



Stanisław Urbański

Akademia Górniczo-Hutnicza w Krakowie
Wydział Zarządzania
Katedra Ekonomii, Finansów i Zarządzania Środowiskiem
surbansk@zarz.agh.edu.pl

WYBRANE SYMULACJE WYCENY AKTYWÓW NA PRZYKŁADZIE SPÓŁEK NOTOWANYCH NA GIEŁDZIE PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH W WARSZAWIE¹

Streszczenie: W artykule przedstawiono wyniki symulacji wyceny aktywów na przykładzie akcji notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Stopy zwrotu i składowe ryzyka systematycznego są szacowane za pomocą trójczynnikowego modelu Famy i Frencha oraz zagregowanego modelu wyceny stanowiącego modyfikację klasycznego modelu Famy i Frencha. Model zagregowany, jako aplikacja ICAPM, bazuje na zmiennej stanu, która została zdefiniowana jako struktura przeszłych wyników finansowych w relacji do wartości spółki. Zastosowanie analogicznych warunków brzegowych pozwoliło na ocenę efektywności informacyjnej obu badanych aplikacji ICAPM. Uzyskane wyniki badań wskazują na większe możliwości wykorzystania modelu zagregowanego w praktyce.

Słowa kluczowe: model Famy i Frencha, symulacja stóp zwrotu, ryzyko systematyczne, cena ryzyka.

JEL Classification: G11, G12.

Wprowadzenie

Zaproponowany przez Famę i Frencha [1993] trójczynnikowy model wyceny akcji stanowi aplikację teorii ICAPM zaproponowanej przez Mertona [1973].

¹ Autor składa podziękowania fundatorowi niniejszych badań, którym jest Narodowe Centrum Nauki (numer rejestrowy projektu: 2015/19/B/HS4/01294).

Aplikacja ta bazuje na kapitalizacji oraz relacji wartości księgowej do rynkowej, które autorzy modelu traktują jako zmienne stanu ICAPM i na ich podstawie definiują powszechnie znane czynniki *HML* i *SMB*.

Jednak dalsze badania Famy i Frencha [1995] wykazały, że bezpośrednim czynnikiem generującym przyszłe kapitałowe stopy zwrotu jest struktura długoterminowych przeszłych zysków przedsiębiorstwa. Można więc rozważyć związek zmiennej stanu, hipotetycznej aplikacji ICAPM, ze strukturą przeszłych zysków spółek notowanych na danym rynku giełdowym.

Wyżej przedstawioną ideę wykorzystał Urbański [2011], proponując nową zagregowaną aplikację ICAPM jako modyfikację modelu Famy i Frencha [1993]. Zmienną stanu proponowanej aplikacji wyceny jest dynamika zmian przychodów ze sprzedaży, zysku operacyjnego i zysku netto z ostatnich n lat oraz wskaźnik *ROE* w relacji do wartości przedsiębiorstwa².

Pilotażowe badania dotyczące wyceny kapitałowej, w świetle ICAPM, na polskim rynku akcji były prowadzone m.in. przez Kowerskiego [2008], Waszczuk [2013], Zarembę [2014] oraz Czapkiewicz i Wójtowicza [2014]. Kowerski [2008] testuje wycenę akcji, wykorzystując trójczynnikiowy model Famy i Frencha. Natomiast Waszczuk [2013], badając powtarzalność średnich stóp zwrotu w latach 2002-2011, stwierdza, że relacja wartości księgowej do wartości rynkowej spółki determinuje zmienność stóp zwrotu. Autorka zauważa również, że polskie odpowiedniki czynników *HML* i *SMB* nie są skorelowane z ich odpowiednikami na rynkach amerykańskim i niemieckim. Zaremba [2014] oraz Czapkiewicz i Wójtowicz [2014], testując model Carharta [1995], stwierdzili istotnie dodatnie wartości składowej premii za ryzyko jedynie ze względu na efekt momentum.

Testy zagregowanego modelu wyceny przedstawione w niniejszym artykule bazują na wskazaniach Cochrane [2001], lecz różnią się od poprzednich badań Urbańskiego metodologią formowania portfeli. Budowanych jest 25 portfeli badanych walorów formowanych w dwóch kierunkach, z których jeden dotyczy wskaźników oceny, a drugi wskaźników wyceny przedsiębiorstwa. Zastosowana w tym przypadku procedura pozwala dokładnie porównać efektywność informacyjną zmodyfikowanej i klasycznej postaci modelu Famy i Frencha.

Celem niniejszego opracowania jest ocena efektywności informacyjnej wybranych aplikacji ICAPM z punktu widzenia dużego inwestora instytucjonalnego. Opisano w nim kolejno teoretyczne podstawy zmodyfikowanego modelu Famy i Frencha, przedstawiono badaną próbę danych oraz warunki brzegowe

² W przypadku testów dotyczących rynku polskiego Urbański [2011, 2012a, 2012b] bada okres ostatnich 3 lat.

dyskretyzacji testowanych aplikacji ICAPM. Na koniec zaprezentowano wybrane wyniki obliczeń oraz ich analizę.

1. Zagregowany model wyceny

Zagregowany model wyceny jako proponowana aplikacja ICAPM bazuje na dalszej pracy Famy i Frencha [1995, s. 134-140, rys. 1 i 2 oraz tab. 1] i został szczegółowo przedstawiony w pracy Urbańskiego [2011]. Założono, że zmienną opisującą dane stany ekonomii, generującą przyszłe stopy zwrotu w relacji do kapitalizacji i wskaźnika BV/MV , stanowi wektor struktury przeszłych długoterminowych zysków przedsiębiorstwa. Tak rozumiana zmienna stanu może być zdefiniowana funkcją FUN przedstawionym zależnościami (1), (2) i (3).

$$FUN = \frac{LICZ}{MIAN} = \frac{nor(ROE) * nor(AS) * nor(APO) * nor(APN)}{nor(MV / E) * nor(MV / BV)}, \quad (1)$$

gdzie:

$$ROE = F_1; AS = F_2 = \frac{\sum_{t=1}^i S(Q_t)}{\sum_{t=1}^i S(nQ_t)}; APO = F_3 = \frac{\sum_{t=1}^i PO(Q_t)}{\sum_{t=1}^i PO(nQ_t)}; APN = F_4 = \frac{\sum_{t=1}^i PN(Q_t)}{\sum_{t=1}^i PN(nQ_t)}; MV/E = F_5; MV/BV = F_6. \quad (2)$$

Funkcje F_j ($j = 1, \dots, 6$) są transformowane do obszarów unormowanych $\langle a_j; b_j \rangle$ zgodnie z zależnością (3):

$$nor(F_j) = \left[a_j + (b_j - a_j) * \frac{F_j - c_j * F_j^{\min}}{d_j * F_j^{\max} - c_j * F_j^{\min} + e_j} \right]. \quad (3)$$

$\sum_{t=1}^i S(Q_t), \sum_{t=1}^i PO(Q_t), \sum_{t=1}^i PN(Q_t)$ stanowią skumulowane od początku roku wartości przychodów ze sprzedaży (S), zysku operacyjnego (PO) i zysku netto (PN) na koniec kwartału (Q_t); $\sum_{t=1}^i \overline{S(nQ_t)}, \sum_{t=1}^i \overline{PO(nQ_t)}, \sum_{t=1}^i \overline{PN(nQ_t)}$ są średnimi skumulowanymi od początku roku wartościami S, PO i PN na koniec kwartału Q_t , z n ostatnich lat (w bieżących badaniach założono $n = 3$ lata); MV/E jest relacją wartości rynkowej (MV) do zysku netto na jedną akcję (E); E jest zyskiem netto z czterech ostatnich kwartałów; MV/BV jest relacją wartości rynkowej do wartości księgowej na jedną akcję; a_j, b_j, c_j, d_j, e_j są parametrami wariacyjnymi. W modelowaniu równowagi cenowej funkcje F_j ($j = 1, \dots, 6$) mogą być transformowane do stałego obszaru unormowanego $\langle 1; 2 \rangle$ [Urbański, 2011].

Funkcjonał FUN może odzwierciedlać decyzje inwestora budującego portfel na podstawie struktury długoterminowych przeszłych wyników finansowych. Portfel taki zawiera spółki o najlepszych wynikach finansowych i jednocześnie niedowartościowanych przez rynek. Wartość funkcjonału FUN zależy od wskaźników oceny przedsiębiorstwa występujących w liczniku ($LICZ$) i od wskaźników wyceny występujących w mianowniku ($MIAN$). $LICZ$ reprezentuje inwestora formującego portfel składający się z najlepszych fundamentalnie spółek, natomiast $MIAN$ charakteryzuje inwestycje w spółki niedowartościowane przez rynek [patrz: Urbański, 2011]. FUN posiada jasną i prostą ekonomiczną interpretację i może stanowić kryterium doboru walorów do portfela. Inwestycje wydają się być bardziej atrakcyjne, gdy wartości FUN są większe.

W przypadku proponowanych modyfikacji czynniki modelu są zdefiniowane następująco:

$$F_{1t} = HMLL_t, \quad (4a)$$

$$F_{2t} = LMHM_t, \quad (4b)$$

$$F_{3t} = RM_t - RF_t, \quad (4c)$$

gdzie $HMLL_t$ (*high minus low*) jest różnicą pomiędzy stopami zwrotu z portfeli o najwyższych i najniższych wartościach $LICZ_t$ w okresie t . $LMHM_t$ (*low minus high*) jest różnicą pomiędzy stopami zwrotu z portfeli o najmniejszych i największych wartościach $MIAN$ w okresie t . RM_t jest procentową stopą zwrotu z indeksu WIG. RF_t jest rentownością 91-dniowych polskich bonów skarbowych.

Uwzględniając równania (4), można wykazać, że podstawowe równanie wyceny dowolnego aktywa oraz równanie (5) są tożsame³:

$$r_{it} - RF_t = \beta_{i,HMLN} HMLL_t + \beta_{i,LMHD} LMHM_t + \beta_{i,M} (RM_t - RF_t). \quad (5)$$

Przedstawiony finansowy model wyceny (5) może być testowany na podstawie modelu statystycznego (6):

$$r_{it} - RF_t = \alpha_i + \beta_{i,HMLN} HMLL_t + \beta_{i,LMHM} LMHM_t + \beta_{i,M} (RM_t - RF_t) + e_{it}; \quad t=1, \dots, T; \quad \forall i = 1, \dots, m, \quad (6)$$

gdzie $\beta_{i,k}$ ($k = HMLL, LMHM, M$) jest wektorem składowych ryzyka systematycznego ze względu na czynniki $HMLL$, $LMHM$ i portfel rynkowy M .

³ Podstawowe równanie wyceny dowolnego aktywa może być zapisane następująco: $p_{it} = E_t(m_{t+1}x_{i,t+1})$, gdzie: p_{it} jest aktualną ceną aktywa i , m_{t+1} stanowi stochastyczny czynnik dyskonta, a $x_{i,t+1}$ oznacza przyszłą wypłatę [patrz np.: Cochrane, 2001, s. 63-65; Balvers, 2001, s. 136-137].

2. Dane i dyskretyzacja badanych aplikacji ICAPM

Symulacje badanych aplikacji ICAPM przeprowadzono na przykładzie akcji notowanych na rynku głównym Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie (GPW) w latach 1995-2012. Akcje o ujemnym kapitale własnym eliminowano z rozważań. Wyniki i wskaźniki finansowe badanych spółek zostały udostępnione przez firmę Notoria Serwis Sp. z o.o., a giełdowe ceny papierów wartościowych pobrano z bazy publikowanej przez GPW [www 1].

Kompleksowe modelowanie wyceny papierów wartościowych sprowadza się do szacowania stóp zwrotu i składowych ryzyka systematycznego oraz premii za ryzyko. W niniejszym opracowaniu ze względów objętościowych przedstawiono tylko rozkłady składowych ryzyka systematycznego dla różnych charakterystyk badanych portfeli. W tym celu wykorzystano klasyczną postać trójczynnika modelu Famy i Frencha [1993] oraz jego modyfikację przedstawioną w rozdziale 2 i opisaną zależnością (5). Zarówno w przypadku klasycznej i zmodyfikowanej wersji modelu bety stanowią składowe wektora ryzyka systematycznego. Symulacje wyceny są przeprowadzane na podstawie kwartalnych stóp zwrotu konstruowanych kwintylowych portfeli. Portfele są budowane w dwóch kierunkach, na podstawie wartości zmiennych stanu uwzględnianych przez daną aplikację. W przypadku klasycznego modelu Famy i Frencha portfele są formowane na podstawie kapitalizacji i wskaźnika wartości księgowej do rynkowej, natomiast w modelu zmodyfikowanym – na podstawie funkcji *LICZ*, która bierze pod uwagę wskaźniki oceny przedsiębiorstwa oraz funkcji *MIAN* uwzględniającej wskaźniki wyceny. Łącznie w każdej wersji jest badanych 25 portfeli.

3. Wyniki i dyskusja

Zmienna zależna regresji (6) jest nadwyżką stóp zwrotu 25 analizowanych portfeli. Wartości parametrów badanej regresji, stanowiące składowe ryzyka systematycznego, są szacowane ogólną metodą najmniejszych kwadratów (UMNK) z zastosowaniem algorytmu Prais-Winstena uwzględniającego autokorelacje pierwszego rzędu. W tabeli 1 przedstawiono wartości parametrów regresji (6) dla portfeli testujących zmodyfikowany model Famy i Frencha.

Tabela 1. Wartości współczynników regresji (6) określonych metodą UMNK z zastosowaniem procedury Prais-Winstena z autokorelacją pierwszego rzędu dla portfeli budowanych ze względu na $LICZ_i$ i $MIAN_i^*$

$$r_{it} - RF_t = a_i + h_i HMLL_t + s_i LMHM_t + b_i (RM_t - RF_t) + e_{it}; \quad t = 1, \dots, 64; \forall i = 1, \dots, 25$$

$$Q(F) = 1,35; p\text{-value} = 20,42\%$$

$MIAN_i$	$LICZ_i$									
	Niski	2	3	4	Wysoki	Niski	2	3	4	Wysoki
	b					$t(b)$				
Niski	0.84	1.01	1.28	1.18	1.16	5.98	7.90	7.17	10.99	7.41
2	1.43	0.77	1.20	1.03	0.83	10.21	4.86	7.93	8.95	5.82
3	0.81	0.82	0.88	1.05	0.99	6.01	7.02	9.26	12.38	9.03
4	0.91	1.01	0.80	0.90	1.09	7.67	8.12	9.47	10.93	6.98
Wysoki	1.13	1.51	0.85	0.86	1.05	8.38	8.02	7.54	10.70	10.24
	s					$t(s)$				
Niski	0.55	0.27	0.81	0.11	0.73	4.33	2.35	4.99	1.11	5.15
2	0.26	-0.41	0.01	0.02	0.26	2.07	-2.81	0.05	0.20	2.01
3	0.30	0.11	0.15	0.05	0.17	2.43	1.06	1.70	0.67	1.71
4	-0.16	0.15	-0.18	0.01	-0.03	-1.44	1.36	-2.39	0.18	-0.22
Wysoki	-0.50	-1.00	-0.16	-0.20	-0.69	-4.11	-5.82	-1.58	-2.76	-7.41
	h					$t(h)$				
Niski	-0.49	-0.41	-0.16	0.01	0.18	-2.99	-2.72	-0.77	0.04	0.98
2	-0.42	-0.37	0.00	-0.16	0.36	-2.52	-1.99	0.02	-1.18	2.12
3	-0.64	-0.36	0.04	-0.02	0.31	-4.01	-2.65	0.32	-0.25	2.41
4	-0.97	0.28	0.02	-0.05	0.40	-6.97	1.90	0.22	-0.50	2.15
Wysoki	-0.85	-0.13	-0.35	0.09	0.35	-5.33	-0.56	-2.65	0.91	2.84

RM_t jest procentową stopą zwrotu z indeksu WIG. RF_t jest rentownością 91-dniowych bonów skarbowych. $HMLL_t$ (*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 $LICZ_{4t}$) oraz 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 $MIAN$. $Q(F)$ jest statystyką testu Shankena [1985] testującą, czy łączne błędy wyceny modelu są równe zero. Portfele formowano spośród spółek o dodatnim kapitale własnym. Badany okres od maja 1995 do maja 2012 r.; 64 analizowanych okresów kwartalnych.

Źródło: Badania własne.

Modelowanie wyceny zmodyfikowanym modelem Famy i Frencha pozwoliło na oszacowanie zmian stóp zwrotu portfeli zawierających spółki prezentujące dobre lub złe wyniki finansowe i jednocześnie będące nisko lub wysoko wyceniane przez rynek w zależności od przeszłej długoterminowej struktury zmiennych stanu opisanych czynnikami $HMLL$ i $LMHM$.

Wyniki symulacji przedstawione w tabeli 1 wykazały, że stopy zwrotu z inwestycji w portfele spółek prezentujących dobre wyniki finansowe (zarówno nisko, jak i wysoko wycenianych przez rynek) mają charakter rosnący dla rosnących wartości $HMLL$. Gradienty wzrostów stóp zwrotu są wyższe dla spółek wysoko wycenianych przez rynek, o czym świadczą wyższe wartości parametrów $h_i = 0,35$; ($t = 2,84$) oraz $h_i = 0,40$; ($t = 2,15$) dla portfeli budowanych ze względu na $MIAN_4$ oraz $MIAN_5$ w porównaniu z $h_i = 0,18$; ($t = 0,98$) oraz $h_i = 0,36$; ($t = 2,12$) dla portfeli budowanych ze względu na $MIAN_1$ oraz $MIAN_2$.

Natomiast stopy zwrotu z inwestycji w portfele spółek nisko wycenianych przez rynek i prezentujące dobre lub złe wyniki finansowe mają również charakter rosnący dla rosnących wartości czynnika $LMHD$. Gradienty wzrostów stóp zwrotu są wyższe dla portfeli spółek prezentujących dobre wyniki finansowe, o czym świadczą wyższe wartości parametru $s_i = 0,73$; ($t = 5,15$) dla portfela budowanego ze względu na $LICZ_5$ w porównaniu z $s_i = 0,55$; ($t = 4,33$) dla portfela budowanego ze względu na $LICZ_1$.

W przypadku klasycznego modelu Famy i Frencha statystyczny model testujący może być zapisany następująco:

$$r_{it} - RF_t = \alpha_i + \beta_{i,HMLE} HML_t + \beta_{i,LMHM} SMB_t + \beta_{i,M} (RM_t - RF_t) + e_{it}; t=1, \dots, 64; \forall i = 1, \dots, 25. \quad (7)$$

W tabeli 2 przedstawiono wartości parametrów regresji (7) dla portfeli testowych budowanych na wskaźniku BV/MV_i i kapitalizacji.

Tabela 2. Wartości współczynników regresji (7) określonych metodą UMNK z zastosowaniem procedury Prais-Winstena z autokorelacją pierwszego rzędu dla portfeli budowanych ze względu na BV/MV_i i CAP_i^*

$$r_{it} - RF_t = a_i + h_i HML_t + s_i SMB_t + b_i (RM_t - RF_t) + e_{it}; \quad t = 1, \dots, 64; \forall i = 1, \dots, 25$$

$Q(F) = 0,67; p\text{-value} = 83,15\%$

CAP_i	Relacja wartości księgowej do wartości rynkowej BV/MV_i									
	Niska	2	3	4	Wysoka	Niska	2	3	4	Wysoka
	b					$t(b)$				
Niska	0.85	0.73	0.83	0.91	1.10	6.53	6.66	6.79	8.26	10.14
2	1.06	1.23	0.85	0.88	1.15	9.47	8.00	8.81	7.68	10.48
3	0.83	0.89	1.09	0.84	1.09	8.95	10.01	10.93	7.43	10.91
4	1.03	0.79	0.98	1.17	0.89	10.79	8.07	10.11	11.14	8.74
Wysoka	1.02	0.10	1.12	0.73	0.55	15.35	12.60	11.33	5.37	2.35
	s					$t(s)$				
Niska	0.43	0.47	0.67	0.92	0.59	4.03	5.25	6.64	10.16	6.59
2	0.15	0.12	0.45	0.35	0.56	1.59	0.94	5.65	3.65	6.27
3	0.33	0.21	0.37	0.19	0.26	4.32	2.92	4.46	2.05	3.21
4	-0.01	0.18	-0.00	-0.03	0.25	-0.15	2.20	-0.04	-0.30	2.90
Wysoka	-0.18	-0.22	-0.16	-0.39	-0.99	-3.21	-3.39	-1.98	-3.50	-5.16
	h					$t(h)$				
Niska	-0.24	0.23	0.23	0.63	0.58	-1.94	2.20	1.97	10.16	5.67
2	-0.01	0.16	0.23	0.25	0.82	-0.06	1.12	2.53	3.65	8.00
3	0.10	0.13	0.16	0.29	0.69	1.11	1.52	1.68	2.05	7.39
4	-0.19	-0.09	0.04	0.17	0.55	-2.13	-0.95	0.43	-0.30	5.78
Wysoka	-0.20	-0.09	0.01	-0.04	1.76	-3.15	-1.22	0.13	-3.50	7.98

RM_t jest procentową stopą zwrotu z indeksu WIG. RF_t jest rentownością 91-dniowych bonów skarbowych. CAP_i oznacza portfel o kapitalizacji i . HML_t , SMB_t stanowią czynniki klasycznego modelu Famy i Frencha. $Q(F)$ jest statystyką testu Shankena [1985] testującą, czy łączne błędy wyceny modelu są równe zero. Portfele formowano spośród spółek o dodatnim kapitale własnym. Badany okres od maja 1995 do maja 2012 r.; 64 analizowanych okresów kwartalnych.

Źródło: Badania własne.

Modelowanie wyceny klasycznym modelem Famy i Frencha pozwala na oszacowanie zmian stóp zwrotu portfeli o potencjale wzrostu (niskie wartości wskaźnika BV/MV) oraz o potencjale wartości (wysokie wartości wskaźnika BV/MV) i jednocześnie niskiej lub wysokiej kapitalizacji w zależności od zmiennych stanu opisanych czynnikami HML i SMB .

Wyniki symulacji przedstawione w tabeli 2 wykazały, że stopy zwrotu z inwestycji w portfele spółek o potencjale wartości (zarówno małej, jak i dużej kapitalizacji) są rosnące dla rosnących wartości czynnika HML . Gradienty wzrostów stóp zwrotu są wyższe dla portfeli spółek o wyższej kapitalizacji, o czym świadczą wyższe wartości parametru $h_i = 1,76$; ($t = 7,98$) dla portfela budowanego ze względu na CAP_5 w porównaniu z $h_i = 0,58$; ($t = 5,67$) dla portfela budowanego ze względu na CAP_1 .

Natomiast stopy zwrotu z inwestycji w portfele spółek o małej kapitalizacji (zarówno o potencjale wzrostu, jak i potencjale wartości) są rosnące dla rosnących wartości czynnika SMB . Gradienty wzrostów stóp zwrotu są wyższe dla portfeli spółek o potencjale wartości, o czym świadczą wyższe wartości parametrów $s_i = 0,59$; ($t = 6,59$) oraz $s_i = 0,92$; ($t = 10,16$) dla portfeli budowanych ze względu na BV/MV_5 i BV/MV_4 w porównaniu z $s_i = 0,43$; ($t = 4,03$) oraz $s_i = 0,47$; ($t = 5,25$) dla portfeli budowanych ze względu na BV/MV_1 i BV/MV_2 .

Podsumowanie

Wyniki przeprowadzonych badań pozwalają oszacować zmiany stóp zwrotu z inwestycji w portfele akcji o różnych kapitalizacjach i różnych wartościach wskaźnika BV/MV oraz w portfele spółek publikujących dobre lub złe wyniki finansowe, a także cenach akcji nisko i wysoko wycenianych przez rynek. Badane procedury wyceny, wykorzystujące model Famy i Frencha oraz model zagregowany, stanowiące aplikacje ICAPM, były testowane na przykładzie 25 portfeli formowanych na akcjach notowanych na GPW w Warszawie.

Wyniki symulacji wyceny na podstawie klasycznego modelu Famy i Frencha prowadzą do następujących wniosków:

1. Rosnące wartości czynnika HML generują wyższe stopy zwrotu z inwestycji w portfele spółek o potencjale wartości. Gradienty wzrostów stóp zwrotu są wyższe dla portfeli spółek o wyższej kapitalizacji.
2. Rosnące wartości czynnika HML generują niższe stopy zwrotu z inwestycji w portfele spółek o potencjale wzrostu. Gradienty spadków stóp zwrotu są wyższe dla portfeli spółek o wyższej kapitalizacji.

3. Rosnące wartości czynnika *SMB* generują wyższe stopy zwrotu z inwestycji w portfele o małej kapitalizacji. Gradienty wzrostów stóp zwrotu są wyższe dla portfeli spółek o potencjale wartości.
4. Rosnące wartości czynnika *SMB* generują niższe stopy zwrotu z inwestycji w portfele o dużej kapitalizacji. Gradienty spadków stóp zwrotu są wyższe dla portfeli spółek o potencjale wartości.
5. Charakter zmian stóp zwrotu w zależności od zmian czynników *HML* i *SMB* na rynku polskim jest analogiczny jak na rynku amerykańskim [Fama i French, 1993, s. 24-25, tab. 6].

Wyniki symulacji wyceny na podstawie modelu zagregowanego prowadzą do następujących wniosków:

1. Rosnące wartości czynnika *HMLL* generują wyższe stopy zwrotu z inwestycji w portfele spółek prezentujących dobre wyniki finansowe. Gradienty wzrostów stóp zwrotu są wyższe dla spółek wysoko wycenianych przez rynek.
2. Rosnące wartości czynnika *HMLL* generują niższe stopy zwrotu z inwestycji w portfele spółek prezentujących złe wyniki finansowe. Gradienty spadków stóp zwrotu są wyższe dla portfeli spółek wysoko wycenianych przez rynek.
3. Rosnące wartości czynnika *LMHD* generują wyższe stopy zwrotu z inwestycji w portfele spółek nisko wycenianych przez rynek. Gradienty wzrostów stóp zwrotu są wyższe dla portfeli spółek prezentujących dobre wyniki finansowe.
4. Rosnące wartości czynnika *LMHD* generują niższe stopy zwrotu z inwestycji w portfele spółek wysoko wycenianych przez rynek. Gradienty spadków stóp zwrotu są wyższe dla portfeli spółek prezentujących złe wyniki finansowe.
5. Z uwagi na to, że struktura wyników finansowych oraz względna wartość spółki w porównaniu ze wskaźnikiem *BV/MV* i kapitalizacją wydają się być szerzej postrzegane przez rynek, można domniemywać o wyższej efektywności informacyjnej zagregowanego modelu wyceny.

Wyniki przeprowadzonych badań mogą być wykorzystane przede wszystkim przez dużych inwestorów instytucjonalnych dobrze dywersyfikujących posiadane portfele aktywów.

Literatura

- Balvers R.J. (2001), *Foundations of Asset Pricing*, West Virginia University.
- Carhart M.M. (1995), *Survivor Bias and Persistence in Mutual Fund Performance*, Thesis (PhD), Graduate School of Business, University of Chicago.
- Cochrane J. (2001), *Asset Pricing*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.

- Czapkiewicz A., Wójtowicz T. (2014), *The Four-Factor Asset Pricing Model on the Polish Stock Market*, "Economic Research-Ekonomska Istraživanja", Vol. 27, No. 1, s. 771-783.
- Fama E.F., French K.R. (1993), *Common Risk Factors in the Returns on Stock and Bonds*, "Journal of Financial Economics", Vol. 33, No. 1, s. 3-56.
- Fama E.F., French K.R. (1995), *Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns*, "Journal of Finance", Vol. 50, No. 1, s. 131-155.
- Kowarski M. (2008), *Trójczynnikiowy model Famy i Frencha dla Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie*, „Przegląd Statystyczny”, t. 55, nr 4, s. 131-148.
- Merton R.C. (1973), *An Intertemporal Capital Asset Pricing Model*, "Econometrica", Vol. 41, No. 5, s. 867-888.
- Shanken J. (1985), *Multivariate Tests of the Zero-Beta CAPM*, "Journal of Financial Economics", No. 14, s. 327-348.
- Urbański S. (2011), *Modelowanie równowagi na rynku kapitałowym – weryfikacja empiryczna na przykładzie akcji notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, Uniwersytet Ekonomiczny, Katowice.
- Urbański S. (2012a), *Model CAPM w świetle spekulacji na polskim rynku akcji*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach”, nr 106, s. 263-272.
- Urbański S. (2012b), *Multifactor Explanations of Returns on the Warsaw Stock Exchange in Light of the ICAPM*, "Economic Systems", Vol. 36, No. 4, s. 552-570.
- Waszczuk A. (2013), *A Risk-based Explanation of Return Patterns – Evidence from the Polish Stock Market*, "Emerging Markets Review", No. 15, s. 186-210.
- Zaremba A. (2014), *Cross-sectional Asset Pricing Models for the Polish Market*, Working Paper, retrieved from: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2396884>.

SELECTED ASSET PRICING SIMULATIONS ON THE BASIS OF STOCKS QUOTED ON THE WARSAW STOCK EXCHANGE

Summary: This article presents the simulation results of asset pricing on the basis of stocks quoted on the Warsaw Stock Exchanges. The returns and components of systematic risk are estimated using the proposed ICAPM application as well as the three factor Fama-French model. The employed pricing application is a modification of the classic Fama-French model, and defines a state variable that is the structure of past financial results in relation to company value. The use of analogous boundary conditions made it possible to assess the efficiency of information of both examined procedures. The results of research indicate greater possibilities of using the proposed ICAPM application in practice.

Keywords: Fama-French model, return simulations, systematic risk, risk.