeli 1. GRS jest statystyką Gibbonsa, Rosa i Shankena, określona zależnością (12). Badany okres od maja 1996 do maja 2005, 36 analizowanych okresów kwartalnych. Źródło: badania własne.

Mimo stosunkowo niskiej korelacji czynnika $HMLF$ z nadwyżką rynkowej stopy zwrotu $RM-RF$, a co za tym idzie niewielkiej mocy objaśniającej regresji (6), zastąpienie nadwyżki rynkowej $RM-RF$ ortogonalnym czynnikiem rynko-

wym RMO1 poprawiło istotność obciążeń czynnika HMLF, dla większości badanych portfeli (statystyki t wzrosły w 10 na 15 przypadków).

Podobnie jak w badaniach F&F (1993, s. 27-31), dotyczących testów modelu pięcioczynnikowego na rynku amerykańskim, wartości wyrazów wolnych α_i , obciążeń czynnika rynkowego $\beta_{i,M}$, współczynnika determinacji R^2 i statystyki F, dla obu przypadków zastosowania RMO1 i RM-RF okazały się dokładnie równe. Wartości obciążeń $\beta_{i,HMLF}$, dla przypadków zastosowania ortogonalnego czynnika rynkowego RMO1, są przesunięte wyraźnie w kierunku dodatnich wartości.

Współczynniki regresji $\beta_{i,HMLF}$ wykazują okresowe powiązanie z FUN i LICZ. Dla każdego kwintala, budowanego ze względu na FUN oraz LICZ współczynniki regresji przy HMLF zwiększają się monotonicznie z silnie ujemnych wartości, dla najmniejszych kwintyli, aż do silnie dodatnich wartości dla kwintyli największych. Za wyjątkiem środkowych kwintyli współczynniki $\beta_{i,HMLF}$ są istotnie różne od zera.

Ujemne wartości $\beta_{i,HMLF}$ dla portfeli o niskich wartościach FUN i LICZ oznaczają, że dla rynku charakteryzującego się rosnącą wartością HMLF inwestycje w takie portfele wykazują malejące stopy zwrotu. Analogicznie, dodatnie wartości współczynnika $\beta_{i,HMLF}$ dla portfeli o wysokich wartościach FUN i LICZ oznaczają, że dla rynku charakteryzującego się rosnącą wartością HMLF inwestycje w takie portfele wykazują rosnące stopy zwrotu. Innymi słowy, inwestycje w spółki o najwyższej dodatniej dynamice zmian wyników finansowych i jednocześnie stosunkowo wysokich wartościach BV/MV i E/MV powinny okazywać się tym bardziej rentowne im rynek charakteryzuje się większą wartością wskaźnika HMLF. Współczynnik $\beta_{i,HMLF}$ dla portfela o maksymalnej wartości MIAN osiąga wysoką ujemną wartość, a dla portfeli o niskich wartościach MIAN współczynnik ten przyjmuje wartości dodatnie.⁴ Ujemne wartości $\beta_{i,HMLF}$ oznaczają, że jeśli rynek charakteryzuje się rosnącą wartością HMLF wówczas inwestycje w portfele wykazują malejące stopy zwrotu. Z kolei dodatnie wartości $\beta_{i,HMLF}$ dla portfeli o niskich wartościach MIAN oznaczają, że jeśli

⁴ Wyjątek stanowi pierwszy kwintyl MIAN, dla którego $\beta_{i,HMLF}$ jest nieistotnie większy od zera. Również dla piątego kwintyla $\beta_{i,HMLF}$ jest mniejszy od zera na poziomie 14,54%, jednak w przypadku zastosowania klasycznego czynnika rynkowego, w postaci RM-RF, współczynnik ten jest mniejszy od zera na poziomie istotności 0,34% (pełne wyniki, dla czynnika rynkowego RM-RF mogą być udostępnione na życzenie)

rynek charakteryzuje się rosnącą wartością HMLF wówczas inwestycje w portfele wykazują rosnące stopy zwrotu. Innymi słowy, inwestycje w spółki o wysokich wartościach BV/MV i E/MV (spółki o potencjale wartości) powinny dawać tym wyższe stopy zwrotu im rynek charakteryzuje się większą wartością wskaźnika HMLF. Inwestycje w spółki o niskich wartościach BV/MV i E/MV (spółki o potencjale wzrostu) powinny dawać tym niższe stopy zwrotu im rynek charakteryzuje się większą wartością wskaźnika HMLF. W większości badanych portfeli model generuje wyrazy wolne równe zeru co stanowi pozytywny test ICAPM.

Proponowany model trójczynnikowy

Równanie regresji przedstawiono zależnością (11), a wartości współczynników regresji, dla badanych portfeli, zamieszczono odpowiednio w tabeli 3.

$$r_{it} - RF_t = a_i + \beta_{i,HMLL} HMLL_t + \beta_{i,LMHM} LMHM_t + \beta_{i,RMO2} RMO2_t + e_{it}; i = 1, \dots, 15; t = 1, \dots, 36 \quad (11)$$

Zmiennymi niezależnymi są ortogonalny czynnik rynkowy $RMO2_t$ oraz czynniki $HMLL_t$ i $LMHM_t$.

Stabilność parametrów strukturalnych została zweryfikowana, dla każdego portfela, na podstawie testu Chowa. W 13 przypadkach, na 15 badanych portfelach, nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej zakładającej stabilność parametrów regresji (11).

Zastąpienie nadwyżki rynkowej $RM-RF$ ortogonalnym czynnikiem rynkowym $RMO2$ znacznie poprawiło istotność obciążeń czynników $HMLL$ i $LMHM$ (statystyki t wzrosły w 12 na 15 przypadków). Ujemne lecz nieistotne wartości bet $\beta_{i,LMHM}$ dla portfeli formowanych na FUN i LICZ, okazały się istotnie ujemne w każdym przypadku po zastąpieniu czynnika $RM-RF$ ortogonalnym czynnikiem rynkowym $RMO2$. W przypadku natomiast portfeli formowanych na MIAN, przy zastosowaniu czynnika $RM-RF$, bety $\beta_{i,HMLL}$, przyjmują ujemne lecz nieistotnie różne od zera wartości, co sugeruje spadek stóp zwrotu, wraz ze wzrostem $HMLL$. W wyniku zastąpienia czynnika rynkowego $RM-RF$, ortogonalnym czynnikiem rynkowym $RMO2$, bety $\beta_{i,HMLL}$ przyjęły istotnie dodatnie wartości, dla wszystkich pięciu kwintyli. Wyniki te pozwalają na jednoznaczne stwierdzenie wzrostu stóp zwrotu, wraz ze wzrostem $HMLL$, dla portfeli formowanych na MIAN.

Podobnie jak w badaniach F&F (1993, s. 27-31) wartości wyrazów wolnych α_i , obciążeń czynnika rynkowego $\beta_{i,M}$, współczynnika determinacji R^2 i statystyki F, dla obu przypadków zastosowania RMO2 i RM-RF okazały się dokładnie równe. Wartości obciążeń $\beta_{i,HMLL}$, dla przypadków zastosowania ortogonalnego czynnika rynkowego RMO2, są przesunięte wyraźnie w kierunku dodatnich wartości, a wartości obciążeń $\beta_{i,LMHM}$, w kierunku wartości ujemnych.

Tabela 3. Wartości współczynników regresji (11) określonych metodą GLS, dla kwintylowych zmian portfeli budowanych ze względu na FUN_i , $LICZ_i$ i $MIAN_i$.^a

GRS=1,61, p-value(GRS)=16,66%									
Portfel	α_i	p-value %	$\beta_{i,HMLL}$	p-value %	$\beta_{i,LMHM}$	p-value %	$\beta_{i,M}$	p-value %	R^2 %
Portfele formowane na podstawie wartości FUN, metoda GLS									
MinFUN	-,01	65,07	-0,22	3,45	-0,80	0,00	1,11	0,00	87,41
2) FUN	-,03	5,54	-0,04	73,02	-0,59	0,01	0,79	0,00	69,88
3) FUN	-,02	13,52	0,41	0,09	-0,52	0,01	0,90	0,00	78,93
4) FUN	-,03	1,49	0,58	0,00	-0,47	0,00	0,88	0,00	83,81
MaxFUN	0,03	2,56	0,61	0,00	-0,59	0,00	1,08	0,00	85,55
Portfele formowane na podstawie wartości LICZ, metoda GLS									
minLICZ	0,00	92,80	-0,36	1,25	-0,58	0,04	1,33	0,00	82,19
2) LICZ	0,00	80,69	-0,33	4,07	-0,69	0,02	0,68	0,00	60,36
3) LICZ	-,03	3,28	0,24	3,51	-0,24	4,85	0,81	0,00	72,17
4) LICZ	-,01	15,56	0,58	0,00	-0,62	0,00	0,98	0,00	89,64
maxLICZ	0,01	35,63	0,70	0,00	-0,64	0,00	1,04	0,00	85,75
Portfele formowane na podstawie wartości MIAN, metoda GLS									
minMIAN	0,01	30,84	0,22	3,23	0,10	34,97	1,08	0,00	83,64
2) MIAN	-,01	52,01	0,29	0,15	-0,12	18,37	1,04	0,00	87,59
3) MIAN	-,03	5,15	0,39	0,30	-0,31	2,07	0,91	0,00	74,13
4) MIAN	-,01	50,45	0,29	0,33	-0,97	0,00	1,01	0,00	89,80
MaxMIAN	0,01	37,46	0,27	1,71	-1,03	0,00	1,10	0,00	87,83

^a Zmienne RMO2, HMLL i LMHM jak w Tabeli 1. GRS jest statystyką Gibbonsa, Rosa i Shankena, określona zależnością (12). Badany okres od maja 1996 do maja 2005, 36 analizowanych okresów kwartalnych. Źródło: badania własne.

Dokonując analizy uzyskanych wyników stwierdzić należy, że model ten stanowi szerszy opis zmiany stóp zwrotu w porównaniu z modelem dwuczynnikowym. Uzależnia on bowiem stopy zwrotu od trzech charakterystyk rynku tj. od wskaźników HMLL, LMHM oraz czynnika rynkowego. W wyniku przeprowadzonych badań stwierdzić można, że dokonując inwestycji w spółki o

dużych wartościach FUN lub LICZ stopy zwrotu wykazywały wzrost, dla rosnących wartości HMLL i malejących wartości LMHM.

Z kolei inwestycje w spółki o małych wartościach FUN lub LICZ charakteryzowały się wzrostem zwrotów jeśli rynek wykazywał malejące wartości zarówno HMLL jak i LMHM. Innymi słowy, stopy zwrotu powinny być większe im mniej zróżnicowany będzie rynek pod względem wskaźnika LMHM, czyli im rynek będzie mniej wrażliwy na wskaźniki BV/MV lub E/MV, bądź po prostu zróżnicowanie tych wskaźników będzie mniejsze. W takich przypadkach wpływ wyników fundamentalnych na stopy zwrotu powinien być większy.

Z kolei inwestycje w spółki o dużych wartościach MIAN (spółki o potencjale wzrostu, niskie BV/MV i E/MV) powinny dawać rosnące stopy zwrotu dla rosnących wartości HMLL i malejących wartości LMHM. Natomiast inwestycje w spółki o małych wartościach MIAN (spółki o potencjale wartości, wysokie BV/MV i E/MV) powinny dawać rosnące stopy zwrotu dla rosnących wartości zarówno HMLL jak i LMHM.⁵ Zmiany wartości stopy zwrotu portfeli testowych w zależności od wartości parametrów HMLL i LMHM oraz wielkości poszczególnych kwintyli analizowanych portfeli przedstawiono na rys. 1.

Dodatnie i ujemne zmiany stopy zwrotu w zależności od wartości zmiennych HMLL i LMHM wynikają ze znaku współczynników regresji dla najmniejszych i najwyższych kwintyli FUN, LICZ i MIAN. Zerowe wartości HMLL i LMHM odpowiadają przypadkom, gdy rynek jest zupełnie niewrażliwy na wartości LICZ i MIAN lub gdy wartości LICZ i MIAN byłyby równe dla wszystkich walorów rynku. Pierwszy przypadek oznaczałby dominujący wpływ na ceny akcji nierynkowych czynników, całkowicie niezwiązanych z wynikami fundamentalnymi spółek. Drugi przypadek natomiast odzwierciedlałby hipotetyczną sytuację osiągania przez wszystkie walory takich samych wyników fundamentalnych oraz wskaźników E/MV i BV/MV. Dla zerowej wartości HMLL stopa zwrotu z portfeli FUN lub LICZ byłaby maksymalna, jeśli LMHM byłoby równe zero. Analogicznie, dla zerowej wartości LMHM stopa zwrotu z portfeli MIAN byłaby maksymalna, jeśli HMLL byłoby równe zero. W takich przypadkach postać proponowanego modelu trójczynnikowego sprowadza się do klasycznej wersji CAPM.

⁵ Wartość $\beta_{i,LMHM}$ dla pierwszego kwintyli jest dodatnia na poziomie 34,97%, jednak dla czynnika rynkowego w postaci RM-RF jest dodatnia na poziomie 0,00% (pełne wyniki mogą być udostępnione na życzenie)

Testowanie wyrazów wolnych regresji; statystyka Gibbsona, Rossa i Shankena (1989)

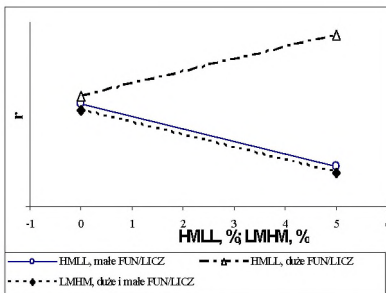
W celu przetestowania hipotezy, że zbiór zdefiniowanych zmiennych objaśniających generuje dla analizowanych równań regresji zerowe wyrazy wolne, wykorzystano statystykę Gibbsona, Rossa, Shankena (1989), GRS. Testowanie wartości wyrazów wolnych jest tożsame z testowaniem efektywności portfeli generowanych przez proponowane zmienne oraz ekwiwalentne z testem modelu ICAPM.

Hipotezę zerową sformułowano następująco: $H_0 : \alpha_i = 0, \forall i = 1, \dots, 15$; badany model może być traktowany jako ICAPM. Statystyka testująca GRS posiada zarówno dla hipotezy zerowej jak i alternatywnej rozkład F z m i $n-m-k$ stopniami swobody. Statystykę GRS przedstawia zależność (12)

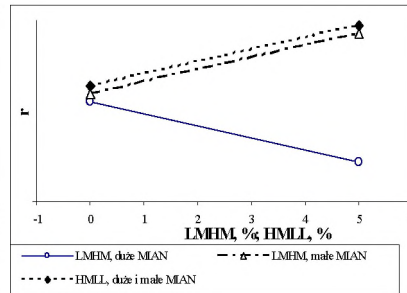
$$GRS = \frac{n}{m} \frac{n-m-k}{n-k-1} \frac{\hat{\mathbf{a}}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\mathbf{a}}}{1 + \bar{\boldsymbol{\mu}}' \hat{\Omega}^{-1} \bar{\boldsymbol{\mu}}} \sim F(m, n-m-k) \quad (12)$$

gdzie: $\hat{\mathbf{a}}$ – wektor oszacowanych wyrazów wolnych m testowanych portfeli, $\hat{\Sigma} = \hat{\boldsymbol{\varepsilon}}' \hat{\boldsymbol{\varepsilon}} / (n-k-1)$, $\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}$ – macierz wariancji i kowariancji składników resztowych ε_{it} o wymiarze $m \times n$, $\bar{\boldsymbol{\mu}}$ – wektor $k-1$ średnich wartości czynników, z n okresów, $\hat{\Omega} = (\mathbf{V} - \bar{\mathbf{V}})'(\mathbf{V} - \bar{\mathbf{V}}) / (n-1)$, \mathbf{V} – macierz $k-1$ wartości czynników dla n okresów (poszczególne wiersze macierzy odpowiadają kolejnym okresom), $\bar{\mathbf{V}}$ – macierz średnich wartości elementów macierzy \mathbf{V} z n okresów.

a)



b)



Rys. 1. Schemat zmian stopy zwrotu portfela w zależności od wartości zmiennych HMLL i LMHM: a) portfele budowane ze względu na FUN i LICZ, b) portfele budowane ze względu na MIAN.

Źródło: opracowanie własne.

Wartości statystyki GRS określono dla analizowanych regresji, zdefiniowanych zależnościami (10) i (11), rozważając w każdym przypadku $m=15$ portfeli testowych generowanych ze względu na FUN, LICZ i MIAN. Wartości statystyki GRS dla poszczególnych przypadków analizowanych zmiennych objaśniających zamieszczono w Tabelach (2) i (3).

Test na poziomie 5% zdecydowanie odrzuca hipotezę zerową, że stopy zwrotu mogą być opisane, w świetle klasycznej wersji CAPM.⁶ Proponowany model w wersji dwu i trójczynnikowej daje poprawny opis stóp zwrotu. Dla proponowanych implementacji ICAPM obliczona wartość badanej statystyki GRS jest niższa od wartości statystyki odpowiadającej poziomowi istotności 10%. Graniczny poziom istotności wynosi 15,42%, dla modelu dwuczynnikowego oraz 16,66 dla modelu trójczynnikowego, co oznacza, że wyrazy wolne regresji (10) i (11), dla 15 badanych portfeli są równe zero, a proponowany model może być traktowany jako ICAPM.

Podsumowanie i wnioski

W pracy niniejszej przedstawiony został liniowy model czynnikowy, opisujący równowagę cenową na rynku akcji. Postać modelu opracowana została na podstawie wyników badań, opublikowanych przez F&F (1993, 1996), wskazań Campbella (1996), jak również własnych przemyśleń uzyskanych na podstawie badań przedstawionych w pracach Urbańskiego (2004, 2006). Proponowany model wyceny przedstawiony został w kilku alternatywnych wersjach; jako model dwuczynnikowy i model trójczynnikowy, w których czynnik rynkowy uwzględniony został jako nadwyżka RM-RF oraz jako czynnik ortogonalny RMO, zdefiniowany zależnościami (8) i (9). Ortogonalizacja czynnika RM-RF pozwoliła na dokładniejsze oszacowanie obciążeń czynników HMLF, HMLL i LMHM, jak również wniosła dodatkowe informacje dotyczące rzeczywistej zmiany stóp zwrotu w zależności od zmian czynników LMHM i HMLL. Podobnie jak w badaniach F&F (1993, s. 27-31) wartości wyrazów wolnych α_i , obciążeń czynnika rynkowego $\beta_{i,M}$, współczynnika determinacji R^2 i statystyki F, dla obu przypadków zastosowania RMO i RM-RF okazały się dokładnie równe.

⁶ Wyniki tych obliczeń mogą być udostępnione przez autora.

Na podstawie uzyskanych wyników stwierdzić można, że w świetle proponowanego modelu dwuczynnikowego:

- inwestycje długie dokonywane powinny być w portfele formowane ze względu na maksymalną wartość FUN lub LICZ, a rentowność takich inwestycji powinna być tym większa im większą wartość przybiera zmienna HMLF na koniec ostatniego okresu sprawozdawczego,
- inwestycje krótkie dokonywane powinny być w portfele formowane ze względu na minimalną wartość FUN lub LICZ, ewentualnie duże wartości MIAN, a rentowność takich inwestycji (krótkich) powinna być tym większa im większą wartość przybiera zmienna HMLF na koniec ostatniego okresu sprawozdawczego.
- W świetle proponowanego modelu trójczynnikowego:
 - inwestycje długie dokonywane powinny być w portfele formowane ze względu na maksymalną wartość FUN lub LICZ, a rentowność takich inwestycji powinna być tym większa, im większa jest wartość HMLL oraz mniejsza jest wartość LMHM,
 - inwestycje krótkie dokonywane powinny być w portfele formowane ze względu na minimalną wartość FUN lub LICZ, a rentowność takich inwestycji (krótkich) powinna być tym większa, im większe są wartości zmiennych HMLL i LMHM. Inwestycje krótkie dokonywane mogą być również w portfele o dużych MIAN i rentowność takich inwestycji powinna być tym większa, im mniejsze będzie HMLL i większe LMHM. Obliczone wartości statystyki GRS świadczą, że wyrazy wolne regresji (10-11) są statystycznie równe zero, co oznacza, że proponowany model stanowi dobry opis stóp zwrotu w świetle ICAPM.

Literatura

1. Campbell J.Y., *Understanding risk and return*, Journal of Political Economy, 1996, 104, 2, 298-345.
2. DeBondt W.F.M., Thaler R.H., *Does the stock market overreact*, Journal of Finance, 1985, 40, 3, 793-808.
3. Fama E. F., French K. R., *Common risk factors in the returns on stock and bonds*, Journal of Financial Economics, 1993, 33, 1, 3-56.
4. Fama E. F., French K. R., *Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns*, Journal of Finance, 1995, 50, 1, 131-155.

5. Fama E. F., French K. R., *Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies*, Journal of Finance, 1996, 56, 1, 55-84.
6. Gibbons M. R., Ross S. A., Shanken J., *A Test of the Efficiency of a Given Portfolio*, Econometrica, 1989, 57, 5, 1121-1152.
7. Jajuga K., *Metody ekonometryczne i statystyczne w analizie rynku kapitałowego*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, 2000.
8. Jegadeesh N., Titman S., *Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency*, Journal of Finance, 1993, 48, 65-91.
9. Lettau M., Ludvigson S., *Resurrecting the (C) CAPM: A cross-sectional test when risk premia are time-varying*, Journal of Political Economy, 2001, 109, 1238-1287.
10. Lustig H.N., Van Nieuwerburgh S.G., *Housing collateral, consumption insurance and risk premia: An empirical perspective*, Journal of Finance, 2005, 60, 3
11. Parker J. A., Julliard Ch., *Consumption risk and the cross section of expected returns*, Journal of Political Economy, 2005, 113, 185-222.
12. Petkova R., *Do the Fama-French Factors Proxy for Innovations in Predictive Variables?* Journal of Finance, 2006, 61, 2, 581-612.
13. Tarczyński W., Luniewska M., *Wskaźnik P/E jako kryterium dyskryminacji dla potrzeb analizy portfelowej*, Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek, Prace Naukowe AE we Wrocławiu, 2004, Nr 1037.
14. Urbański S., *Symulacje inwestycji giełdowych w papiery wartościowe; rentowność i ryzyko inwestycji przyszłych*, Studia i Pace Kolegium Zarządzania i Finansów, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, 2004, 48, 66-85.
15. Urbański S., *Fundamentalne determinanty modelowania inwestycji kapitałowych*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, 2006, Nr 1109, 647-659.
16. Urbański S., *Time-Cross-Section Factors of Rates of Return Changes on Warsaw Stock Exchange*, Statistical Review, 2007, 54, 2, 94-121.
17. Vassalou M., *News related to future GDP growth as a risk factor in equity returns*, Journal of Financial Economics, 2003, 68, 47-73.

STRESZCZENIE

W niniejszej pracy przedstawiona została dalsza metodologia objaśniania przekrojowo-czasowych zmian stóp zwrotu na rynku polskim. Zaproponowany został dwu i trójczynnikiowy model wyceny aktywów kapitałowych. Model ten oparty jest na zmiennych objaśniających uzależnionych od dynamiki zmian parametrów oceny przedsiębior-

stwa jak również od bieżących parametrów jego wyceny. Proponowane procedury stanowią modyfikację trójczynnika modelu Fama i Frencha. Wydaje się jednak, że zastosowane zmienne objaśniające posiadają większe uzasadnienie merytoryczne. W prezentowanej implementacji ICAPM, w porównaniu do poprzedniej wersji, publikowanej przez autora, zmodyfikowana została zmienna rynkowa. Przedstawione wyniki symulacji stóp zwrotu, w obu proponowanych wersjach, w konfrontacji z wynikami uzyskanymi na podstawie klasycznego CAPM, świadczą, że proponowany model czynnikowy dobrze opisuje stopy zwrotu akcji notowanych na GPW w Warszawie, a wnioski wynikające z uwzględnienia określonych warunków brzegowych mogą być wykorzystane w szczególności przez dużych inwestorów instytucjonalnych.

CHANGES TO THE RATES OF RETURN ON THE WARSAW STOCK EXCHANGE IN THE LIGHT OF ICAPM

SUMMARY

The paper presents a further methodology for explaining time-cross section factors of the changes in the rates of return on the Polish market. A two- and three-factor capital asset assessment model is proposed. This model is based on the explanatory variables, which are dependent on the dynamics of changes to corporate assessment parameters as well as the company's valuation parameters. The proposed procedures constitute a modification of the Fama-French 3-factor model. It seems, however, that the applied explanatory variables are more reliable in terms of their substantial value. In the presented ICAPM implementation, as compared with the previous model - published by the author of this paper - the market variable has been modified. The presented results of the rates of return simulation in the two proposed versions, as confronted with the results obtained from the classical CAPM, indicate that the proposed factor model provides an appropriate description of the rates of return of the shares traded on the Warsaw Stock Exchange, and that the conclusions resulting from specific boundary conditions may be taken advantage of by large institutional investors.

Translated by S. Urbański

Dr inż. Stanisław Urbański
Akademia Górniczo-Hutnicza
surbansk@zarz.agh.edu.pl