PRZEGLĄD STATYSTYCZNY
R. LVI – ZESZYT 1 – 2009

STANISŁAW URBAŃSKI

WPŁYW OPÓŹNIONYCH ZMIENNYCH WARUNKOWYCH NA ZMIANY STÓP ZWROTU AKCJI NOTOWANYCH NA GPW W WARSZAWIE

1. WPROWADZENIE

Większość badań dotyczących różnych wersji modelu CAPM zakłada niezmienność w czasie składowych wektora ryzyka systematycznego oraz związanych z nimi składowych wektora premii za ryzyko. W rzeczywistości jednak postrzegane parametry ekonomiczne wykazują większą lub mniejszą dynamikę zmian w czasie. Uwzględnienie tych zmian stanowić może uogólnienie teorii wyceny, a rzeczywiste implementacje pozwolą na bardziej poprawny opis równowagi na rynku.

Fama i French [5] oraz Stock i Watson [22] wykazali, że stopa dywidendy i spread czasowy TERM, zdefiniowany jako różnica między YTM[1] ze skarbowych obligacji 10-letnich i rocznych, posiadają możliwość objaśniania zmian rynkowych stóp zwrotu. Dlatego też wskaźniki te są szeroko stosowane jako zmienne warunkowe w testach zmian przekrojowych.

Jagannathan i Wang [13] stosują spread DEF, zdefiniowany jako różnica między YTM z obligacji przedsiębiorstw Baa oraz Aaa, jako wskaźnik do objaśniania warunkowej rynkowej premii za ryzyko. Santos i Veronesi [20] zwracają uwagę, że „opóźnione wskaźniki które mogą mieć zastosowanie do przewidywania rynkowych stóp zwrotu są naturalnymi warunkowymi zmiennymi testowania przekrojowych stóp zwrotu". Santos i Veronesi wykazali również, że opóźniony wskaźnik relacji przychodów ludności do konsumpcji może dobrze prognozować stopy zwrotu, a warunkowy model CAPM lub CCAPM, zbudowany na bazie tego wskaźnika lepiej opisuje równowagę rynku niż ich bezwarunkowe odpowiedniki.

Ferson i Harvey [10] w czynnikowych modelach wyceny opisujących przekrojowe stopy zwrotu porównują zachowanie pięciu zmiennych warunkowych takich jak: różnica między miesięczną stopą zwrotu 3 miesięcznych i 1 miesięcznych bonów skarbowych, stopa dywidendy indeksu S&P 500, spread DEF, spread czasowy TERM oraz stopa zwrotu z 1 miesięcznych bonów skarbowych. Ferson i Harvey stosują jednocześnie jedną i tą samą zmienną warunkową dla wszystkich czynników. Podobną procedurę wpływu zmiennych warunkowych na obciążenia czynników oraz błędy wyceny zastosowali Hodrick i Zhnag [12][2].

[1] YTM (*yield to maturity*) stopa dochodu w terminie do wykupu, inaczej: efektywna stopa zwrotu z danego instrumentu finansowego.

[2] Wang [28], s. 95-96.

Badania prowadzone w ostatnich latach wykazały, że dobrą zmienną warunkową jest wzrost dochodów przedsiębiorstw, *big* (*business income growth*). Przykładem mogą być badania Heatona i Lucasa [11], które dostarczają dowodów, że ryzyko zysków uzyskanych przez prywatny biznes ma wpływ na wybór portfela oraz ponadto posiada istotny wpływ na wycenę aktywów.

Lettau i Ludvigson [16] stwierdzili, że zmiany wskaźnika określonego jako logarytm relacji konsumpcji do zagregowanego bogactwa, zdefiniowanego jako *cay*, „muszą przewidywać zmiany stóp zwrotu portfela rynkowego lub zmiany wzrostu konsumpcji”[3]. Autorzy pokazali, że *cay* posiada lepszą moc prognostyczną przyszłych stóp zwrotu niż takie zmienne jak: stopa dywidendy, stosunek dywidendy do ceny rynkowej, spread DEF czy spread TERM. W drugiej pracy, Lettau i Ludvigson [17] stosują *cay* jako zmienną warunkową modeli CAPM i CCAPM, stwierdzając, że *cay* uwzględnia oczekiwania inwestorów dotyczące przyszłych stóp zwrotu portfela rynkowego i model warunkowy zachowuje się dużo lepiej w wyjaśnieniu przekrojowych stóp zwrotu niż aplikacje bezwarunkowe.

Zmienne warunkowe często dobierane były spośród zmiennych, które mogą przewidywać cykle koniunkturalne lub przyszłe zmiany rynkowe. Dlatego zmienne takie stały się potencjalnymi kandydatami warunkowego modelu CAPM, wykorzystującego nadwyżkę rynkowej stopy zwrotu jako czynnik. Tak dobrane zmienne niekoniecznie muszą być jednak dobrymi zmiennymi warunkowymi w przypadku innych czynników. W ogólnym przypadku, różne czynniki ryzyka mogą wymagać stosowania różnych zmiennych warunkowych. Pomimo tego wielu badaczy stosowało jedną zmienną warunkową, bez względu na to ile czynników wykorzystywał model[4].

Testowany model równowagi, nie uwzględniający w swojej strukturze, zmieniających się w czasie obciążeń czynników, może jednak tłumaczyć warunkowe zmiany stóp zwrotu objaśniane przez pewne opóźnione zmienne. Ferson i Harvey [10] wykazali, że trójczynnikowy model Famy i Frencha nie uwzględnia warunkowych zmian stóp zwrotu od opóźnionych stóp procentowych.

W niniejszej pracy podjęto próbę zbadania wpływu opóźnionych czynników Famy i Frencha i opóźnionej stopy zwrotu z walorów wolnych od ryzyka RF na zaproponowany w poprzedniej pracy autora zagregowany model dwu i trójczynnikowy oraz zbadanie wpływu opóźnionych czynników HMLF i RF na trójczynnikowy model Famy i Frencha[5].

---

[3] Lettau i Ludvigson [16], s. 819. Wynika to z równania (4), Lettau i Ludvigson [16] s. 819: $c_t - w_t = E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho_w^i (r_{w,t+i} - \Delta c_{t+1})$, gdzie c_t i w_t oznaczają odpowiednio logarytm z konsumpcji C_t i zagregowanego bogactwa W_t, ρ_w^i stanowi stały stosunek nowych inwestycji do całkowitego bogactwa $(W - C)/W, r_{w,t+1} \equiv \log(1 + R_{w,t+1}), R_{w,t+1}$ stanowi stopę zwrotu z zagregowanego bogactwa, która jest określona jako: $1 + R_{w,t+1} = W_{t+1}/(W_t - C_t)$. Zakładając, że zagregowane bogactwo może być wyrażone jako suma kapitału ludzkiego h_t oraz aktywów posiadanych przez właścicieli a_t (*human capital plus asset holdings*), logarytm z zagregowanego bogactwa można aproksymować jako: $w_t \approx \omega a_t + (1 - \omega) h_t$, gdzie ω jest średnim udziałem aktywów właścicieli w całkowitym bogactwie. Zastępując niemierzalną zmienną h_t przez przychody ludności, y_t (*labor income*) lewa strona wyjściowego równania może być zapisana jako: $cay_t = c_t - \omega a_t - (1 - \omega) y_t$.

[4] Wang [28], s. 72-73.

[5] HMLF jest różnicą stóp zwrotu z portfeli o maksymalnej i minimalnej wartości funkcjonału FUN, Urbański [27].

2. PROPONOWANY MODEL RÓWNOWAGI

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 konstrukcją wielowymiarowego wskaźnika. Wskaźnik ten, zgodnie ze wskazaniami Campbella [2], uwzględnia zmienne przewidujących przyszłe i różne możliwe sposoby inwestycji. Zmienne te oraz czynnik rynkowy stanowić będą zmienne objaśniające proponowanego modelu.

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

$$\mathbf{r} = \mathbf{G}\mathbf{b} + \mathbf{e} \tag{1}$$

gdzie **r** jest wektorem stóp zwrotu badanych portfeli, **G** zagregowanym wskaźnikiem, stanowiącym macierz zagregowanych zmiennych objaśniających, **b** wektorem współczynników regresji oraz **e** wektorem składników losowych.

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

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

gdzie

$$\begin{aligned} nor(ROE) &= nor(F_1); nor(A-P) = nor(F_2); \ldots, nor(F_j); \ldots, nor(MV/BV) = \\ &= nor(F_6) \xrightarrow{dla} j = 1, 2, \ldots, 6 \end{aligned} \tag{3}$$

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

Wartości funkcji F_j stanowią, odpowiednio wskaźnik ROE, relacje przychodów ze sprzedaży, zysku operacyjnego i zysku netto, względem ich historycznych wartości oraz wskaźniki MV/E (relacja wartości rynkowej do zysku netto na akcję) i MV/BV (relacja wartości rynkowej do wartości księgowej). Funkcje F_j zostały dokładnie opisane w pracy Urbańskiego [25], w których a_j, b_j, c_j, d_j, e_j są parametrami wariacyjnymi.

W konfrontacji z pracami Famy i Frencha [6], [7] i [8] oraz wskazówkami Campbella [2] wysunięto przypuszczenie, że funkcjonał 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. FUN posiada jasną ekonomiczną interpretację i może stanowić kryterium doboru walorów do portfela. Atrakcyjność inwestycji jest większa jeśli większa jest wartość FUN, co wykazano w pracy Urbańskiego [27].

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)[6],

$$x_{1it} = RM_t - RF_t; x_{2it} = HMLF_t; x_{3it} = HMLL_t; x_{4it} = LMHM_t \tag{5}$$

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 $MIAN_t$.

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

3. DANE I DYSKRETYZACJA MODELU

Badania dotyczące zmian stóp zwrotu akcji dokonano na podstawie walorów notowanych w latach 1995-2005 na rynku podstawowym GPW w Warszawie, z wyjątkiem spółek charakteryzujących się ujemną wartością księgową, wykazaną w sprawozdaniu finansowym za ostatni okres sprawozdawczy. Dane dotyczące niezbędnych wyników fundamentalnych, badanych spółek, pochodzą z bazy danych „Spółki Giełdowe" opracowanej przez Notoria Serwis Sp. z o.o. Dane dotyczące notowań giełdowych, badanych walorów, otrzymano z Działu Produktów Informacyjnych Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie.

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 FUN, LICZ i MIAN. Wartości FUN, LICZ i MIAN dla portfeli obliczano jako średnie arytmetyczne wartości tych funkcji z poszczególnych walorów wchodzących do portfela. Stopy zwrotu z poszczególnych portfeli obliczano zakładając udziały w portfelu ważone kapitalizacjami rynkowymi. W tabeli 1 przedstawiono średnie wartości zmiennych, wartości statystyki-*t* oraz wartości współczynników korelacji pomiędzy poszczególnymi zmiennymi objaśniającymi i zmienną objaśnianą.

[6] Różne składowe wektora zmiennych niezależnych dobierane były dla wybranych implementacji ICAPM.

Tabela 1

Średnie wartości zmiennych, statystyki-*t* oraz wartości współczynników korelacji pomiędzy poszczególnymi zmiennymi objaśniającymi i zmienną objaśnianą[a)]

			Współczynniki korelacji				
Zmienna	$\bar{z}$ %	$t(z)$	r_{it} – RF_t	RM_t – RF_t	$HMLL_t$	$LMHM_t$	$HMLF_t$
r_{it} – RF_t[b)]	–	–	1	0,92	0,35	-0,32	0,28
RM_t – RF_t	-1,27	-0,56		1	0,24	-0,38	0,14
$HMLL_t$	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 jest procentową stopą zwrotu z indeksu WIG. RF_t jest rentownością 91-dniowych bonów skarbowych na początku okresu inwestycyjnego. $HMLL_t$ (high minus low dla portfeli LICZ) stanowi dla każdego okresu *t* różnicę średniej arytmetycznej stóp zwrotu z portfeli o wysokich wartościach LICZ ($LICZ_{5t}$ i $LICZ_{4t}$) i średniej arytmetycznej stóp zwrotu z portfeli o niskich wartościach LICZ ($LICZ_{1t}$ i $LICZ_{2t}$), dla portfeli formowanych na podstawie LICZ. $LMHM_t$ (low minus high dla portfeli MIAN) stanowi dla każdego okresu *t* różnicę średniej arytmetycznej stóp zwrotu z portfeli o niskich wartościach MIAN ($MIAN_{1t}$ i $MIAN_{2t}$) i średniej arytmetycznej stóp zwrotu z portfeli o wysokich wartościach MIAN ($MIAN_{5t}$ i $MIAN_{4t}$), dla portfeli formowanych na podstawie MIAN. $HMLF_t$ (high minus low dla portfeli FUN) stanowi dla każdego okresu *t* różnicę średniej arytmetycznej stóp zwrotu z portfeli o wysokich wartościach FUN (FUN_{5t} i FUN_{4t}) i średniej arytmetycznej stóp zwrotu z portfeli o niskich wartościach FUN (FUN_{1t} i FUN_{2t}), dla portfeli formowanych na podstawie FUN. $r_{it.}$ jest stopą zwrotu z portfela o *i*-tej wartości FUN w okresie *t*.
b) Wartości współczynników korelacji podano dla pierwszego kwintyla, $i = 1$.

Źródło: badania własne.

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.

Zmienna objaśniana i zmienne objaśniające poddane zostały badaniom stacjonarności. W tym celu zastosowane zostały dwie metody: badanie funkcji autokorelacji oraz test Dickey-Fullera [4]. Wobec faktu, że procesy stacjonarne nie powinny wykazywać autokorelacji, do rozstrzygnięcia które wartości można uznać za nieistotnie różne od zera wykorzystano statystyki Box-Pierce i Ljung-Boxa[7]. Statystyki te mają rozkład χ^2 z ilością stopni swobody k równą opóźnieniu autokorelacji. Wartości statystyk większe od wartości krytycznych pozwalają na odrzucenie hipotezy zerowej mówiącej o nieistotności autokorelacji rzędu k. Wyniki przeprowadzonych testów Box-Pierce i Ljung-Boxa dla zmiennej objaśnianej portfeli formowanych na podstawie FUN_j oraz zmiennych objaśniających zamieszczone zostały w tabelach 2 i 3.[8] Wyniki testu Dickey-Fullera przedstawiono w tabeli 4.

7 Jajuga [15], s. 39, Suchecki [23], s. 20-21, 110-112, Box, Pierce [1], Ljung, Box [18].

8 Wyniki przeprowadzonych testów Box-Pierce i Ljung-Boxa dla zmiennej objaśnianej, portfeli formowanych na podstawie $LICZ_j$ i $MIAN_j$ mogą być udostępnione przez autora na życzenie.

Tabela 2

Wartości statystyk Box-Pierce, $Q^*(k)$ i Ljung-Boxa, $Q(k)$ dla zmiennej zależnej, portfeli formowanych na FUN_j[a]

k	Zmienna zależna dla portfeli formowanych na $y(j)$ = FUN_j										$\chi^2(k)$
	$y(1)$		$y(2)$		$y(3)$		$y(4)$		$y(5)$		
	$Q^*(k)$	$Q(k)$	$Q^*(k)$	$Q(k)$	$Q^*(k)$	$Q(k)$	$Q^*(k)$	$Q(k)$	$Q^*(k)$	Q(k)	
1	0,39	0,43	0,96	1,04	0,16	0,17	0,00	0,00	1,46	1,58	3,84
2	0,40	0,44	1,08	1,18	1,05	1,16	0,00	0,00	2,53	2,78	5,99
3	0,99	1,11	1,29	1,42	1,15	1,28	0,27	0,31	2,69	2,97	7,82
4	1,62	1,86	1,63	1,83	1,54	1,74	0,43	0,50	4,15	4,70	9,49
5	1,82	2,10	1,64	1,83	2,60	3,05	3,34	4,07	4,36	4,96	11,07
6	2,74	3,27	1,64	1,83	3,49	4,18	10,24	12,81	8,92	10,74	12,59
7	2,81	3,37	2,06	2,39	4,55	5,56	11,20	14,06	9,64	11,67	14,07
8	2,81	3,37	2,73	3,30	7,02	8,91	14,14	18,05	10,51	12,86	15,51
9	4,57	5,84	3,12	3,84	8,67	11,24	14,17	18,10	11,79	14,65	16,92
10	4,64	5,94	3,27	4,07	9,34	12,21	14,18	18,12	14,77	19,02	18,31

[a] k – wartość opóźnienia autokorelacji; $\chi^2(k)$ – wartość krytyczna rozkładu χ^2 dla poziomu istotności 5% i wartości opóźnienia k. Statystyki obliczone zostały na podstawie zależności: $Q\cdot(k) = T\sum_{i=1}^{k} r_i^2$ oraz $Q(k) = T(T+2)\sum_{i=1}^{k}(T-1)^{-1} r_i^2$ gdzie r_i stanowi funkcję autokorelacji obliczaną następująco:

$$r_i = \sum_{t=i+1}^{T}(x_t - \bar{x})(x_{t-i} - \bar{x}) / \sum_{t=1}^{T}(x_t - \bar{x})^2$$

H_0: $r_k = 0$.
H_1: $r_k \neq 0$.
Badany okres od maja 1996 do maja 2005, T = 36 analizowanych okresów kwartalnych.

Źródło: badania własne.

Tabela 3

Wartości statystyk Box-Pierce, *Q*(k)* i Ljung-Boxa, *Q(k)* dla zmiennych niezależnych[a]

k	Zmienne niezależne												$\chi^2(k)$
	HMLL		RM-RF		LMHM		HMLF		HML		SMB		
	$Q^*(k)$	$Q(k)$	$Q^*(k)$	$Q(k)$	$Q^*(k)$	$Q(k)$	$Q^*(k)$	$Q(k)$	$Q^*(k)$	$Q(k)$	$Q^*(k)$	$Q(k)$	
1	0,08	0,09	0,34	0,37	0,45	0,48	0,55	0,60	0,10	0,11	0,06	0,06	3,84
2	0,09	0,10	0,39	0,42	0,69	0,76	0,57	0,62	0,69	0,77	1,28	1,43	5,99
3	1,25	1,44	0,62	0,69	3,14	3,58	1,51	1,71	0,92	1,03	1,38	1,55	7,81
4	1,58	1,82	1,95	2,27	5,24	6,08	1,59	1,80	1,13	1,28	1,86	2,12	9,49
5	1,78	2,07	2,51	2,96	5,28	6,12	2,03	2,33	1,50	1,74	4,68	5,56	11,07
6	2,38	2,83	4,29	5,21	5,34	6,19	2,24	2,60	1,51	1,74	4,75	5,65	12,59
7	2,50	2,99	4,36	5,31	6,48	7,69	2,26	2,63	1,61	1,88	4,75	5,66	14,07
8	2,92	3,56	4,47	5,45	8,65	10,64	2,51	2,96	1,89	2,26	5,00	5,99	15,51
9	3,35	4,17	4,94	6,11	8,66	10,65	3,50	4,36	2,01	2,43	5,00	6,00	16,92
10	3,45	4,31	5,48	6,91	8,97	11,10	3,78	4,76	2,03	2,46	5,01	6,01	18,31

[a] k – wartość opóźnienia autokorelacji; $\chi^2(k)$ – wartość krytyczna rozkładu χ^2 dla poziomu istotności 5% i wartości opóźnienia k. Statystyki obliczone zostały na podstawie zależności: $Q\cdot(k) = T\sum_{i=1}^{k} r_i^2$ oraz $Q(k) = T(T+2)\sum_{i=1}^{k}(T-1)^{-1} r_i^2$ gdzie r_i stanowi funkcję autokorelacji obliczaną następująco:

$$r_i = \sum_{t=i+1}^{T}(x_t - \bar{x})(x_{t-i} - \bar{x}) / \sum_{t=1}^{T}(x_t - \bar{x})^2$$

H_0: $r_k = 0$.
H_1: $r_k \neq 0$.
Badany okres od maja 1996 do maja 2005, 36 analizowanych okresów kwartalnych.

Źródło: badania własne.

Tabela 4

Wartości parametrów testu Dickey-Fullera zmiennych niezależnych i zmiennej zależnej dla badanych portfeli[a]

$$\Delta v_{it} = \alpha_i v_{it-1} + \delta_1 \Delta v_{it-1} + \dots + \delta_k \Delta v_{it-k} + \mu_{it}$$

Zmienna	Test Dickey-Fullera			Rozszerzony test Dickey-Fullera, $k_{max} = 4$		
	α_i	t(DF(k = 0))	p-value	α_i	t(ADF(k_i))	p-value/k_i
Zmienne zależne, portfele formowane na FUN_i						
$v_{1t} = r_{1t} - RF_t$	-1,069	-6,237	0,000	-0,936	-2,418	0,017/3
$v_{2t} = r_{2t} - RF_t$	-1,135	-6,632	0,000	-0,680	-1,765	0,073/4
$v_{3t} = r_{3t} - RF_t$	-1,022	-5,939	0,000	-0,972	-2,443	0,016/3
$v_{4t} = r_{4t} - RF_t$	-0,808	-4,849	0,000	-0,466	-1,689	0,086/3
$v_{5t} = r_{5t} - RF_t$	-0,727	-4,643	0,000	-0,370	-1,542	0,114/3
Zmienne zależne, portfele formowane na $LICZ_i$						
$v_{1t} = r_{1t} - RF_t$	-1,116	-6,541	0,000	-0,981	-2,436	0,017/3
$v_{2t} = r_{2t} - RF_t$	-1,184	-6,971	0,000	-1,049	-2,559	0,012/3
$v_{3t} = r_{3t} - RF_t$	-0,836	-4,993	0,000	-0,836	-4,993	0,000/0
$v_{4t} = r_{4t} - RF_t$	-1,008	-5,876	0,000	-0,432	-1,143	0,263/4
$v_{5t} = r_{5t} - RF_t$	-0,713	-4,515	0,000	-0,446	-1,766	0,074/3
Zmienne zależne, portfele formowane na $MIAN_i$						
$v_{1t} = r_{1t} - RF_t$	-0,940	-5,500	0,000	-0,760	-2,290	0,027/3
$v_{2t} = r_{2t} - RF_t$	-0,972	-5,746	0,000	-0,739	-2,166	0,031/3
$v_{3t} = r_{3t} - RF_t$	-1,049	-6,281	0,000	-1,049	-6,281	0,000/0
$v_{4t} = r_{4t} - RF_t$	-1,101	-6,362	0,000	-0,999	-2,133	0,034/4
$v_{5t} = r_{5t} - RF_t$	-0,806	-4,783	0,000	-0,659	-2,026	0,043/3
Zmienne niezależne						
$v_t = RM_t - RF_t$	-1,092	-6,413	0,000	-0,839	-2,242	0,026/3
$v_t = HMLL_t$	-0,851	-5,304	0,000	-0,348	-1,134	0,228/4
$v_t = LMHM_t$	-0,725	-4,496	0,000	-0,511	-1,601	0,102/4
$v_t = HMLF_t$	-0,584	-4,075	0,000	-0,184	-0,911	0,314/4

[a] Wyniki zamieszczone w tabeli dotyczą testów, w których badano regresje szeregów czasowych bez uwzględnienia stałej oraz trendu liniowego. Testy przeprowadzone zostały również z uwzględnieniem stałej oraz trendu liniowego. Wyniki okazały się podobne jednak wartości obliczonych stałych oraz parametrów trendu okazały się nieistotne dla wszystkich zmiennych. Statystykę Dickey-Fullera (DF) obliczono następująco: $t(DF) = \hat{\alpha}/St(\hat{\alpha})$, gdzie $\hat{\alpha}$ jest estymatorem parametru regresji, a $St(\hat{\alpha})$ stanowi jego błąd standardowy. Rozszerzony test Dickey-Fullera został wykonany dla opóźnienia (k_i) określonego z minimalizacji zmodyfikowanego kryterium Akaike, maksymalną wartość opóźnienia przyjęto $k_{max} = 4$.
H_0: $\alpha_i = 0$ – istnieje pierwiastek jednostkowy, zmienna jest niestacjonarna.
H_1: $\alpha_i < 0$ – zmienna jest stacjonarna.
Badany okres od maja 1996 do maja 2005, 36 analizowanych okresów kwartalnych.

Źródło: badania własne.

Testy Box-Pierce wykazały, że na poziomie istotności 5%, w 1 na 21 badanych przypadków należy odrzucić hipotezę zerową stwierdzającą nieistotność autokorelacji rzędu >5. W przypadku testów Ljung-Boxa hipotezę zerową, stwierdzającą nieistotność autokorelacji rzędu >5, należy odrzucić, na poziomie istotności 5%, w 4 na 21 badanych przypadków.

Testy Dickey-Fullera potwierdzają brak pierwiastków jednostkowych dla każdego badanego przypadku. Rozszerzone testy Dickey-Fullera, przeprowadzone, dla opóźnienia (k_i), określonego z minimalizacji zmodyfikowanego kryterium Akaike, wykazały brak pierwiastków jednostkowych w 14 na 21 badanych przypadków. Na podstawie przedstawionych badań wnioskować można o stacjonarności analizowanych zmiennych.

Testowanie dyskretnych implementacji ICAPM przeprowadzono w dwóch przejściach. W przejściu pierwszym analizie poddane zostały regresje szeregów czasowych, dla badanych portfeli. Oszacowane zostały wartości parametrów regresji (bet), będące estymatorami ryzyka systematycznego, związanego z przyjętymi czynnikami. W przejściu drugim szacowano wartości składowych wektora premii za ryzyko, stanowiących obciążenia bet, dla przyjętych czynników. Premie za ryzyko szacowano na podstawie procedur opartych na danych panelowych (estymacja CT) oraz metodzie Famy-MacBetha [9] (estymacja FM).

Do szacowania parametrów regresji w przejściu pierwszym zastosowano uogólnioną metodę najmniejszych kwadratów według procedury Praisa-Winstena.

W przejściu drugim w estymacji przekrojowo-czasowej założono brak autokorelacji składnika losowego z uwagi, że zmienne niezależne (bety) są stałe dla wszystkich okresów natomiast zmienną zależną stanowią stopy zwrotu, które powinny z założenia być losowe[9]. Wpływ heteroskedastyczności uwzględniono stosując metodę zamiany zmiennych przedstawioną w pracy Zeliasia [29]. W przypadku procedury Famy-MacBetha, w drugim przejściu, stosowano metodę Praisa-Winstena, uwzględniającą w każdym badanym okresie, danych przekrojowych, autokorelacje składnika losowego rzędu pierwszego. Uwzględniony został również wpływ heteroskedastyczności poprzez zamianę zmiennych.

Wpływ błędów szacowania rzeczywistych wartości bet w pierwszym przejściu uwzględniony został poprzez korygowanie błędów standardowych składowych wektora premii za ryzyko, szacowanych w drugim przejściu. Zastosowano w tym celu estymator skorygowanej macierzy kowariancji parametrów Shankena[10]. Statystyka t bez uwzględnienia korekty Shankena posiada jednak pewną moc objaśniającą w szacowaniu parametrów regresji drugiego przejścia. Jagannathan i Wang [14] stwierdzają, że w przypadku gdy stopy zwrotu wykazują heteroskedastyczność wówczas procedura MacBetha niekoniecznie prowadzi do zaniżenia błędów standardowych regresji przekrojowej. W celu oceny szacowanych wartości premii za ryzyko, zgodnie z propozycją Jagannathana i Wanga, analizie poddano statystyki t bez uwzględnienia i z uwzględnieniem korekty Shankena.

[9] Cochrane [3], s. 231.
[10] Shanken [21], s. 13.

4. WPŁYW ZMIENNYCH WARUNKOWYCH

Badania przedstawione w niniejszej pracy dotyczą sprawdzenia czy proponowany model oraz model Famy i Frencha uwzględniają zmieniające się w czasie zależności stóp zwrotu od analizowanych czynników. W tym celu wykorzystana została procedura zaproponowana przez Fersona i Harveya [10][11]. Metoda ta polega na oszacowaniu obciążenia $\gamma_{\hat{\delta}}$, zmiennej $\hat{\delta}_i$ regresji (6)

$$r_{it} - RF_t = \gamma_0 + \sum_k \gamma_k \hat{\beta}_{i,k} + \gamma_{\hat{\delta}} \hat{\delta}_i + \varepsilon_{it}; i = 1,\ldots,15; t = 1,\ldots,36 \tag{6}$$

gdzie $\hat{\delta}_i$ jest estymatorem parametru regresji (7),

$$r_{it} - RF_t = \delta_i Z_{t-1} + e_{it}; i = 1,\ldots,15; t = 1,\ldots,36, \tag{7}$$

natomiast Z_{t-1} stanowi opóźnioną dodatkową badaną zmienną. Hipotezę zerową, stanowiącą, że badany model dobrze opisuje stopy zwrotu, testuje się w postaci, $H_0 : \gamma_{\hat{\delta}} = 0$. Hipoteza alternatywna stanowi, że zmienne modelu nie tłumaczą warunkowych zmian stóp zwrotu, objaśnianych przez wybrane opóźnione zmienne. Badania te dostarczają więc podwójnej informacji. Po pierwsze stanowią weryfikacje czy model może być traktowany jako model warunkowy. Po drugie stanowią szczegółowy test modelu poprzez włączenie dodatkowej opóźnionej zmiennej objaśniającej.

Prace dotyczące badania wpływu opóźnionych czynników HML, SMB i RF na zagregowany model dwu- i trójczynnikowy oraz badanie wpływu opóźnionych czynników HMLF i RF na trójczynnikowy model Famy i Frencha sprowadzają się do oszacowania parametrów formalnych poniższych regresji:

$$\begin{gathered} r_{it} - RF_t = \gamma_0 + \gamma_{HMLF} \hat{\beta}_{i,HMLF} + \gamma_M \hat{\beta}_{i,M} + \gamma_{\delta}^{HML} \hat{\delta}_{i,HML} + \gamma_{\delta}^{SMB} \hat{\delta}_{i,SMB} + \varepsilon_{it}; \\ i = 1,\ldots,15; t = 1,\ldots,36 \end{gathered} \tag{8}$$

$$\begin{gathered} r_{it} - RF_t = \gamma_0 + \gamma_{HMLL} \hat{\beta}_{i,HMLL} + \gamma_{LMHM} \hat{\beta}_{i,LMHM} + \gamma_M \hat{\beta}_{i,M} + \gamma_{\delta}^{HML} \hat{\delta}_{i,HML} + \\ + \gamma_{\delta}^{SMB} \hat{\delta}_{i,SMB} + \varepsilon_{it}; i = 1,\ldots,15; t = 1,\ldots,36 \end{gathered} \tag{9}$$

gdzie $\hat{\delta}_{i,HML}$ i $\hat{\delta}_{i,SMB}$ są estymatorami parametrów regresji (10)

$$r_{it} - RF_t = \delta_{i,HML} HML_{t-1} + \delta_{i,SMB} SMB_{t-1} + e_{it}; i = 1,\ldots,15; t = 1,\ldots,36 \tag{10}$$

oraz

$$r_{it} - RF_t = \gamma_0 + \gamma_{HMLF} \hat{\beta}_{i,HMLF} + \gamma_M \hat{\beta}_{i,M} + \gamma_{\delta}^{RF} \hat{\delta}_{i,RF} + \varepsilon_{it}; i = 1,\ldots,15; t = 1,\ldots,36 \tag{11}$$

[11] Metoda ta zastosowana została również przez Petkową [19], s. 602-604 do testowania proponowanego przez nią modelu.

$$r_{it} - RF_t = \gamma_0 + \gamma_{HMLL}\hat{\beta}_{i,HMLL} + \gamma_{LMHM}\hat{\beta}_{i,LMHM} + \gamma_M\hat{\beta}_{i,M} + \gamma_\delta^{RF}\hat{\delta}_{i,RF} + \varepsilon_{it}; \\ i = 1,\ldots,15; t = 1,\ldots,36 \tag{12}$$

$$r_{it} - RF_t = \gamma_0 + \gamma_{HML}\hat{\beta}_{i,HML} + \gamma_{SMB}\hat{\beta}_{i,SMB} + \gamma_M\hat{\beta}_{i,M} + \gamma_\delta^{RF}\hat{\delta}_{i,RF} + \varepsilon_{it}; \\ i = 1,\ldots,15; t = 1,\ldots,36 \tag{13}$$

gdzie $\hat{\delta}_{i,RF}$ jest estymatorem parametru regresji (14)

$$r_{it} - RF_t = \delta_{i,RF} RF_{t-1} + e_{it}; i = 1,\ldots,15; t = 1,\ldots,36 \tag{14}$$

oraz

$$r_{it} - RF_t = \gamma_0 + \gamma_{HML}\hat{\beta}_{i,HML} + \gamma_{SMB}\hat{\beta}_{i,SMB} + \gamma_M\hat{\beta}_{i,M} + \gamma_\delta^{HMLF}\hat{\delta}_{i,HMLF} + \\ + \varepsilon_{it}; i = 1,\ldots,15; t = 1,\ldots,36 \tag{15}$$

gdzie $\hat{\delta}_{i,HMLF}$ jest estymatorem parametru regresji (16)

$$r_{it} - RF_t = \delta_{i,HMLF} HMLF_{t-1} + e_{it}; i = 1,\ldots,15; t = 1,\ldots,36 \tag{16}$$

W tabelach 5, 6 i 7 przedstawione zostały odpowiednio wartości parametrów regresji (8 i 9), (11-13) oraz (15).

W celu porównania poprawności badanych modeli wykorzystano również nieformalny test oceny, zaproponowany przez Jagannathana i Wanga [13] oraz Lettau i Ludvigsona [17], polegający na wyznaczeniu wartości tzw. nieformalnego współczynnika determinacji, określonego następującą zależnością

$$R_{LL}^2 = \frac{var_c(\bar{r}_i) - var_c(\bar{\varepsilon}_i)}{var_c(\bar{r}_i)} \tag{17}$$

gdzie $var_c(\bar{r}_i)$ stanowi przekrojową wariancję średnich rzeczywistych stóp zwrotu natomiast $var_c(\bar{\varepsilon}_i)$ jest przekrojową wariancją średnich błędów wyceny modelu. Wartość współczynnika R_{LL}^2 przedstawia udział przekrojowych zmian średnich stóp zwrotu, które mogą być opisane przez model.

Tabela 5

Regresje pokazujące wpływ obciążeń opóźnionych czynników Famy i Frencha na dwuczynnikowy (Panel A) i trójczynnikowy (Panel B) zagregowany model[a]

$$r_{it} - RF_t = \gamma_0 + \gamma_{HMLF}\hat{\beta}_{i,HMLF} + \gamma_M\hat{\beta}_{i,M} + \gamma_{\delta}^{HML}\hat{\delta}_{i,HML} + \gamma_{\delta}^{SMB}\hat{\delta}_{i,SMB} + \varepsilon_{it}; i = 1,\ldots,15; t = 1,\ldots,36$$

Panel A	γ_0	γ_M	γ_{HMLF}	γ_{δ}^{HML}	γ_{δ}^{SMB}	R^2_{LL}, %
Estymacja CT[PW]	-0,06	0,05	0,04	0,03	-0,05	
t-stat	-1,25	0,99	1,11	0,26	-0,45	
p-value, %	21,19	32,51	26,73	79,48	65,03	61,40
SH *t*-stat	-1,24	1,06	1,19	0,27	-0,45	
p-value, %	21,66	28,98	23,40	78,76	64,95	
Estymacja FM[PW]	-0,06	0,05	0,04	0,02	-0,05	
t-stat	-2,02	1,30	1,89	0,31	-1,31	
p-value, %	5,21	20,45	6,84	75,64	20,11	61,48
SH *t*-stat	-2,00	1,47	2,23	0,34	-1,49	
p-value, %	5,40	15,17	3,34	73,71	14,65	

$$r_{it} - RF_t = \gamma_0 + \gamma_{HMLL}\hat{\beta}_{i,HMLL} + \gamma_{LMHM}\hat{\beta}_{i,LMHM} + \gamma_M\hat{\beta}_{i,M} + \gamma_{\delta}^{HML}\hat{\delta}_{i,HML} + \gamma_{\delta}^{SMB}\hat{\delta}_{i,SMB} + \varepsilon_{it};$$
$$i = 1,\ldots,15; t = 1,\ldots,36$$

Panel B	γ_0	γ_M	γ_{HMLL}	γ_{LMHM}	γ_{δ}^{HML}	γ_{δ}^{SMB}	R^2_{LL}, %
Estymacja CT[PW]	-0,12	0,10	0,06	0,04	-0,10	-0,07	
t-stat	-2,07	1,76	1,75	1,39	-0,78	-0,64	
p-value, %	3,87	7,85	8,05	16,61	43,85	52,49	77,54
SH *t*-stat	-1,37	1,22	1,26	1,00	-0,52	-0,42	
p-value, %	17,26	22,18	20,89	31,56	60,00	67,12	
Estymacja FM[PW]	-0,12	0,10	0,07	0,05	-0,11	-0,06	
t-stat	-3,19	2,33	3,19	2,44	-1,83	-2,00	
p-value, %	0,33	2,70	0,33	2,10	7,73	5,47	77,99
SH *t*-stat	-2,08	1,67	2,76	2,17	-1,38	-1,55	
p-value, %	4,58	10,53	0,97	3,82	17,88	13,16	

[a] Zastosowana została procedura Prais-Winstena z autokorelacją pierwszego rzędu, dla kwintylowych zmian portfeli budowanych ze względu na FUN_i, $LICZ_i$ i $MIAN_i$. RF_t jest rentownością 91-dniowych bonów skarbowych na początku okresu inwestycyjnego. $\hat{\beta}_i$ jest wektorem obciążeń czynników: HMLF i RM-RF w zagregowanym modelu dwuczynnikowym oraz HMLL, LMHM i RM-RF w zagregowanym modelu trójczynnikowym (dla *i* portfela) oszacowanym w pierwszym przejściu. Zmienne $\hat{\delta}_{i,HML}$ i $\hat{\delta}_{i,SMB}$ stanowią obcią-

żenia stóp zwrotu (dla *i* portfela) opóźnionych czynników HML i SMB. Zmienną zależną jest nadwyżka nad stopą zwrotu wolną od ryzyka (RF) z 15 portfeli formowanych ze względu na FUN_i, $(BV/MV)_i$ i KAP_i (dla regresji (10)) oraz FUN_i, $LICZ_i$ i $MIAN_i$ (dla regresji (8) i (9)), w okresie *t*. R^2_{LL} jest nieformalnym współczynnikiem determinacji Letau i Ludvigsona [17], pokazujący udział przekrojowych zmian stóp zwrotu objaśnianych przez model i określony zależnością (17); CT – estymacja przekrojowo-czasowa na podstawie danych panelowych; FM – estymacja wg Procedury Fama-MacBetha; [PW] – bety w pierwszym przejściu oszacowane zostały wg GLS z zastosowaniem procedury Praisa-Winstena, w przejściu drugim, dla estymacji CT korygowano jedynie heteroskedestyczność poprzez transformację zmiennych, a dla estymacji FM stosowano GLS z procedurą Praisa-Winstena oraz korektę heteroskedestyczność; SH *t*-stat – statystyka Shankena [21], uwzględniająca korektę błędu w zmiennych. Badany okres od maja 1996 do maja 2005, 36 analizowanych okresów kwartalnych.

Źródło: badania własne.

Tabela 6

Regresje pokazujące wpływ obciążeń opóźnionego czynnika RF na zagregowany model dwuczynnikowy (Panel A), zagregowany model trójczynnikowy (Panel B) oraz model Famy i Frencha (Panel C)[a]

$r_{it} - RF_t = \gamma_0 + \gamma_{HMLF}\hat{\beta}_{i,HMLF} + \gamma_M\hat{\beta}_{i,M} + \gamma_\delta^{RF}\hat{\delta}_{i,RF} + \varepsilon_{it}; i = 1,\ldots,15; t = 1,\ldots,36$						
Panel A	γ_0	γ_M	γ_{HMLF}	γ_δ^{RF}		R^2_{LL}, %
Estymacja CT[PW]	0,00	0,01	0,01	0,04		
t-stat	0,06	0,27	0,32	**2,92**		
p-value, %	95,37	78,99	75,17	**0,37**		98,65
SH *t*-stat	0,02	0,10	0,13	0,98		
p-value, %	98,47	91,96	89,67	32,88		
Estymacja FM[PW]	0,00	0,02	0,01	0,04		
t-stat	-0,01	0,39	0,43	**4,35**		
p-value, %	98,99	69,85	67,15	**0,01**		99,07
SH *t*-stat	-0,00	0,16	0,21	**1,49**		
p-value, %	99,65	87,41	83,58	**14,57**		
$r_{it} - RF_t = \gamma_0 + \gamma_{HMLL}\hat{\beta}_{i,HMLL} + \gamma_{LMHM}\hat{\beta}_{i,LMHM} + \gamma_M\hat{\beta}_{i,M} + \gamma_\delta^{RF}\hat{\delta}_{i,RF} + \varepsilon_{it}; i = 1,\ldots,15; t = 1,\ldots,36$						
Panel B	γ_0	γ_M	γ_{HMLL}	γ_{LMHM}	γ_δ^{RF}	R^2_{LL}, %
Estymacja CT[PW]	0,00	0,01	0,01	0,00	0,04	
t-stat	0,02	0,23	0,,42	0,04	**2,23**	
p-value, %	98,38	81,81	67,87	97,12	**3,65**	98,90
SH *t*-stat	0,01	0,07	0,15	0,01	0,66	
p-value, %	99,52	94,05	87,97	98,97	50,72	

cd. tabeli 6

Estymacja FM^{PW}	0,00	0,01	0,01	-0,00	0,04	98,86
t-stat	0,07	0,25	0,61	-0,12	**5,24**	
p-value, %	94,46	80,47	54,85	90,19	**0,00**	
SH *t*-stat	0,02	0,08	0,34	-0,06	**1,60**	
p-value, %	98,38	93,36	73,80	95,17	**11,94**	
$r_{it} - RF_t = \gamma_0 + \gamma_{HML}\hat{\beta}_{i,HML} + \gamma_{SMB}\hat{\beta}_{i,SMB} + \gamma_M\hat{\beta}_{i,M} + \gamma_{\delta}^{RF}\hat{\delta}_{i,RF} + \varepsilon_{it}; i = 1,\ldots,15; t = 1,\ldots,36$						
Panel C	γ_0	γ_M	γ_{HML}	γ_{SMB}	γ_{δ}^{RF}	R_{LL}^2, %
Estymacja CT^{PW}	0,01	0,01	-0,00	0,01	0,04	97,28
t-stat	0,12	0,11	-0,11	0,60	**3,16**	
p-value, %	90,20	91,08	91,19	55,20	**0,17**	
SH *t*-stat	0,03	0,03	-0,16	0,16	0,90	
p-value, %	97,24	97,32	87,11	87,27	36,63	
Estymacja FM^{PW}	0,02	0,00	-0,01	0,01	0,04	98,37
t-stat	0,35	-0,01	-0,31	0,60	**5,90**	
p-value, %	72,77	99,56	76,14	55,34	**0,00**	
SH *t*-stat	0,10	-0,00	-0,23	0,61	**1,71**	
p-value, %	92,43	99,87	81,58	54,45	**9,76**	

[a] Zastosowana została procedura Prais-Winstena z autokorelacją pierwszego rzędu, dla kwintylowych zmian portfeli budowanych ze względu na FUN$_i$, LICZ$_i$ i MIAN$_i$ (panel A i B) oraz FUN$_i$, (BV/MV)$_i$ i KAP$_i$ (panel C). RF$_t$ jest rentownością 91-dniowych bonów skarbowych na początku okresu inwestycyjnego. $\hat{\beta}_i$ jest wektorem obciążeń czynników: HMLF i RM-RF w zagregowanym modelu dwuczynnikowym, HMLL, LMHM i RM-RF w zagregowanym modelu trójczynnikowym oraz HML, SMB i RM-RF w modelu Famy i Frencha (dla *i* portfela) oszacowanym w pierwszym przejściu. Zmienna $\hat{\delta}_{i,RF}$ stanowi obciążenie stóp zwrotu (dla *i* portfela) opóźnionego czynnika RF. Zmienną zależną jest nadwyżka nad stopą zwrotu wolną od ryzyka (RF) z 15 portfeli formowanych ze względu na FUN$_i$, (BV/MV)$_i$ i KAP$_i$ (dla regresji (13)) oraz FUN$_i$, LICZ$_i$ i MIAN$_i$ (dla regresji (11) i (12)), w okresie *t*. R_{LL}^2 jest nieformalnym współczynnikiem determinacji Letau i Ludvigsona [17], pokazujący udział przekrojowych zmian stóp zwrotu objaśnianych przez model i określony zależnością (17); CT – estymacja przekrojowo-czasowa na podstawie danych panelowych; FM – estymacja wg Procedury Fama-MacBetha; [PW] – bety w pierwszym przejściu oszacowane zostały wg. GLS z zastosowaniem procedury Praisa-Winstena, w przejściu drugim, dla estymacji CT korygowano jedynie heteroskedestyczność poprzez transformację zmiennych, a dla estymacji FM stosowano GLS z procedurą Praisa-Winstena oraz korektę heteroskedestyczność; SH *t*-stat – statystyka Shankena [21] uwzględniająca korektę błędu w zmiennych. Badany okres od maja 1996 do maja 2005, 36 analizowanych okresów kwartalnych.

Źródło: badania własne.

Tabela 7

Regresje pokazujące wpływ obciążeń opóźnionego czynnika HMLF na model Famy i Frencha[a]

$r_{it} - RF_t = \gamma_0 + \gamma_{HML}\hat{\beta}_{i,HML} + \gamma_{SMB}\hat{\beta}_{i,SMB} + \gamma_M\hat{\beta}_{i,M} + \gamma_\delta^{HMLF}\hat{\delta}_{i,HMLF} + \varepsilon_{it}; i = 1,...,15; t = 1,...,36$						
	γ_0	γ_M	γ_{HML}	γ_{SMB}	γ_δ^{HMLF}	R^2_{LL}, %
Estymacja CT[PW]	-0,03	0,02	0,01	-0,01	0,13	58,73
t-stat	-0,46	0,33	0,48	-0,27	**2,40**	
p-value, %	64,68	73,89	63,19	78,55	**1,68**	
SH *t*-stat	-0,24	0,18	0,51	-0,35	1,30	
p-value, %	80,95	85,39	60,75	72,84	19,40	
Estymacja FM[PW]	-0,02	0,02	0,01	-0,01	0,13	58,72
t-stat	-0,50	0,31	0,32	-0,23	**4,03**	
p-value, %	61,83	76,19	74,99	82,24	**0,03**	
SH *t*-stat	-0,27	0,18	0,33	-0,22	**2,38**	
p-value, %	78,81	85,96	74,18	82,96	**2,34**	

[a] Zastosowana została procedura Prais-Winstena z autokorelacją pierwszego rzędu, dla kwintylowych zmian portfeli budowanych ze względu na FUN_i, $(BV/MV)_i$ i KAP_i. RF_t jest rentownością 91-dniowych bonów skarbowych na początku okresu inwestycyjnego. $\hat{\beta}_i$ jest wektorem obciążeń czynników: HML, SMB i RM-RF (dla *i* portfela) oszacowanym w pierwszym przejściu. Zmienna $\hat{\delta}_{i,HMLF}$ stanowi obciążenie stóp zwrotu (dla *i* portfela) opóźnionego czynnika HMLF. Zmienną zależną jest nadwyżka nad stopą zwrotu wolną od ryzyka (RF) z 15 portfeli formowanych ze względu na FUN_i, $(BV/MV)_i$ i KAP_i (dla regresji (15)) oraz FUN_i, $LICZ_i$ i $MIAN_i$ (dla regresji (16)), w okresie *t*. R^2_{LL} jest nieformalnym współczynnikiem determinacji Letau i Ludvigsona [17], pokazujący udział przekrojowych zmian stóp zwrotu objaśnianych przez model i określony zależnością (17); CT – estymacja przekrojowo-czasowa na podstawie danych panelowych; FM – estymacja wg Procedury Fama-MacBetha; [PW] – bety w pierwszym przejściu oszacowane zostały wg GLS z zastosowaniem procedury Praisa-Winstena, w przejściu drugim, dla estymacji CT korygowano jedynie heteroskedestyczność poprzez transformację zmiennych, a dla estymacji FM stosowano GLS z procedurą Praisa-Winstena oraz korektę heteroskedestyczność; SH *t*-stat – statystyka Shankena [21] uwzględniająca korektę błędu w zmiennych. Badany okres od maja 1996 do maja 2005, 36 analizowanych okresów kwartalnych.

Źródło: badania własne.

Wprowadzenie do proponowanego modelu zagregowanego, opóźnionych obciążeń czynników Famy i Frencha nie poprawiło jego mocy objaśniającej (tab. 5). Współczynniki γ_δ^{HML} i $_\delta^{SMB}$ tych obciążeń okazały się nieistotnie różne od zera. Stwierdzona została w tym przypadku hipoteza zerowa. Co prawda współczynnik R^2_{LL} wzrósł ze średniego poziomu 60 do 61, dla modelu dwuczynnikowego oraz z 74 do 77, dla modelu trójczynnikowego, lecz współczynniki $\gamma_{HMLF}, \gamma_{HMLL}$ i γ_{LMHM}, stanowiące estymatory składowych wektora premii za ryzyko okazały się nieistotne (dla estymacji CT) lub istotność ich spadła (dla estymacji FM)[12].

Wprowadzenie do modelu Famy i Frencha opóźnionego obciążenia czynnika HMLF skutkowało odrzuceniem hipotezy zerowej (tab. 7). Wartość R^2_{LL} wzrosła ze średniego poziomu 16 do 58. Oznacza to, że opóźniony czynnik HMLF posiada istotną moc objaśniającą, a model Famy i Frencha nie może być traktowany jako model warunkowy.

Wyniki obliczeń zamieszczone w tabeli 6 wskazują na odrzucenie hipotezy zerowej, w przypadku wprowadzenia zarówno do proponowanego modelu zagregowanego, jak również do modelu Famy i Frencha obciążenia opóźnionego czynnika RF. Wynika to z faktu, że współczynnik γ_{δ}^{RF}, regresji (11), (12) i (13) jest różny od zera. Wartości składowych wektora premii za ryzyko, po wprowadzeniu do regresji obciążenia opóźnionego czynnika RF okazały się jednak diametralnie różne. Potwierdzają to wyniki badań uzyskane przez Fersona i Harveya[13]. Odrzucenie hipotezy zerowej na rzecz hipotezy alternatywnej wskazuje (w zakresie prowadzonych badań), że zarówno proponowany model jak również model Famy i Frencha, nie mogą być przykładem modelu warunkowego. Stwierdzić również należy, że opóźniona stopa zwrotu walorów wolnych od ryzyka posiada istotną moc objaśniającą i wnosi dodatkowe informacje do proponowanego zagregowanego modelu dwu i trójczynnikowego.

5. PODSUMOWANIE I WNIOSKI

Model opisujący warunki równowagi może nie uwzględniać w swojej strukturze, zmieniających się w czasie obciążeń czynników, może jednak tłumaczyć warunkowe zmiany stóp zwrotu objaśniane przez pewne opóźnione zmienne. Badania dotyczące tego problemu podjęto w niniejszej pracy. Przedstawiony został dwutorowy test zagregowanego modelu dwu- i trójczynnikowego (zaproponowanego w poprzedniej pracy przez autora, [27]) oraz trójczynnikowego modelu Famy i Frencha. Wykonany test dotyczył wpływu zmiennych warunkowych na zmiany stóp zwrotu, na przykładzie akcji notowanych na GPW w Warszawie. Do postawionego sobie celu wykorzystana została procedura zaproponowana przez Fersona i Harveya [10]. Wybrana forma testu dostarcza podwójnej informacji. Wykazanie słuszności postawionej hipotezy zerowej oznacza, że model uwzględnia informacje dostarczone przez założone zmienne warunkowe i dobrze opisuje stopy zwrotu badanych walorów. Odrzucenie hipotezy zerowej na rzecz hipotezy alternatywnej oznacza, że zastosowane opóźnione zmienne wnoszą dodatkowe informacje i badany model nie może być traktowany jako model warunkowy.

Jako zmienne warunkowe wybrano opóźnione czynniki Famy i Frencha i opóźnioną stopę zwrotu z walorów wolnych od ryzyka w stosunku do zagregowanego modelu dwu- i trójczynnikowego oraz opóźniony czynnik HMLF w stosunku do modelu Famy i Frencha.

W przypadku badania wpływu opóźnionych czynników Famy i Frencha na zagregowany model dwu- i trójczynnikowy wykazano słuszność postawionej hipotezy zerowej.

[12] Wyniki dotyczące analizy regresji drugiego przejścia zagregowanego modelu dwu- i trójczynnikowego oraz modelu Famy i Frencha mogą być udostępnione przez autora.

[13] Ferson i Harvey [10], s. 1340-1341, Tabela V.

Oznacza to, że czynniki te nie wnoszą dodatkowych informacji do proponowanego modelu.

W przypadku badania wpływu opóźnionego HMLF (zagregowanego modelu dwuczynnikowego) oraz opóźnionej stopy zwrotu z walorów wolnych od ryzyka RF, na trójczynnikowy model Famy i Frencha, odrzucona została hipoteza zerowa na rzecz hipotezy alternatywnej. Oznacza to, że czynniki te wnoszą dodatkowe informacje do modelu Famy i Frencha i model ten nie może być traktowany jako model warunkowy.

W przypadku badania wpływu opóźnionej stopy zwrotu z walorów wolnych od ryzyka RF na zagregowany model dwu- i trójczynnikowy również odrzucona została hipoteza zerowa na rzecz hipotezy alternatywnej. Oznacza to, że opóźniona stopa zwrotu z walorów wolnych od ryzyka wnosi dodatkowe informacje do proponowanego modelu zagregowanego i model ten nie może być traktowany jako model warunkowy.

Uzyskane wyniki badań wydają się świadczyć, że proponowany model zagregowany lepiej opisuje stopy zwrotu z akcji notowanych na GPW w Warszawie, w porównaniu z trójczynnikowym modelem Famy i Frencha. Uzyskane wyniki wskazują również na możliwość dalszej modyfikacji i doskonalenia opisu stóp zwrotu z akcji na bazie zaproponowanego modelu zagregowanego.

Akademia Górniczo-Hutnicza w Krakowie

LITERATURA

[1] Box G.E.P., Pierce D.A., [1970], *Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregresive Moving Average Time Series Models*, „Journal of the American Statistical Association", 65, 1509-1526.
[2] Campbell J.Y., [1996], *Understanding risk and return*, „Journal of Political Economy", 104, 2, 298-345.
[3] Cochrane J., [2001], *Asset Pricing*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
[4] Dickey D.A., Fuller W.A., [1979], *Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, „Journal of the American Statistical Association", 74, 427-431.
[5] Fama E.F., French K.R., [1988], *Dividend yields and expected stock return*, „Journal of Financial Economics", 22, 3-25.
[6] Fama E.F., French K.R., [1993], *Common risk factors in the returns on stock and bonds*, „Journal of Financial Economics", 33, 1, 3-56.
[7] Fama E.F., French K.R., [1995], *Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns*, „Journal of Finance", 50, 1, 131-155.
[8] Fama E.F., French K.R., [1996], *Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies*, „Journal of Finance", 56, 1, 55-84.
[9] Fama E.F., MacBeth J.D., [1973], *Risk Return and Equilibrium: Empirical Tests*, „Journal of Political Economy", 81, 3, 607-636.
[10] Ferson W., Harvey C., [1999], *Conditioning variables and the cross-section of stock returns*, „Journal of Finance", 54, 1325-1360.
[11] Heaton J., Lucas D., [2000], *Portfolio choice and asset prices: The importance of entrepreneurial risk*, „Journal of Finance", 55, 1163-1198.
[12] Hodrick R., Zhnag X., [2001], *Evaluating the specification errors of asset pricing models*, „Journal of Financial Economics", 62, 327-376.
[13] Jagannathan R., Wang Z., [1996], *The conditional CAPM and the cross-section of expected returns*, „Journal of Finance", 51, 1, 3-53.
[14] Jagannathan R., Wang Z., [1998], *Asymptotic theory for estimating beta pricing models using cross-sectional regression*, „Journal of Finance", 53, 1285-1309.

[15] Jajuga K., [2000], *Metody ekonometryczne i statystyczne w analizie rynku kapitałowego*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu.
[16] Lettau M., Ludvigson S., [2001a], *Consumption, aggregate wealth, and expected stock returns*, „Journal of Finance", 56, 815-849.
[17] Lettau M., Ludvigson S., [2001b], *Resurrecting the (C) CAPM: A cross-sectional test when risk premia are time-varying*, „Journal of Political Economy", 109, 1238-1287.
[18] Ljung G.M., Box G.E.P., [1978],*On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models*, „Biometrika", 66, pp. 67-72.
[19] Petkova R., [2006], *Do the Fama-French Factors Proxy for Innovations in Predictive Variables?*, „Journal of Finance", 61, 2, 581-612.
[20] Santos T., Veronesi P., [2001], *Labou income and predictable stock returns*, University of Chicago, Working paper.
[21] Shanken J., [1992], *On the Estimation of Beta-Pricing Models*, „The Review of Financial Studies", 5, 1, 1-33.
[22] Stock J., Watson M., [1989], *New indexes of coincident and leading economic indicators*, in Olivier Blanchard and Stanley Fisher, Eds: NBER Macroeconomics Annual.
[23] Suchecki B., [2000], *Dane panelowe i modelowanie wielowymiarowe w badaniach ekonomicznych*, Kusidel E., Modele wektorowo-autoregresyjne VAR metodologia i zastosowania, tom 3, Łódź.
[24] Tarczyński W., Łuniewska M., [2004], Wskaźnik P/E jako kryterium dyskryminacji dla potrzeb analizy portfelowej, „Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek", Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Nr 1037.
[25] Urbański S., [2004], *Symulacje inwestycji giełdowych w papiery wartościowe; rentowność i ryzyko inwestycji przyszłych*, „Studia i Pace Kolegium Zarządzania i Finansów", Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, 48, 66-85.
[26] Urbański S., [2006], *Fundamentalne determinanty modelowania inwestycji kapitałowych*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu", Nr 1109, 647-659.
[27] Urbański S., [2007], *Time-Cross-Section Factors of Rates of Return Changes on Warsaw Stock Exchange*, „Przegląd Statystyczny", 54, 2, 94-121.
[28] Wang Y., [2005], *Essays on the Cross Section of Stock Return*, „A dissertation submitted to the graduate school in partial fulfillment of the requirements for the degree doctor of philosophy", Northwestern University, Evanston, Illinois.
[29] Zeliaś A., [1987], *O estymacji modeli ekonometrycznych wykorzystujących dane przekrojowo-czasowe*, „Folia Oeconomica Cracoviensa", 30, 159-172.

Praca wpłynęła do redakcji w październiku 2008 r.

WPŁYW OPÓŹNIONYCH ZMIENNYCH WARUNKOWYCH NA ZMIANY STÓP ZWROTU AKCJI NOTOWANYCH NA GPW W WARSZAWIE

Streszczenie

W pracy przedstawiony został test trójczynnikowego modelu Famy i Frencha oraz zagregowanego modelu dwu- i trójczynnikowego, zaproponowanego poprzednio przez autora. Wykonany test dotyczył wpływu zmiennych warunkowych na zmiany stóp zwrotu, na przykładzie akcji notowanych na GPW w Warszawie. Do postawionego celu wykorzystana została procedura zaproponowana przez Fersona i Harveya [10]. Jako zmienne warunkowe wybrano opóźnione czynniki Famy i Frencha, opóźnioną stopę zwrotu z walorów wolnych od ryzyka oraz opóźniony czynnik HMLF, proponowanego modelu zagregowanego. W wyniku przeprowadzonych badań stwierdzono, że opóźniona stopa zwrotu z walorów wolnych od ryzyka wnosi dodatkowe informacje zarówno do modelu Famy i Frencha jak i do modelu zagregowanego. Oznacza to, że obie procedury nie mogą być przykładami modeli warunkowych. Stwierdzony został również wpływ opóźnionego czynnika HMLF na model Famy i Frencha. Nie stwierdzono natomiast wpływu opóźnionych czynników Famy i Frencha na opis stóp zwrotu przez model zagregowany. Na podstawie uzyskanych wyników badań można stwierdzić, że zagregowany model dwu- i trójczynnikowy lepiej opisuje przekrojowe, średnie stopy zwrotu, akcji notowanych na rynku polskim, niż trójczynnikowy model Famy i Frencha.

Słowa kluczowe: stopa zwrotu, portfel rynkowy, model ICAPM, modele czynnikowe, czynniki ryzyka, model Famy-Frencha, metoda Famy-MacBetha, wycena aktywów.

THE IMPACT OF THE LAGGED CONDITION VARIABLES ON THE CHANGES TO THE RATES OF RETURN ON THE SHARES QUOTED ON THE WARSAW STOCK EXCHANGE

Summary

The paper presents the testing of Fama and French three-factor model and the two- and three-factor aggregated model proposed earlier by the author. The conducted test concerns the impact of condition variables on changes to the rates of return on the shares quoted on the Warsaw Stock Exchange main market for 1995-2005. The analysis is based on the procedure proposed by Ferson and Harvey (1999). Fama and French lagged factors act as condition variables, the lagged rate of return on free-from-risk shares and lagged factor HMLF of the proposed aggregated model. The results of the analysis lead to the conclusion that the lagged rate of return on free-from-risk shares contributes additional information both to Fama and French model and the aggregated model. It implies that the two procedures may not be regarded as the examples of condition models. Lagged factor HMLF also has an impact on Fama and French model. On the other hand, no impact is recorded of Fama and French lagged factors on the description of the rates of return by means of the aggregated model. On the basis of the obtained results one should noute that the aggregated 2-factor and 3-factor models explain the cross section of average returns of shares listed on the Polish market better than Fama and French 3-factor model.

Key words: rates of return, market portfolio, ICAPM model, factor models, risk factors, Fama-French model, Fama-MacBeth method, asset pricing.