

Stanisław Urbański

Akademia Górniczo-Hutnicza w Krakowie

DYSKRETNE IMPLIKACJE ICAPM JAKO NARZĘDZIE WYCENY AKCJI

1. Wstęp

Modele wyceny aktywów rynku kapitałowego opisują skutki ciągle zmieniających się otwartych pozycji inwestorów. Procedury te uzależniają stopy zwrotu walorów od bliżej niezdefiniowanych zmiennych. Rzeczywisty związek zmiennej zależnej i zmiennych niezależnych jest nieznanym i może przyjmować skomplikowaną postać. Najszerzym badaniom poddane były jednak liniowe modele czynnikowe. Spośród nich powszechnie znane są dwie uzupełniające się filozofie wyceny aktywów kapitałowych: model wyceny aktywów kapitałowych ICAPM oraz teoria arbitrażu cenowego APT. ICAPM ma wersję klasyczną CAPM oraz wiele opcji uzupełniających rzeczywistość. Postać klasyczna dostarcza kompletnego opisu zmian na rynku kapitałowym, przy założeniu, że spełniony jest każdy postawiony warunek brzegowy. Większość warunków odbiega jednak od rzeczywistości. Poszukiwanie modeli opartych na bardziej realistycznych założeniach ma swój sens, gdyż pozwala uzyskać lepszy pogląd na zachowanie się inwestorów. CAPM uważany powszechnie za słuszny w latach 70. okazał się już z początkiem lat 80. coraz częściej zawodny.

Zaproponowany przez Famy i Frencha [1993]¹ 5-czynnikowy model dobrze opisuje zmienność stóp zwrotu na rynku akcji i obligacji. W przypadku analizy tylko rynku akcji uwzględnia on 3 czynniki. Model F&F okazał się istotnym krokiem, jeśli chodzi o wytłumaczenie stwierdzonych anomalii rynkowych. F&F [Fama, French 1996] wykazali, że model ten potrafi wyjaśnić efekt DeBondta i Thaler'a [1985] dotyczący opisanego długoterminowych stóp zwrotu. Model F&F nie tłumaczy jednak kontynuacji krótkoterminowych zwrotów dokumentowanych przez Jegadeesha i Titmana [1993].

Prowadzone w ostatnich latach badania dostarczają również podstaw do wytłumaczenia ryzyka w wymiarach innych niż zmienne F&F: HML i SMB. Przemawiają

¹ W dalszej części pracy będzie stosowany skrót F&F.

za tym również wykazane związki HML i SMB ze zmiennymi makroekonomicznymi i fluktuacjami cyklu koniunkturalnego. Liew i Vassalou [2000] wskazali, że HML i SMB pomagają przewidzieć przyszłe stopy wzrostu ekonomicznego. Natomiast praca Vassalou [2003] pokazała, że uwzględnienie makroekonomicznego ryzyka redukuje informacje zawarte w HML i SMB. Petkova [2006] stwierdza, że relacja między czynnikami F&F i wzrostem GNP jest zgodna z wytłumaczeniem ICAPM bez uwzględnienia modelu 3-czynnikowego. Campbell [1996] wskazuje, że empiryczne zastosowania ICAPM nie powinny polegać na wyborze ważnych zmiennych makroekonomicznych, lecz winny być raczej związane z innowacjami zmiennych, które przewidują przyszłe i różne możliwe sposoby inwestycji.

W pracy niniejszej dokonano symulacji równowagi cenowej akcji notowanych na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 1995-2004. Analizie poddano klasyczną wersję modelu CAPM, model F&F [Fama, French 1993], model Petkowej [2006] oraz model zaproponowany przez Urbańskiego [2007], którego testy uaktualniono i rozszerzono o dalsze procedury. Algorytm symulacji równowagi przedstawiony przez Urbańskiego różni się od poprzednich metod analizy tym, że przyjęte czynniki modelu uwzględniają zarówno znane, jak i nieznane parametry przyszłych, możliwie różnych sposobów inwestycji inwestorów. Wybrane zmienne objaśniające bazują na wartościach funkcjonału FUN zaproponowanego w pracy Urbańskiego [2004]. Przeprowadzone w pracach tego autora [Urbański 2004; 2006] testy wykazały możliwości podejmowania decyzji inwestycyjnych na podstawie wartości FUN, przyporządkowanych wybranym walorom. Wobec tego wysunięto domniemanie o istniejącej zależności między FUN i znanymi oraz nieznanymi zmiennymi przewidującymi wypadkowe zmieniających się przyszłych sposobów inwestycji. Tym samym zmienne zależne od FUN powinny dobrze opisywać stopy zwrotu na rynku akcji.

Testy wymienionych wyżej procedur przeprowadzone zostały w zakresie analizy szeregów czasowych. Dokonano również wizualnej oceny błędów wyceny, którą przedstawiono w formie graficznej stosowanej przez Jagannathana i Wanga [1996].

2. Procedury teoretyczne symulujące warunki równowagi

Analiza równowagi przeprowadzona w niniejszej pracy zakłada, że stopy zwrotu z akcji zmieniają się zgodnie z modelem ICAPM. Badania obejmowały analizę przekrojowych zmian parametrów regresji liniowej nadwyżki zwrotów portfeli testowych względem czynnika rynkowego, czynników F&F, czynników zaproponowanych przez Petkową [2006] oraz czynników zdefiniowanych w pracy Urbańskiego [2007]. W każdym przypadku zakładano, że prawdziwy jest model bezwarunkowy, co oznacza, że współczynniki regresji są stałe w czasie.

Model F&F w przypadku analizy ranku akcji uwzględnia czynnik rynkowy oraz znane zmienne HML i SMB.

Model Petkovej [2006] definiuje 5 zmiennych, są to nadwyżka rynkowej stopy zwrotu nad stopą wolną od ryzyka RM-RF oraz innowacje czynników: DIV, TERM, DEF i RF, określane na podstawie procedury VAR pierwszego rzędu².

Zagregowany model zaproponowany przez Urbańskiego [2007] posiada wersje 2- i 3-czynnikową. Zmiennymi wersji 2-czynnikowej są nadwyżka rynkowa RM-RF oraz czynnik HMLF. Zmiennymi wersji 3-czynnikowej są nadwyżka rynkowa RM-RF oraz czynniki HMLL i LMHM. Zmienne HMLF, HMLL i LMHM konstruowane są na podstawie wartości funkcjonału FUN, przedstawionego zależnością (1), oraz funkcji LICZ i MIAN stanowiących odpowiednio licznik i mianownik FUN.

$$\text{FUN} = \frac{\text{nor}(\text{ROE}) \times \text{nor}(\text{A-P}) \times \text{nor}(\text{A-ZO}) \times \text{nor}(\text{A-ZN})}{\text{nor}(\text{MV/E}) \times \text{nor}(\text{MV/BV})} \times L(s, I_k), \quad (1)$$

gdzie

$$\begin{aligned} \text{nor}(\text{ROE}) &= \text{nor}(F_1); \text{nor}(\text{A-P}) = \text{nor}(F_2); \dots; \text{nor}(F_j); \dots; \text{nor}(\text{MV/BV}) = \\ &= \text{nor}(F_6) \xrightarrow{\text{dla}} j=1, 2, \dots, 6, \end{aligned} \quad (2)$$

$$\text{nor}(F_j) = \left[a_j + (b_j - a_j) \times \frac{F_j - c_j \times F_j^{\min}}{d_j \times F_j^{\max} - c_j \times F_j^{\min} + e_j} \right] \times W(s, p_k). \quad (3)$$

F_j stanowią odpowiednio wskaźnik ROE, relacje przychodów ze sprzedaży, zysku operacyjnego i zysku netto względem ich historycznych wartości oraz wskaźniki MV/E i MV/BV (odpowiednio relacje wartości rynkowej do zysku netto na akcję i do wartości księgowej). Funkcje F_j zostały dokładnie opisane w pracy Urbańskiego [2004]. W opracowaniach Urbańskiego [2004; 2006] wykazano, że portfele generowane na podstawie maksymalizacji FUN umożliwiły osiągnięcie ponadprzeciętnej stopy zwrotu na rynku polskim w latach 1998-2002. W konfrontacji z pracami F&F [Fama, French 1993; 1996] wysunięto przypuszczenie, że FUN może stanowić dobrą charakterystykę będącą podstawą do ogólnego opisu stóp zwrotu. Funkcjonał FUN stanowi relację czynników oceny przedsiębiorstwa do jego czynników wyceny i jest miernikiem walorów dobrze ocenionych przez LICZ i jednocześnie nisko wycenionych przez MIAN. Funkcjonał ten ma jasną ekonomiczną interpretację i może stanowić kryterium doboru walorów do portfela. Atrakcyjność inwestycji jest większa, jeśli większa jest wartość FUN.

Zmienną HMLF zdefiniowano jako różnicę między stopą zwrotu z portfela o największej i najmniejszej wartości FUN, HMLL jako różnicę stóp zwrotu z portfela o największej i najmniejszej wartości LICZ, a LMHM jako różnicę stóp zwrotu z portfela o najmniejszej i największej wartości MIAN.

² Definicje czynników Petkovej zamieszczono w rozdziale 3.2.

3. Przebieg badań i analiza wyników

Badania dotyczące zmian stóp zwrotu akcji przeprowadzono na podstawie walorów notowanych w latach 1995-2004 na rynku podstawowym GPW w Warszawie, z wyjątkiem spółek charakteryzujących się ujemną wartością księgową. Analizie poddano stopy zwrotu, z 36 okresów kwartalnych, hipotetycznych inwestycji portfelowych dokonywanych w dniu, w którym spółki zobowiązane były do publikacji sprawozdań finansowych. Zmienne objaśniające przyporządkowane zostały kwintalowym portfelom, w które zgrupowane zostały spółki, budowanym na podstawie wartości FUN, LICZ i MIAN oraz BV/MV i kapitalizacji. Wartości FUN, LICZ i MIAN dla portfeli obliczono jako średnie arytmetyczne ich wartości dla poszczególnych walorów wchodzących do portfela. Stopy zwrotu z poszczególnych portfeli obliczono, zakładając udziały w portfelu ważone kapitalizacjami rynkowymi. Zmienną objaśnianą stanowią nadwyżki zwrotów 15 portfeli budowanych na bazie wielkości: FUN, LICZ, MIAN oraz w przypadku modelu F&F wskaźników BV/MV i kapitalizacji (KAP). Wartości współczynników regresji testujących badane procedury opisujące stopy zwrotu określone zostały metodą GLS z zastosowaniem algorytmu Prais-Winsten z autokorelacją pierwszego rzędu.

3.1. Trójczynnikiowy model Famy i Frencha

Równanie regresji poddane analizie przedstawiono zależnością (4):

$$r_{it} - RF_t = \alpha_i + \beta_{i,HML} HML_t + \beta_{i,SMB} SMB_t + \beta_{i,M} (RM_t - RF_t) + e_{it}; i = 1, \dots, 15; t = 1, \dots, 36. \quad (4)$$

Zmienne niezależne regresji (4) stanowią nadwyżki zwrotów z portfela rynkowego (WIG) oraz czynniki HML i SMB.

Ze względu na to, że F&F formowali swoje portfele na podstawie wskaźnika BV/MV oraz kapitalizacji, testów modelu dokonano na przykładzie portfeli F&F (budowanych na bazie spółek notowanych na GPW w Warszawie) oraz portfeli formowanych na podstawie FUN, LICZ i MIAN. W tabelicy 1 przedstawiono wartości obliczonych współczynników regresji dla portfeli formowanych na FUN, BV/MV i KAP.

Charakter zmian stóp zwrotu w zależności od HML dla portfeli formowanych ze względu na BV/MV oraz w zależności od SMB portfeli formowanych ze względu na kapitalizację jest istotny i bardzo podobny do zmian zachodzących na rynku amerykańskim, stwierdzonych przez F&F [Fama, French 1993, s. 24-25, tab. 6].

Jeśli chodzi o portfele formowane ze względu na wskaźnik BV/MV, to w przypadku portfeli o potencjale wartości (wysokie BV/MV) rosnącym wartościami HML towarzyszą wyższe stopy zwrotu (dodatnie wartości $\beta_{i,HML}$), natomiast portfele o potencjale wzrostu (niskie BV/MV) w miarę wzrostu HML dawać powinny maleją-

Tabela 1. Wartości współczynników regresji (4) dla kwintylowych zmian portfeli budowanych ze względu na $FUN_{i,t}$, $(BV/MV)_i$ i KAP_i ^a

GRS = 3,6 <i>p-value</i> = 0,56%									
Portfel	a_i	<i>p-value</i> %	$\beta_{i,HML}$	<i>p-value</i> %	$\beta_{i,SMB}$	<i>p-value</i> %	$\beta_{i,M}$	<i>p-value</i> %	R ² %
Portfele formowane na FUN									
MIN FUN	-0,06	1,4	0,19	14,4	0,05	76,6	1,08	0,0	73,5
FUN _{2t}	-0,07	0,1	0,29	1,0	-0,28	3,0	0,79	0,0	70,7
FUN _{3t}	-0,02	9,2	0,06	53,1	-0,22	4,3	0,93	0,0	81,2
FUN _{4t}	-0,01	30,6	-0,09	31,0	-0,03	75,9	0,90	0,0	81,2
MAX FUN	0,04	0,0	0,10	24,5	-0,27	1,0	1,12	0,0	86,8
Portfele formowane na BV/MV									
MIN BV/MV	-0,02	0,3	0,07	24,0	-0,23	0,2	1,08	0,0	93,8
BV/MV _{2t}	-0,01	38,6	-0,15	5,8	0,03	75,8	0,79	0,0	82,0
BV/MV _{3t}	0,01	38,1	0,08	49,3	-0,13	31,7	1,03	0,0	76,9
BV/MV _{4t}	-0,02	35,7	0,81	0,0	-0,59	0,3	0,80	0,0	61,6
MAX BV/MV	-0,01	51,3	1,11	0,0	0,39	5,7	1,08	0,0	78,6
Portfele formowane na KAP									
MIN KAP	0,00	69,1	-0,25	0,76	1,20	0,0	1,14	0,0	91,7
KAP _{2t}	-0,02	13,8	0,43	0,00	0,64	0,0	0,90	0,0	87,4
KAP _{3t}	-0,01	54,5	0,01	92,77	0,34	1,1	1,05	0,0	79,4
KAP _{4t}	-0,02	2,3	0,12	14,85	0,14	12,8	1,04	0,0	86,4
MAX KAP	0,00	46,2	0,04	38,72	-0,30	0,0	1,00	0,0	94,1

^a RM jest procentową stopą zwrotu z indeksu WIG. RF jest rentownością 91-dniowych bonów skarbowych na początku okresu inwestycyjnego. HML, SMB są czynnikami modelu Famy i Frencha. BV/MV jest relacją wartości księgowej do wartości rynkowej portfela. KAP jest kapitalizacją portfela. GRS jest statystyką Gibbonsa, Rosa i Shankena [1989].

Źródło: badania własne.

ce stopy zwrotu (ujemne wartości $\beta_{i,HML}$). W przypadku portfeli formowanych ze względu na kapitalizację stwierdzić można, że dla rosnących wartości SMB portfele o małej kapitalizacji dają rosnące stopy zwrotu, natomiast portfele o dużej kapitalizacji wykazują malejące stopy zwrotu. Zmiany stóp zwrotu, w zależności od HML i SMB, dla portfeli formowanych odpowiednio ze względu na kapitalizację i BV/MV są trudniejsze do oceny. Powodem tego wydaje się niemożliwość formowania portfeli w dwóch kierunkach (kapitalizacji i BV/MV), ze względu na niewystarczającą liczbę walorów notowanych na GPW w Warszawie³. Podobną niejednoznaczność

³ F&F spółki notowane na rynku amerykańskim podzielili na 5 portfeli formowanych ze względu na BV/MV i każdy z nich na kolejne 5 portfeli ze względu na kapitalizację. Łącznie badali 25 portfeli.

oceny stwierdzić można również w przypadku portfeli formowanych ze względu na FUN, LICZ i MIAN⁴.

Współczynnik R^2 przyjmuje wysokie wartości, w zakresie od 52,95 do 94,09. Wartości wyrazów wolnych są jednak dla wielu portfeli istotnie różne od zera. Również wysoka wartość statystyki $GRS = 3,60$ i $p\text{-value} = 0,56$ wskazują, że nie wszystkie czynniki zostały uwzględnione przez model.

3.2. Model Petkovej

Proponowana przez Petkovą procedura wprowadza parametry czułości stóp zwrotu z akcji na zmianę warunków inwestycyjnych w czasie i jest podobna do konstrukcji przedstawionej przez Campbella (1996) dotyczącej modelu zmian możliwości inwestycyjnych. Równanie regresji poddane analizie przedstawiono zależnością (5)

$$r_{it} - RF_t = a_i + \beta_{i,\mu(RF)}\mu(RF_t) + \beta_{i,\mu(DYW)}\mu(DYW_t) + \beta_{i,\mu(TERM)}\mu(TERM_t) + \beta_{i,\mu(DEF)}\mu(DEF_t) + \beta_{i,M}(RM_t - RF_t) + e_{it}; \quad i = 1,15; \quad t = 1,35. \quad (5)$$

Zmienne niezależne regresji (5) stanowią nadwyżki zwrotów z portfela rynkowego (WIG) oraz innowacje: stopy wolnej od ryzyka $\mu(RF)$, zagregowanej dywidendy $\mu(DYW)$, spreadu czasowego $\mu(TERM)$ i spreadu defoultowego $\mu(DEF)$. Innowacje czynników określone zostały na podstawie procedury VAR pierwszego rzędu. DYW jest stopą dywidendy stanowiącą relację sumy dywidend wypłaconych w ostatnim roku i wartości indeksu WIG. TERM stanowi różnicę kwartalnych rentowności pięcioletnich polskich obligacji skarbowych oraz 91-dniowych bonów skarbowych. DEF jest różnicą rentowności długoterminowych obligacji korporacyjnych Baa i Aaa na rynku amerykańskim [Internet 1]. W tabeli 2 przedstawiono wartości obliczonych współczynników regresji dla formowanych portfeli.

Obciążenia czynników $\mu(RF)$, $\mu(DYW)$, $\mu(TERM)$ i $\mu(DEF)$ przyjmują w większości niejednoznaczne wartości. Największy wpływ na stopy zwrotu wydają się mieć RF oraz DEF. Podobne wyniki w przypadku analizy pierwszego przejścia uzyskała jednak Petkova [2006]. Dopiero weryfikacja metodą *bootstrap* z dużą dokładnością potwierdziła wartości otrzymane metodą najmniejszych kwadratów.

Wartość wyrazów wolnych w 8 przypadkach statystycznie jest równa zero. Również wartość statystyki $GRS = 1,61$ i jej $p\text{-value} = 16,66\%$ świadczą, że model jako całość może stanowić opis stóp zwrotu w świetle ICAPM.

⁴ Wyniki tych obliczeń mogą być udostępnione przez autora.

Tabela 2. Wartości współczynników regresji (5) dla kwintylowych zmian portfeli budowanych ze względu na FUN, LICZ, i MIAN^a

Portfel	a_i	p -value %	$\beta_{i,(RF)}$	p -value %	$\beta_{i,(DYW)}$	p -value %	$\beta_{i,(TERM)}$	p -value %	$\beta_{i,(DEF)}$	p -value %	$\beta_{i,M}$	p -value %	R^2 %
Portfele formowane na FUN													
MIN FUN	-0,03	50,0	0,09	49,4	-0,10	32,5	-0,18	13,9	-0,16	16,1	0,90	0,0	78,7
FUN _{2t}	-0,10	1,7	0,11	33,8	-0,34	0,1	0,11	30,9	0,04	70,0	0,75	0,0	74,7
FUN _{3t}	-0,04	15,2	0,09	29,9	-0,02	85,5	0,03	71,9	-0,12	16,8	0,93	0,0	83,8
FUN _{4t}	-0,06	4,6	0,12	18,3	-0,05	60,6	0,09	35,8	0,12	17,5	0,94	0,0	82,9
MAX FUN	0,08	2,6	-0,02	83,7	-0,06	48,5	-0,15	14,9	-0,08	39,3	1,08	0,0	86,2
Portfele formowane na LICZ													
MIN LICZ	0,06	26,4	-0,25	13,1	0,03	82,0	-0,12	44,9	-0,40	0,8	1,04	0,0	72,9
LICZ _{2t}	-0,07	21,3	0,18	25,2	-0,43	0,7	-0,11	49,6	0,05	73,2	0,59	0,0	53,1
LICZ _{3t}	-0,10	0,8	0,17	9,3	-0,06	53,5	0,14	17,7	0,10	28,8	0,75	0,0	74,1
LICZ _{4t}	-0,05	4,0	0,16	2,8	-0,09	18,3	0,01	85,9	0,12	10,1	1,06	0,0	91,1
MAX LICZ	0,05	14,3	-0,05	58,5	-0,07	49,2	-0,04	71,4	-0,14	16,7	1,11	0,0	84,6
Portfele formowane na MIAN													
MIN MIAN	0,02	60,5	-0,09	46,2	-0,03	79,9	0,13	30,5	0,22	6,7	0,88	0,0	71,0
MIAN _{2t}	0,06	5,1	-0,15	10,0	-0,07	42,4	-0,09	37,9	-0,09	30,1	0,91	0,0	82,5
MIAN _{3t}	0,00	91,3	-0,02	87,9	-0,16	11,4	-0,06	60,4	0,08	45,9	0,84	0,0	75,7
MIAN _{4t}	-0,01	86,8	-0,01	90,9	-0,03	72,7	-0,08	41,1	-0,21	2,2	1,07	0,0	88,1
MAX MIAN	-0,07	5,5	0,19	9,4	-0,22	2,8	0,13	24,8	-0,03	78,2	1,17	0,0	86,6

^a RM, RF, GRS jak w tab. 1, $\mu(Z)$ jest innowacją czynnika Z. DYW, TERM, DEF zdefiniowane zostały w punkcie 3.2.

Źródło: badania własne.

3.3. Zagregowany model 2- i 3-czynnikowy

Równania regresji poddane analizie przedstawiono zależnościami (6) i (7):

$$r_{it} - RF_t = \alpha_i + \beta_{i,HMLF} HMLF_t + \beta_{i,M} (RM_t - RF_t) + e_{it}; \quad i = 1, \dots, 15; \quad t = 1, \dots, 36. \quad (6)$$

$$r_{it} - RF_t = \alpha_i + \beta_{i,HMLL} HMLL_t + \beta_{i,LMHM} LMHM_t + \beta_{i,M} (RM_t - RF_t) + e_{it}; \quad (7)$$

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

Zmienne niezależne regresji (6) i (7) stanowią nadwyżki zwrotów z portfela rynkowego (WIG) i odpowiednio czynnik HMLF oraz czynniki HMLL i LMHM zdefiniowane w punkcie 2. Wartości współczynników regresji (7) przedstawiono w tab. 3⁵.

Współczynniki $\beta_{i,HMLF}$ wykazują okresowe powiązanie z FUN i LICZ. Dla każdego kwintyla 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. Z wyjątkiem środkowych kwintyli $\beta_{i,HMLF}$ są istotnie różne od zera.

Ujemne wartości $\beta_{i,HMLF}$ dla portfeli o niskich 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 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 większą wartością wskaźnika HMLF charakteryzuje się rynek.

Współczynnik $\beta_{i,HMLF}$ dla portfela o maksymalnej wartości MIAN osiąga wysoką ujemną wartość, a dla portfeli o niskich MIAN współczynnik ten przyjmuje wartości dodatnie. Ujemne wartości $\beta_{i,HMLF}$ oznaczają, że jeśli rynek charakteryzuje się rosnącą wartością HMLF, to inwestycje w portfele wykazują malejące stopy zwrotu. Z kolei dodatnie wartości $\beta_{i,HMLF}$ dla portfeli o niskich MIAN oznaczają, że jeśli rynek charakteryzuje się rosnącą wartością HMLF, to inwestycje w portfele wykazują rosnące stopy zwrotu. Innymi słowy, inwestycje w spółki o wysokich BV/MV i E/MV (spółki o potencjale wartości) powinny dawać tym wyższe stopy zwrotu, im większą wartością wskaźnika HMLF charakteryzuje się rynek. Inwestycje w spółki o niskich BV/MV i E/MV (spółki o potencjale wzrostu) powinny dawać tym niższe stopy zwrotu, im większą wartością wskaźnika HMLF charakteryzuje się rynek.

⁵ Wartości współczynników regresji (6) mogą być udostępnione przez autora.

Tablica 3. Wartości współczynników regresji (7) określonych metodą GLS dla kwintylowych zmian portfeli budowanych ze względu na FUN_p , $LICZ_i$ i $MIAN_i^a$

GRS = 3,6 <i>p-value</i> = 0,56%									
Portfel(FUN)	a_i	<i>p-value</i> %	$\beta_{i,HMLL}$	<i>p-value</i> %	$\beta_{i,LMHM}$	<i>p-value</i> %	$\beta_{i,M}$	<i>p-value</i> %	R ² %
Portfele formowane na FUN									
MIN FUN	-0,01	65,1	-0,63	0,0	-0,19	15,0	1,11	0,0	87,4
FUN _{2t}	-0,03	5,5	-0,33	1,8	-0,15	32,1	0,79	0,0	69,9
FUN _{3t}	-0,02	13,5	0,08	50,7	-0,02	85,6	0,90	0,0	78,9
FUN _{4t}	-0,03	1,5	0,27	1,1	0,01	91,1	0,88	0,0	83,8
MAX FUN	0,03	2,56	0,22	5,93	0,01	94,42	1,08	0,0	85,6
Portfele formowane na LICZ									
MIN LICZ	0,00	92,8	-0,85	0,0	0,16	33,9	1,33	0,0	82,2
LICZ _{2t}	0,00	80,7	-0,58	0,1	-0,31	9,5	0,68	0,0	60,4
LICZ _{3t}	-0,03	3,3	-0,06	63,5	0,21	11,7	0,81	0,0	72,2
LICZ _{4t}	-0,01	15,6	0,22	1,4	-0,08	40,3	0,98	0,0	89,6
MAX LICZ	0,01	35,6	0,32	0,6	-0,06	61,5	1,04	0,0	85,8
Portfele formowane na MIAN									
MIN MIAN	0,01	30,84	-0,17	11,9	0,70	0,0	1,08	0,0	83,6
MIAN _{2t}	-0,01	52,01	-0,09	31,0	0,46	0,0	1,04	0,0	87,6
MIAN _{3t}	-0,03	5,15	0,06	65,7	0,19	18,2	0,91	0,0	74,1
MIAN _{4t}	-0,01	50,45	-0,08	42,7	-0,41	0,1	1,01	0,0	89,8
MAX MIAN	0,01	37,46	-0,13	25,7	-0,42	0,2	1,10	0,0	87,8

^a RM, RF, GRS-F jak w tab. 1. HMLL i LMHM zdefiniowano w punkcie 2.

Źródło: badania własne.

Model 3-czynnikowy stanowi szerszy opis zmiany stóp zwrotu w porównaniu z modelem 2-czynnikowym. W wyniku przeprowadzonych badań stwierdzić można, że dokonując inwestycji w spółki o dużych FUN lub LICZ, uzyskiwano stopy zwrotu rosnące dla rosnących wartości HMLL i malejących wartości LMHM. Z kolei inwestycje w spółki o małych FUN lub LICZ charakteryzowały się wzrostem zwrotów, jeśli rynek wykazywał malejące wartości zarówno HMLL, jak i LMHM. Innymi słowy, stopy zwrotu powinny być tym większe, im mniej zróżnicowany będzie rynek pod względem wskaźnika LMHM, czyli im rynek będzie mniej wrażliwy na wskaźniki BV/MV lub E/MV osiągnane przez spółki bądź po prostu zróżnicowanie tych wskaźników będzie mniejsze. W takich przypadkach wpływ wyników fundamentalnych na stopy zwrotu powinien być większy.

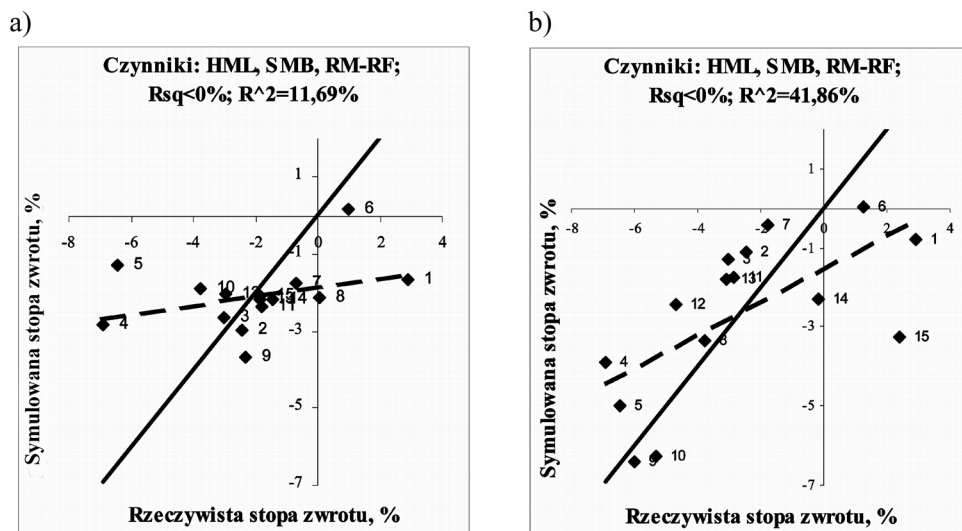
Z kolei inwestycje w spółki o dużych MIAN (spółki o potencjale wzrostu, niskie BV/MV i E/MV) powinny dawać rosnące stopy zwrotu dla malejących wartości

LMHM. Natomiast inwestycje w spółki o małych MIAN (spółki o potencjale wartości, wysokie BV/MV i E/MV) powinny dawać rosnące stopy zwrotu dla rosnących wartości LMHM.

W większości badanych portfeli modele 2- i 3-czynnikowy generują wyrazy wolne równe zero (świadczą o tym wartości statystyki GRS), istotnie różne od zera bety oraz wysokie R^2 . Stanowi to pozytywny test modelu ICAPM.

4. Wizualna ocena analizowanych implementacji ICAPM

Wizualną ocenę badanych wersji ICAPM przedstawiono w formie graficznej, stosowanej przez Jagannathana i Wanga [1996]. Rysunki 1 i 2 przedstawiają błędy



Rys. 1. Wartości stóp zwrotu symulowanych przez model F&F w zależności od rzeczywistych stóp zwrotu; a) portfele formowane ze względu na FUN, BV/MV i kapitalizację; b) portfele formowane ze względu na FUN, LICZ i MIAN*

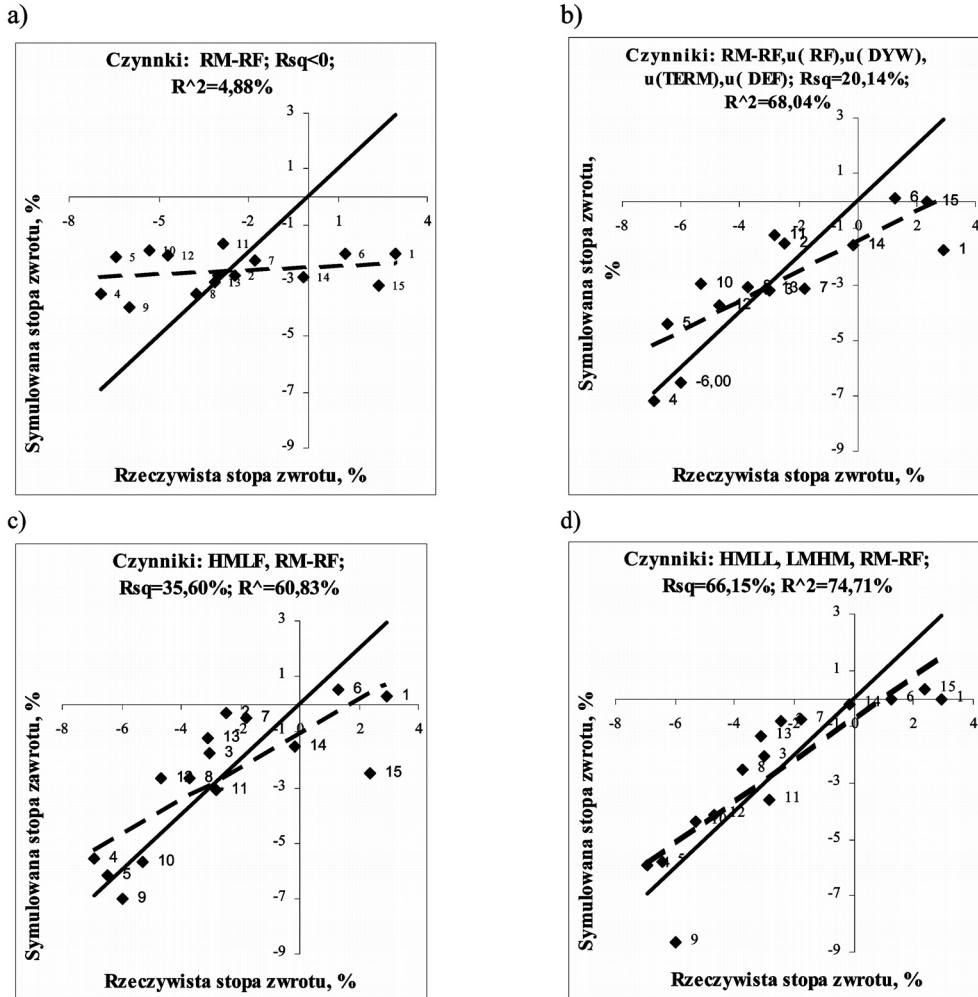
* Pokazane są wartości błędów wyceny dla każdego z 15 badanych portfeli. Każdy numer zaznaczonego punktu reprezentuje jeden określony portfel, zgodnie z następującym schematem: 1-5 portfele formowane ze względu na FUN, 6-10 portfele formowane ze względu na LICZ (lub BV/MV) oraz 11-15 portfele formowane ze względu na MIAN (lub kapitalizację). Dla każdego portfela i rzeczywista stopa zwrotu jest średnią stopą zwrotu portfela z badanych serii czasowych. Symulowaną stopę zwrotu dla portfela i stanowi symulowana wartość oczekiwanej stopy zwrotu, $[R_i]$, w symulowanym modelu:

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

gdzie β_{li} stanowią obciążenia czynników z pierwszego przejścia regresji nadwyżek stóp zwrotu portfeli ze względu na zdefiniowane czynniki, γ_0 jest nadwyżką stopy zwrotu z portfela o zerowej becie, γ_l stanowi l współrzędną wektora „ceny za ryzyko”, γ_0 i γ_l są estymowane w drugim przejściu regresji OLS. Jeśli model sprawdza się idealnie, to wszystkie zaznaczone punkty powinny być położone na linii

nachylonej do osi odciętych pod kątem 45°. Rsq stanowi współczynnik determinacji, pod warunkiem że linia regresji nie ma wyrazu wolnego oraz nachylona jest do osi odciętych pod kątem 45°. Przerwana linia oraz R^2 reprezentują rzeczywistą regresję. RM, RF, HML, SMB jak w tab. 1.

Źródło: badania własne.



Rys. 2. Wartości symulowanych stóp zwrotu w zależności od rzeczywistych stóp zwrotu: a) klasycznego CAPM, b) modelu Petkovej [2006], c) zagregowanego modelu 2-czynnikowego, d) zagregowanego modelu 3-czynnikowego (pokazano wartości błędów wyceny dla każdego z 15 portfeli)*

* Oznaczenia jak w tab. 2 i 3 oraz na rys. 1.

Źródło: badania własne.

wyceny każdego z 15 badanych portfeli, oznaczonych numerami od 1 do 15. Portfele od 1 do 5 formowano ze względu na FUN, od 6 do 10 ze względu na LICZ, a od 11 do 15 ze względu na MIAN. W przypadku modelu F&F portfele formowane były również ze względu na BV/MV i kapitalizację.

Na podstawie uzyskanych wyników stwierdzić należy, że największymi błędami wyceny charakteryzuje się klasyczna wersja CAPM. Współczynnik R_{sq} osiągnął wysokie wartości ujemne, natomiast współczynnik R^2 najniższą wartość równą 4,88%. Model F&F generuje mniejsze błędy wyceny w porównaniu z klasycznym CAPM. Jednak współczynnik R_{sq} nadal przyjmuje wartości ujemne, a R^2 dla portfeli formowanych ze względu na FUN, BV/MV i kapitalizację oraz portfeli formowanych ze względu na FUN, LICZ i MIAN jest mniejszy niż w przypadku proponowanych wersji modelu- 2 i 3-czynnikowego i wynosi odpowiednio 11,69 i 41,86%. Model w wersji proponowanej przez Petkovą [2006] generuje mniejsze błędy wyceny w porównaniu z modelem F&F. Współczynnik R_{sq} jest dodatni i równy 20,14%. Najmniejszymi błędami wyceny charakteryzują się zagregowany model 3-czynnikowy oraz zagregowany model 2-czynnikowy. Wartości R_{sq} są odpowiednio równe 66,15 i 35,60%.

5. Podsumowanie

W pracy przedstawione zostały wyniki symulacji zmian stóp zwrotu na podstawie wybranych implementacji ICAPM. Badania wykonane na przykładzie walorów notowanych na GPW w Warszawie wykazały, że klasyczna postać CAPM nie opisuje dobrze stóp zwrotu. Również nie w pełni zadowalające wyniki dają procedury F&F [Fama, French 1993] oraz Petkovej [2006]. Wartości bet dla tych wersji ICAPM są dla większości portfeli statystycznie różne od zera. Statystyka GRS dla klasycznego CAPM i dla modelu F&F wskazuje, że wyrazy wolne są różne od zera, co potwierdza niezgodność opisu stóp zwrotu w świetle ICAPM. Dla modelu Petkovej statystyka GRS jest równa 1,61, a $p\text{-value} = 16,66\%$.

Zagregowany model Urbańskiego [2007] daje poprawne wyniki. Obciążenia czynników dla znacznej większości portfeli są istotnie różne od zera, a wartości statystyki GRS wskazują, że wyrazy wolne są równe zeru. Również wysokie R^2 potwierdzają, że obie wersje modelu dobrze opisują stopy zwrotu w świetle ICAPM.

Największe błędy wyceny dają odpowiednio klasyczny CAPM i model F&F. Współczynnik determinacji regresji symulowanej stopy zwrotu względem stopy rzeczywistej R_{sq} jest mniejszy od zera (rys. 1 i 2). Model Petkovej generuje mniejsze błędy wyceny $R_{sq} = 20,14\%$. Najmniejsze błędy wyceny generują zagregowane modele 2- i 3-czynnikowy, dla których R_{sq} przyjmuje wartości odpowiednio równe: 35,60 i 66,15% (rys. 2).

Literatura

- Campbell J.Y., *Understanding risk and return*, „Journal of Political Economy” 1996 nr 104(2), s. 298-345.
- DeBondt W.F.M., Thaler R.H., *Does the stock market overreact*, „Journal of Finance” 1985 nr 40 (3), s. 793-808.
- Fama E.F., French K.R., *Common risk factors in the returns on stock and bonds*, „Journal of Financial Economics” 1993 nr 33 (1), s. 3-56.
- Fama E.F., French K.R., *Multifactor explanations of asset pricing anomalies*, „Journal of Finance” 1996 nr 56 (1), s. 55-84.
- Gibbons M.R., Ross S.A., Shanken J., *A test of the efficiency of a given portfolio*, „Econometrica” 1989 nr 57 (5), s. 1121-1152.
- Jagannathan R., Wang Z., *The conditional CAPM and the cross-section of expected returns*, „Journal of Finance” 1996 nr 51 (1), s. 3-53.
- Jajuga K., *Metody ekonometryczne i statystyczne w analizie rynku kapitałowego*, AE, Wrocław 2000.
- Jegadeesh N., Titman S., *Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency*, „Journal of Finance” 1993 nr 48, s. 65-91.
- Liew J., Vassalou M., *Can book-to-market, size, and momentum be risk factors that predict growth?*, „Journal of Financial Economics” 2000 nr 57, s. 221-245.
- Petkova R., *Do the fama-french factors proxy for innovations in predictive variables?*, „Journal of Finance” 2006 nr 61(2), s. 581-612.
- Urbański S., *Fundamentalne determinanty modelowania inwestycji kapitałowych*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu nr 1109, AE, Wrocław 2006, s. 647-659.
- Urbański S., *Symulacje inwestycji giełdowych w papiery wartościowe: rentowność i ryzyko inwestycji przyszyłych*, Studia i Prace Kolegium Zarządzania i Finansów, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa 2004.
- Urbański S., *Time-cross-section factors of rates of return changes on Warsaw Stock Exchange*, „Statistical Review” 2007 nr 54 (2), s. 94-121.
- Vassalou M., *News related to future GDP growth as a risk factor in equity returns*, „Journal of Financial Economics” 2003 nr 68, s. 47-73.

Źródła internetowe

- [1] <http://www.EconStats.com>.

ICAPM DISCRETE IMPLICATIONS – A TOOL FOR ASSESSING THE VALUE OF SHARES

Summary

This paper presents the results of the simulation of price equilibrium on the stock market based on 4 versions of the ICAPM model. The analysis includes the classical CAPM model versions, Fama and French models (1993), Petkova model (2006) as well as the model proposed by Urbański (2007) – the tests of which have been updated and extended by adding additional procedures. The research is based on the case of the shares traded on the Warsaw Stock Exchange. The results of the simulation of the rates of return indicate that the classical CAPM version may not be applied in the analysis of the rates of return of the shares traded on the Polish market, while the model proposed by Urbański may be used as a tool for an appropriate assessment of the value of shares.