

Bartłomiej Schmidt

Studia Doktoranckie Wydziału Finansów

Zastosowanie modelu trzechczynnikowego w inwestowaniu na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie

1. Wprowadzenie

Już od lat 70. ubiegłego wieku, gdy pojawiły się pierwsze krytyczne artykuły dotyczące modelu wyceny aktywów kapitałach, starano się opracować inny niż CAPM model, który uwzględniałby wszystkie najważniejsze czynniki mające wpływ na kształtowanie się stóp zwrotu. W wyniku tych poszukiwań powstało wiele alternatywnych dla CAPM modeli wyceny. Jednak żaden z nich dotychczas nie okazał się przekonująco lepszy od CAPM. Jednym z bardziej znanych alternatywnych modeli wyceny jest opracowany w pierwszej połowie lat 90. XX w. przez E.F. Fama i K.R. Frencha model trzechczynnikowy, zwany też od nazwisk jego twórców modelem Famy i Frencha.

W artykule została przeprowadzona analiza zdolności do przewidywania przez model trzechczynnikowy Famy i Frencha zachowania się stóp zwrotu akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2002–2009. Przedstawiono podstawowe informacje dotyczące badanego modelu, a następnie metodykę zastosowaną w badaniach. Wyniki przeprowadzonych badań mających na celu odpowiedź na pytanie, czy dzięki modelowi trzechczynnikowemu Famy i Frencha możliwe jest przewidywanie kształtowania się stóp zwrotu z akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie, zawarto w końcowej części artykułu.

2. Model Famy i Frencha – podstawowe informacje

2.1. Uwagi wstępne

Z badań prowadzonych po opracowaniu modelu CAPM wynika, że nie wyjaśnia on w wystarczającym stopniu kształtowania się poziomu stóp zwrotu z akcji. W efekcie podjęto próby stworzenia alternatywnego modelu wyceny, który bardziej odpowiadałby rzeczywistości niż CAPM. Jedną z takich prób jest opracowany przez E.F. Fama i K.R. Frencha na początku lat 90. ubiegłego wieku trzyczynnikowy model wyceny.

Model ten jest efektem badań, jakie E.F. Fama i K.R. French [1992] prowadzili nad występowaniem na amerykańskich giełdach papierów wartościowych (Amex, NASDAQ, NYSE) anomalii w kształtowaniu się stóp zwrotu. Badania te koncentrowały się na analizie zależności stóp zwrotu z akcji od takich wielkości, jak: kapitalizacja rynkowa spółki, wskaźniki P/E, BE/ME, D/P, A/ME, A/BE. E.F. Fama i K.R. French doszli do wniosku, że poza tzw. czynnikiem rynkowym kształtowanie się stóp zwrotu jest tłumaczone przez dwa inne czynniki: kapitalizację rynkową spółki oraz współczynnik wartości księgowej do wartości rynkowej. Równanie wyceny modelu Famy i Frencha przyjmuje postać [Fama i French 1993]:

$$E(r_A) = r_F + [E(r_M) - r_F] \cdot \beta_A + bs \cdot SMB + bv \cdot HML, \quad (1)$$

gdzie:

SMB – różnica między stopami zwrotu z akcji spółek o małej kapitalizacji a stopami zwrotu akcji spółek o dużej kapitalizacji określona na podstawie danych historycznych,

HML – różnica między stopami zwrotu z akcji spółek cechujących się wysokim wskaźnikiem BE/ME a stopami zwrotu akcji spółek z niskim wskaźnikiem BE/ME określona na podstawie danych historycznych,

bs, *bv* – współczynniki reprezentujące premię za ryzyko związane z czynnikami reprezentowanymi przez kapitalizację spółki i wskaźnik BE/ME.

Model wyceny Famy i Frencha został opracowany na podstawie badań empirycznych. Brakuje w nim pełnego wyjaśnienia, dlaczego stopy zwrotu z akcji powiązane są z takimi a nie innymi czynnikami. Twórcy modelu sugerują, że czynniki te to pewne kategorie ryzyka związane z wartościami fundamentalnymi, takimi jak dochód. Nie ma jednak przekonujących dowodów, jakie są to wartości. Zgodnie z jednym z wyjaśnień współczynnik BE/ME jest powiązany z względną zyskownością spółki. Firmy cechujące się wysokim wskaźnikiem BE/ME mają mniejsze zyski w stosunku do wartości aktywów niż firmy o niskim wskaźniku

BE/ME. Inne wyjaśnienie opierające się na teorii finansów behawioralnych wskazuje na nadreaktywność inwestorów jako źródło niskiej wartości wskaźnika BE/ME, która prowadzi do przecenienia wartości spółki, później korygowanej do wielkości wyznaczonej przez wartość wewnętrzną firmy [Fama i French 1992]. Brak teorii wyjaśniającej wskazywane przez model zależności jest głównym powodem, dla którego na razie nie może on zastąpić CAPM, pomimo że według badań przeprowadzonych przez jego twórców jest modelem lepiej pasującym do rzeczywistości.

2.2. Uwagi metodyczne

Badania zostały przeprowadzone na próbie 61 spółek, które były nieprzerwanie notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie od stycznia 2002 r. do listopada 2009 r. W analizie użyte zostały miesięczne stopy zwrotu z tych spółek. Wartość rynkowa równa jest wartości w ostatnim notowaniu w danym miesiącu, natomiast wartość księgową spółki użyta do obliczenia wskaźnika BE/ME pochodzi z ostatniego kwartału kalendarzowego. Źródłem danych są miesięczne sprawozdania publikowane przez Giełdę Papierów Wartościowych w Warszawie. Badany okres został podzielony na dwa podokresy: pierwszy obejmuje lata 2002–2006, natomiast drugi lata 2007–2009. Na podstawie stóp zwrotu z lat 2002–2006 zostały oszacowane współczynniki modelu trzyczynnikowego Famy i Frencha, które następnie wykorzystano do weryfikacji zdolności predykcyjnej modelu w okresie 2007–2009 przez porównanie wartości stóp zwrotu wyliczonych z modelu z wartościami rzeczywistymi.

Analizowane spółki zostały podzielone na dwa portfele ze względu na ich kapitalizację (D – duża, M – mała) oraz na trzy portfele ze względu na wielkość wskaźnika BE/ME (W – wysoka, Ś – średnia, N – niska). W ten sposób powstało sześć portfeli (D/W, D/Ś, D/N, M/W, M/Ś, M/N). Następnie obliczono stopę zwrotu z poszczególnych portfeli według wzoru:

$$R_p = \frac{\sum MV_i \cdot r_i}{\sum MV_i}, \quad (2)$$

gdzie:

R_p – stopa zwrotu z portfela p ,

MV_i – wartość rynkowa i -tej akcji na koniec miesiąca,

r_i – miesięczna stopa zwrotu z i -tej akcji.

Wartości SMB i HML ustalono dla każdego miesiąca. W przypadku SMB obliczono różnicę pomiędzy średnią arytmetyczną stóp zwrotu dla trzech portfeli małych spółek (M/N, M/Ś, M/W) oraz dla trzech portfeli dużych spółek (D/N, D/Ś, D/W). HML zostaje obliczony jako różnica pomiędzy średnią arytmetyczną

dwóch portfeli o wysokiej wartości wskaźnika BE/ME (D/W, M/W) oraz dwóch portfeli o niskiej wartości BE/ME (D/N, M/N).

Stopa zwrotu z portfela rynkowego obliczana jest również według wzoru (2). W skład portfela rynkowego wchodzi wszystkie akcje spółek uwzględnionych w analizie. Za stopę wolną od ryzyka przyjęto średnią rentowność 52-tygodniowych bonów skarbowych.

Współczynnik β ma w modelu trzyczynnikowym takie samo uzasadnienie ekonomiczne, jak w modelu CAPM, jednak w modelu Famy i Frencha przyjmuje on inną wartość ze względu na obecność dwóch dodatkowych czynników. Dla modelu trzyczynnikowego wszystkie trzy współczynniki obliczane są poprzez zastosowanie metody najmniejszych kwadratów, czyli standardowego sposobu używanego do ustalenia wartości współczynników regresji liniowej, zgodnie z metodyką przedstawioną w pracy E.F. Famy i J.D. MacBetha [1973].

2.3. Analiza dopasowania modelu – metodyka

Dopasowanie modeli do danych rzeczywistych zostało zbadane przy użyciu współczynnika determinacji oraz skorygowanego współczynnika determinacji [Sobczyk 2007]. W części dotyczącej analizy zdolności modelu Famy i Frencha do prognozowania kształtowania się stóp zwrotu z badanych akcji użyto zmodyfikowanego współczynnika zmienności losowej, który został wyliczony zgodnie ze wzorem:

$$MW_e = \frac{S_e}{\left(\sum_{i=1}^n |y_i| \right) / n} \cdot 100\%, \quad (3)$$

gdzie:

S_e – odchylenie standardowe reszt.

Zmodyfikowany współczynnik zmienności losowej określa, o ile procent wartości prognozowane przez model różnią się od wartości rzeczywistych. Konieczność zmodyfikowania standardowego współczynnika zmienności losowej wynika z faktu, że stopy zwrotu z akcji mogą przyjmować wartości ujemne, a w takiej sytuacji niezmodyfikowany współczynnik zmienności losowej, ze względu na zastosowanie zwykłej średniej arytmetycznej ze stóp zwrotu, pokazuje niewłaściwą wielkość odchylenia wartości prognozowanych od wartości rzeczywistych.

2.4. Analiza stabilności współczynników modelu – metodyka

Stabilność współczynników regresji została zbadana przy użyciu testu Chowa. Test ten sprawdza, czy współczynniki regresji określone na podstawie dwóch podzbiorów zmiennych niezależnych są sobie równe [Woolridge 2005]. W przypadku modelu trzyczynnikowego hipoteza zerowa będzie miała postać:

$$\beta_1 = \beta_2, bs_1 = bs_2, bv_1 = bv_2,$$

gdzie:

β_1, bs_1, bv_1 – współczynniki modelu FF określone na podstawie pierwszego podzbioru danych (stopy zwrotu w okresie I 2002 r. – VI 2004 r.),

β_2, bs_2, bv_2 – współczynniki modelu FF określone na podstawie drugiego podzbioru danych (stopy zwrotu w okresie VII 2004 r. – XII 2006 r.).

Po określeniu współczynników modelu trzyczynnikowego za pomocą metody najmniejszych kwadratów dla obu podzbiorów danych oraz dla całego okresu (I 2002 r. – XII 2006 r.) można określić wartość statystyki Chowa za pomocą wzoru:

$$F_{Chow} = \frac{(S_C - (S_1 - S_2)) / k}{(S_1 - S_2) / (N_1 + N_2 - 2k)},$$

gdzie:

S_C – suma kwadratów reszt regresji dla całego zbioru danych,

S_1 – suma kwadratów reszt regresji dla pierwszego podzbioru danych,

S_2 – suma kwadratów reszt regresji dla drugiego podzbioru danych,

N_1, N_2 – liczebność odpowiednio pierwszego i drugiego podzbioru danych,

k – liczba parametrów równania regresji.

Statystykę Chowa porównujemy z wartością krytyczną, która ma rozkład F Snedecora o k oraz $N_1 + N_2 - 2k$ stopniach swobody. Jeżeli wartość krytyczna jest większa od statystyki testowej, to nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

3. Analiza zdolności do predykcji modelu Famy i Frencha

3.1. Analiza dopasowania

Współczynnik determinacji obliczony dla modelu na lata 2002–2006 znajduje się w przedziale 0,87–0,05, średnia i mediana wynoszą odpowiednio 0,35 i 0,32. Aby wyeliminować wpływ liczby współczynników regresji, obliczono skorygowany współczynnik determinacji (tabela 1). Jego wartości mieszczą się w przedziale od 0,84 do ~0,00, natomiast średnia i mediana są równe odpowiednio

0,31 i 0,28. Z niskich wartości współczynnika determinacji wynika, że model trzyczynnikowy nie opisuje w sposób dostateczny kształtowania się stóp zwrotu na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.

Tabela 1. Współczynnik determinacji modelu trzyczynnikowego Famy i Frencha

Wyszczególnienie	R_2	Wyszczególnienie	R_2	Wyszczególnienie	R_2
PEKAO	0,84	BUDIMEX	0,35	FARMACOL	0,22
TPSA	0,78	KREDYTB	0,35	TIM	0,21
PKNORLEN	0,72	ELBUDOWA	0,35	NETIA	0,21
BZWBK	0,69	HYDROTOR	0,35	AMICA	0,20
BRE	0,51	PEPEES	0,34	14ZACH	0,15
KGHM	0,49	KOGENERA	0,33	GRAJEW0	0,14
AGORA	0,48	STALPROFI	0,31	KABLE	0,14
ORBIS	0,46	CERSANIT	0,30	04PRO	0,13
RAFAKO	0,46	FERRUM	0,29	LENTEX	0,12
ZYWIEC	0,45	WANDALEX	0,28	LPP	0,11
PROSPER	0,45	KRUSZWICA	0,28	PROCHEM	0,11
HANDLOWY	0,44	KOPEX	0,27	WAWEL	0,11
MCI	0,44	ENERGOPN	0,27	MOSTALWAR	0,10
PAGED	0,44	JUTRZENKA	0,26	BUDOPOL	0,09
PGF	0,42	FORTE	0,25	GANT	0,09
RELPOL	0,41	PERMEDIA	0,25	NORDEABP	0,07
IRENA	0,40	POLLENAE	0,25	APATOR	0,06
STALEXP	0,39	ELKOP	0,24	06MAGNA	0,05
INGBSK	0,38	DEBICA	0,24	FORTISPL	~0,00
COMARCH	0,38	GROCLIN	0,24		
KETY	0,37	GETIN	0,22		

Źródło: opracowanie własne.

Zgodnie z analizą istotności współczynników regresji modelu trzyczynnikowego Famy i Frencha, trzeci współczynnik pokazujący wpływ czynników odzwierciedlonych w stosunku ceny akcji przedsiębiorstwa do jego kapitalizacji rynkowej jest statystycznie nieistotny. Średnia wartość statystyki t dla tego współczynnika obliczana na podstawie analizowanych funkcji regresji jest niska i wynosi 0,3168. Oznacza to, że kształtowanie się stóp zwrotu z badanych akcji jest przede wszystkim wyjaśniane przez dwa pozostałe elementy modelu Famy i Frencha – ryzyko rynkowe oraz czynniki odzwierciedlane przez kapitalizację rynkową spółki. Wartości współczynników modelu trzyczynnikowego dla badanych akcji oraz wartości statystyk t dla tych współczynników podano w tabeli 2.

Tabela 2. Wartości współczynników modelu Famy i Frencha oraz ich statystyki t

Wyszczególnienie	β	bs	bv	t_{β}	t_{bs}	t_{bv}
GROCLIN	0,8313	0,0470	0,1798	4,0695	0,2200	1,2672
ORBIS	1,1556	0,0920	-0,0192	7,1542	0,5444	-0,1715
GETIN	1,3430	0,6767	-0,4230	4,1349	1,9907	-1,8748
PEKAO	1,1086	-0,2082	-0,1248	17,0215	-3,0539	-2,7582
FERRUM	1,2201	2,2352	0,1204	2,9070	5,0883	0,4129
BUDIMEX	1,0156	0,3890	0,0405	5,9746	2,1861	0,3429
KGHM	1,2907	0,2666	-0,0895	7,8234	1,5441	-0,7811
ELBUDOWA	0,9829	0,7465	0,0599	5,4824	3,9777	0,4811
JUTRZENKA	0,7779	0,4272	0,2625	4,2355	2,2223	2,0574
BZWBK	1,0643	-0,0589	-0,1366	11,3327	-0,5992	-2,0941
FORTE	0,8121	0,3623	0,0564	4,7338	2,0179	0,4732
DEBICA	0,5825	0,2690	0,2663	3,7498	1,6546	2,4676
ZYWIEC	0,4905	-0,2308	0,1068	4,9935	-2,2446	1,5648
AGORA	0,9962	-0,0572	0,1933	6,4501	-0,3536	1,8017
PKNORLEN	1,0943	0,0425	0,0794	11,8234	0,4385	1,2356
APATOR	0,4101	0,3749	-0,1831	1,8349	1,6027	-1,1793
FARMACOL	0,8171	0,3805	0,1577	4,1875	1,8629	1,1636
LENTEX	0,8863	0,6776	0,0018	3,0594	2,2349	0,0092
TPSA	1,0645	-0,1219	0,1671	12,4924	-1,3663	2,8227
COMARCH	1,0055	0,5839	0,0959	6,0604	3,3621	0,8324
PROSPER	1,3184	0,9987	0,2864	6,4716	4,6836	2,0238
BRE	1,2049	0,0166	-0,1377	7,8145	0,1027	-1,2853
MOSTALWAR	0,7333	0,8900	0,1352	2,3072	2,6754	0,6124
KRUSZWICA	1,2844	1,0721	-0,1168	4,4903	3,5809	-0,5876
HANDLOWY	0,7161	0,0557	0,1384	6,2969	0,4682	1,7517
HYDROTOR	0,8814	0,7116	0,0336	5,3627	4,1367	0,2946
LPP	0,6718	0,0783	0,1305	2,9154	0,3248	0,8152
INGBSK	0,6379	-0,1206	0,0215	5,3953	-0,9748	0,2615
TIM	1,0571	0,5993	-0,3595	3,8639	2,0928	-1,8915
KREDYTB	0,8949	0,0469	0,0332	5,6165	0,2813	0,2999
NETIA	1,3450	-0,1814	-0,1730	3,9546	-0,5096	-0,7320
STALEXP	1,6190	1,2335	-0,0674	5,9412	4,3248	-0,3558
POLLENAE	1,2225	0,6141	-0,0772	4,7325	2,2714	-0,4303
AMICA	0,9946	0,3308	-0,0386	4,3147	1,3712	-0,2413
KABLE	1,1617	2,4173	0,0872	1,7550	3,4890	0,1897
CERSANIT	1,1001	0,4383	-0,0515	5,3791	2,0473	-0,3622
ENERGOPN	0,8675	1,3844	0,9196	2,4470	3,7307	3,7336
PGF	0,7701	0,4897	0,1881	6,1733	3,7506	2,1706
PEPEES	1,0680	1,2237	0,0773	4,5562	4,9875	0,4749
STALPROFI	1,0467	1,6044	0,2502	3,4838	5,1018	1,1989

cd. tabeli 2

Wyszczególnienie	β	bs	bv	t_{β}	t_{bs}	t_{bv}
ELKOP	1,9636	1,3713	-0,1761	4,4335	2,9581	-0,5722
KETY	0,7360	0,3757	0,2320	5,4805	2,6729	2,4869
MCI	1,7182	1,6878	-0,3094	5,6675	5,3190	-1,4692
PAGED	1,8861	2,3495	0,1217	5,2157	6,2072	0,4846
BUDOPOL	1,3874	0,9916	-0,8177	2,1066	1,4385	-1,7873
GRAJEW	0,6087	0,4693	0,0734	3,2895	2,4228	0,5709
WAWEL	0,4589	0,3679	-0,0512	2,8330	2,1700	-0,4546
FORTISPL	0,2021	-0,1328	0,0813	0,9442	-0,5926	0,5468
PROCHEM	0,6252	0,5303	0,0023	2,8981	2,3486	0,0155
NORDEABP	0,6540	0,3499	0,0660	2,6098	1,3342	0,3790
IRENA	0,6784	0,7223	0,3590	4,7143	4,7961	3,5909
WANDALEX	1,2260	0,8199	-0,2420	4,7379	3,0271	-1,3463
04PRO	0,8210	1,0020	-0,4865	1,9938	2,3249	-1,7007
14ZACH	0,9302	0,5447	0,0415	3,5338	1,9772	0,2267
PERMEDIA	0,6796	0,8098	-0,0677	3,5121	3,9981	-0,5035
KOGENERA	1,0237	0,9226	0,4023	4,5737	3,9383	2,5874
RELPOL	0,9774	0,7564	0,0118	6,1613	4,5554	0,1069
RAFAKO	1,1482	1,3447	0,0944	5,6656	6,3392	0,6704
KOPEX	1,0511	1,6712	0,0726	3,1012	4,7108	0,3082
GANT	0,7283	0,7951	-1,4524	0,8572	0,8941	-2,4607
06MAGNA	0,2581	0,1383	0,1667	1,7579	0,8999	1,6340

Źródło: opracowanie własne.

Analizując kapitalizacje spółek i ich współczynniki determinacji, można zauważyć występowanie zależności między tymi wielkościami. Współczynnik korelacji między nimi przyjmuje dosyć wysoką wartość (0,7211). Z analizy rozkładu badanych zmiennych przy użyciu testu Shapiro-Wilka wynika, że jednak współczynnik korelacji może błędnie potwierdzać istnienie korelacji, gdyż zmienne te nie mają rozkładu normalnego. W związku z tym zastosowano *Rho* Spearmanna do sprawdzenia występowania korelacji. Wartość tego współczynnika w analizowanym przypadku wynosi 0,39. Oznacza to, że zależność pomiędzy wartością rynkową firmy w modelu trzyczynnikowym Famy i Frencha a współczynnikiem determinacji tego modelu jest jednak niewielka.

3.2. Weryfikacja zdolności predykcji modelu Famy i Frencha

Dobry model musi posiadać zdolność predykcji. W tym podrozdziale została przeprowadzona analiza zdolności przewidywania kształtowania się miesięcznych stóp zwrotu w latach 2007–2009 przez trzyczynnikowy model Famy i Frencha.

Niewielkie dopasowanie modelu trzyczynnikowego do danych historycznych daje podstawy do przypuszczeń, że model ten tak samo jak model CAPM nie będzie wiarygodnie prognozował kształtowania się stóp zwrotu z analizowanych akcji. Zmodyfikowany współczynnik zmienności losowej wskazuje na bardzo duże różnice pomiędzy wartościami prognozowanymi modelu trzyczynnikowego Famy i Frencha (tabela 3). Dla prognozy obejmującej cały trzyletni okres różnice te wynoszą średnio 142,2%. Ze względu na niskie dopasowanie modelu do danych historycznych takich rezultatów można się było spodziewać. Skracanie okresu prognozy do 2007 r. oraz I kwartału 2007 r. znacząco poprawia jej skuteczność. Średnia wartość zmodyfikowanego wskaźnika zmienności resztowej zmniejsza się odpowiednio do 100,7% oraz 40,3%.

Tabela 3. Zmodyfikowany współczynnik zmienności resztowej modelu CAPM i modelu Famy i Frencha, okresy prognozowania – lata 2007–2009, 2007 r., I kwartał 2007 r. (w %)

Wyszczególnienie	Model trzyczynnikowy		
	2007–2009	2007	I kwartał 2007
GROCLIN	122,9	73,1	30,2
ORBIS	119,2	104,5	35,4
GETIN	119,7	147,8	87,2
PEKAO	117,1	178,3	9,1
FERRUM	204,4	171,9	46,6
BUDIMEX	141,8	73,0	35,3
KGHM	115,2	87,6	67,2
ELBUDOWA	143,6	58,9	16,1
JUTRZENKA	94,9	64,3	34,2
BZWBK	94,7	81,1	12,3
FORTE	103,8	76,0	42,7
DEBICA	120,9	82,5	40,7
ZYWIEC	268,7	180,5	71,6
AGORA	105,2	115,9	34,9
PKNORLEN	113,3	112,2	24,2
APATOR	139,8	118,0	90,1
FARMACOL	100,1	74,1	32,8
LENTEX	115,1	69,9	32,2
TPSA	210,9	81,2	7,6
COMARCH	106,9	82,2	22,2
PROSPER	138,2	106,6	21,5
BRE	105,6	118,5	9,5
MOSTALWAR	126,9	82,9	59,2
KRUSZWICA	172,3	102,2	110,6
HANDLOWY	110,6	87,0	17,1

cd. tabeli 3

Wyszczególnienie	Model trzyczynnikowy		
	2007–2009	2007	I kwartał 2007
HYDROTOR	101,7	60,0	28,0
LPP	119,8	67,6	27,7
INGBSK	109,1	83,3	24,9
TIM	120,0	77,0	36,4
KREDYTB	116,2	70,0	19,3
NETIA	233,9	224,6	100,3
STALEXP	132,4	48,1	24,1
POLLENAE	184,7	73,5	82,2
AMICA	114,0	93,9	100,7
KABLE	181,4	143,7	35,5
CERSANIT	137,8	75,7	33,9
ENERGOPN	389,4	358,3	126,5
PGF	99,1	84,6	59,7
PEPEES	121,9	83,1	37,3
STALPROFI	158,2	115,0	21,0
ELKOP	245,4	147,2	43,5
KETY	123,6	59,4	28,1
MCI	103,8	68,5	34,3
PAGED	167,3	154,8	82,1
BUDOPOL	128,2	78,2	22,6
GRAJEWO	112,5	76,5	9,2
WAWEL	119,0	73,3	14,7
FORTISPL	205,3	124,6	49,0
PROCHEM	118,0	73,5	32,3
NORDEABP	156,9	76,9	31,9
IRENA	150,3	109,1	32,8
WANDALEX	131,1	64,2	38,2
04PRO	114,6	63,9	27,0
14ZACH	103,8	65,4	31,2
PERMEDIA	110,9	60,5	13,5
KOGENERA	212,1	132,9	21,0
RELPOL	112,4	66,4	32,9
RAFAKO	135,1	116,0	50,6
KOPEX	136,4	129,1	48,1
GANT	202,9	114,9	24,4
06MAGNA	151,7	101,0	45,8
Średnia	142,2	100,7	40,3
Mediana	121,9	82,9	32,9

Źródło: opracowanie własne.

Wzrost dokładności prognoz wraz ze skróceniem okresu prognozowania może być efektem niestabilności w czasie współczynników modelu. Dlatego też przeprowadzono analizę stabilności tych współczynników za pomocą testu Chowa (tabela 4).

Tabela 4. Wartości statystyk testu Chowa

Wyszczególnienie	$t_{\text{Chow I}}^*$	$t_{\text{Chow II}}^{**}$	Wyszczególnienie	$t_{\text{Chow I}}^*$	$t_{\text{Chow II}}^{**}$
GROCLIN	10,1939	4,9151	STALEXP	3,1025	2,1161
ORBIS	2,2735	1,3697	POLLENAE	1,9064	1,7149
GETIN	2,1263	1,9831	AMICA	1,9716	0,4642
PEKAO	0,4315	4,4395	KABLE	1,2107	1,3488
FERRUM	0,1376	3,4262	CERSANIT	0,4657	0,4362
BUDIMEX	2,4665	2,4322	ENERGOPN	2,5898	6,5832
KGHM	1,2926	1,3041	PGF	0,6376	4,5056
ELBUDOWA	0,5284	2,1210	PEPEES	3,2971	1,5923
JUTRZENKA	1,0713	0,8795	STALPROFI	0,8953	3,0608
BZWBK	2,6101	1,6392	ELKOP	1,6729	3,9238
FORTE	3,2965	0,5901	KETY	0,8319	0,1121
DEBICA	0,9443	1,8586	MCI	2,3004	0,2059
ZYWIEC	3,3780	7,2573	PAGED	5,0096	2,2725
AGORA	0,1711	1,1730	BUDOPOL	0,3384	0,3343
PKNORLEN	1,6401	3,4352	GRAJEWO	0,2473	3,0379
APATOR	1,4613	1,6716	WAWEL	1,0274	0,6235
FARMACOL	0,0369	0,5705	FORTISPL	1,6593	3,7675
LENTEX	2,7293	0,6726	PROCHEM	0,2386	1,6887
TPSA	0,6568	7,8094	NORDEABP	1,6243	1,1401
COMARCH	1,8124	0,0384	IRENA	2,3724	1,9258
PROSPER	1,4053	1,4969	WANDALEX	0,5446	0,8887
BRE	0,7853	2,7652	04PRO	1,9091	0,6340
MOSTALWAR	6,3136	0,4451	14ZACH	1,6447	0,4048
KRUSZWICA	2,4460	2,9168	PERMEDIA	1,1206	2,5764
HANDLOWY	1,2977	1,0914	KOGENERA	1,9077	4,2578
HYDROTOR	0,5639	0,5409	RELPOL	0,5125	1,1661
LPP	0,6801	3,1944	RAFAKO	0,6047	0,8796
INGBSK	0,1757	2,3959	KOPEX	2,5500	2,0379
TIM	2,3367	1,0585	GANT	3,1552	1,7562
KREDYTB	2,1375	0,5492	06MAGNA	2,4733	2,4682
NETIA	0,7428	2,7278			

Źródło: opracowanie własne.

Na potrzeby testu okres, na podstawie którego ustalono wartości współczynników modelu trzyczynnikowego dla poszczególnych akcji, podzielono na dwa równe podokresy (I 2002 r. – VI 2004 r., VII 2004 r. – XII 2006 r.). Przy takich założeniach z analizy wynika, że tylko w przypadku 8 spółek (zob. tabela 2) są podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej o stabilności współczynników modelu. Jeżeli w teście uwzględnimy cały badany okres, tj. I 2002 r. – XI 2009 r. (podokresy I: I 2002 r. – XII 2006 r., II: I 2007 r. – XI 2009 r.), to liczba takich spółek wzrosnie do 17. Jednak jest to ciągle zbyt mało, aby można było uznać, że przyczyną niewielkiej dokładności prognoz była niestabilność współczynników modelu trzyczynnikowego. W związku z tym jest ona głównie efektem nieuwzględnienia przez model właściwych czynników kształtujących cenę akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.

4. Wnioski

Model trzyczynnikowy Famy i Frencha, który ma stanowić ulepszenie klasycznego modelu wyceny aktywów kapitałowych, pomimo uwzględnienia dwóch dodatkowych czynników cechuje się niewielkim dopasowaniem do danych historycznych. Nie posiada on także zdolności do predykcji kształtowania się stóp zwrotu. Główną tego przyczyną jest nieuwzględnienie przez ten model istotnych czynników kształtujących stopy zwrotu z akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.

Z przeprowadzonej analizy wynika, że model trzyczynnikowy Famy i Frencha nie stanowi alternatywy dla modelu CAPM, gdyż nie wyjaśnia kształtowania się stóp zwrotu. Potrzebne są więc dalsze badania, które pozwoliłyby na zidentyfikowanie czynników wpływających na wysokość stóp zwrotu, co umożliwiłoby opracowanie modelu wyceny w większym stopniu odpowiadającego rzeczywistości niż model trzyczynnikowy i pozwalającego dokładniej prognozować wielkości stóp zwrotu z akcji.

Literatura

- Fama E.F., French K.R. [1992], *The Cross-section of Expected Stock Returns*, „The Journal of Finance”, vol. XLVII, nr 2.
- Fama E.F., French K.R. [1993], *Common Risk Factors in Stock and Bond Returns*, „The Journal of Financial Economics”, vol. 33, nr 1.
- Fama E.F., MacBeth J.D. [1973], *Risk, Return, and Equilibrium - Empirical Tests*, „The Journal of Political Economy”, vol. 81, nr 3.
- Sobczyk M. [2007], *Statystyka*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Woolridge J.M. [2005], *Introductory Econometrics*, South-Western College Pub, Mason.

Streszczenie

Od lat 70. XX w. opublikowano wyniki wielu badań przeprowadzonych na zachodnich rynkach finansowych, które wskazują, że zdolność modelu CAPM do predykcji stóp zwrotu jest niewielka. W związku z tym podjęto wiele prób stworzenia lepszego modelu wyceny, w których wyniku powstał m.in. model trzyczynnikowy opracowany przez E. Fama i K. Frencha. W artykule zaprezentowano analizę stopnia, w jakim model ten wyjaśnia kształtowanie się stóp zwrotu z akcji na warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych. Z przeprowadzonych badań wynika, że model trzyczynnikowy ma słabą zdolność do predykcji kształtowania się stóp zwrotu, a główną tego przyczyną jest nieuwzględnianie wszystkich istotnych czynników. Należy zatem zidentyfikować brakujące czynniki i opracować model, który będzie brał je pod uwagę, a co za tym idzie – będzie lepiej wyjaśniał kształtowanie się stóp zwrotu z akcji.

Słowa kluczowe: rynki finansowe, stopa zwrotu, modele wyceny, CAPM, model trzyczynnikowy.

The Application of a Three-factor Model for Investing on the Warsaw Stock Exchange

Since the 1970s numerous papers have presented the results of analyses conducted on western capital markets. They have provided a great deal of evidence that CAPM is not able to deliver valuable predictions about future stock returns. That is why so many attempts have been made to develop a better pricing model, one of which is Fama and French's three-factor model. This article analyses the extent to which this model can predict stock returns on the Warsaw Stock Exchange (the WSE). The analysis shows that the three-factor model does not deliver accurate predictions because it does not take into account all the essential factors that determine returns on the WSE. Further surveys should be conducted to identify these factors.

Keywords: financial markets, return, asset pricing models, CAPM, three-factor model.