

Użyteczność stosowania modelu Famy i Frencha w okresach hossy i bessy na rynku akcji GPW w Warszawie

Anna Czapkiewicz*, Iwona Skalna#

Nadesłany: 5 listopada 2010 r. Zaakceptowany: 26 maja 2011 r.

Abstract

Jednym z modeli służących do wyceny aktywów kapitałowych uwzględniających ich ryzyko jest trzyczynnikowy model Famy i Frencha, zaproponowany w odpowiedzi na niesatysfakcjonujące wyniki empirycznej weryfikacji modelu CAPM. W artykule podjęto próbę wykazania użyteczności modelu Famy i Frencha na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Badaniem objęto okres od grudnia 2002 do grudnia 2010 r. Wyodrębniono w nim trzy podokresy: hossy, bessy i okres ponownej hossy, wyznaczone na podstawie notowań indeksu WIG. Wyniki testów pozwalają stwierdzić, że model Famy i Frencha jest pomocny przy analizie zachowania rynku giełdowego w okresie hossy i nieprzydatny do wyceny kapitałowej w okresie bessy.

Słowa kluczowe: trzyczynnikowy model Famy i Frencha, ryzyko systematyczne, premia za ryzyko, cykle hossy i bessy

JEL: G12

* Akademia Górniczo-Hutnicza, Wydział Zarządzania; e-mail: gzrembie@kinga.cyf-kr.edu.pl.

Akademia Górniczo-Hutnicza, Wydział Zarządzania.

1. Wstęp

Klasycznym modelem służącym do wyceny instrumentów finansowych jest jednoczynnikowy model CAPM (Capital Asset Pricing Model). Zaproponowali go – niezależnie od siebie Sharpe, Lintner i Mossin (Sharpe 1964; Lintner 1965, Mossin 1966). Podstawą teoretyczną jest założenie, że ryzyko systematyczne danego waloru wyjaśnia nadwyżka stopy zwrotu portfela rynkowego ponad stopę zwrotu wolną od ryzyka.

Empiryczna weryfikacja modelu CAPM przeprowadzona na wielu światowych rynkach, w szczególności na rynku amerykańskim, nie potwierdziła istnienia prostej, dodatniej relacji między przeciętnymi stopami zwrotu a współczynnikami beta (Czekaj 2007). Podało to w wątpliwość praktyczną przydatność modelu CAPM i było przyczynkiem poszukiwania innych modeli, które mają lepiej wyjaśnić zróżnicowanie stóp zwrotu. Badania empiryczne pokazały, że na przekrojowe stopy zwrotu wpływają również dane fundamentalne charakteryzujące poszczególne spółki, m.in. ich kapitalizacja (MV) i relacja wartości księgowej do rynkowej (BV/MV).

Na tej podstawie Fama i French (1996) zaproponowali model wyceny aktywów będący modyfikacją klasycznego modelu CAPM. Powstaje on przez dodanie dwóch czynników konstruowanych na podstawie danych fundamentalnych. Model Famy i Frencha (FF) zakłada, że ryzyko systematyczne może być wyjaśnione za pomocą trzech czynników: występującej w modelu CAPM nadwyżki stopy zwrotu portfela rynkowego oraz czynników SMB i HML. Pierwszy z wprowadzonych przez Famę i Frencha czynników wyjaśnia różnicę pomiędzy stopą zwrotu z portfela akcji spółek o małej kapitalizacji a stopą zwrotu z portfela akcji spółek o dużej kapitalizacji (SMB – *small minus big*). Drugi opisuje różnicę pomiędzy stopą zwrotu z portfela akcji spółek o wysokiej wartości wskaźnika BV/MV a stopą zwrotu z portfela akcji spółek o niskiej wartości tego wskaźnika (HML – *high minus low*). Fama i French intensywnie testowali swój model na rynku amerykańskim. Również analiza innych rozwiniętych rynków kapitałowych wykazała jego przydatność (zob. m.in. Maroney, Protopapadakis 2002).

Użyteczność wybranych modeli wyceny aktywów kapitałowych często weryfikowano także na rynku polskim. Klasyczny model CAPM był testowany między innymi przez Bołta i Miłobędzkiego (2002) dla danych z lat 1995–1999, Markowskiego (2004), którego badanie objęło lata 1996–2000, i Grotowskiego (2004), dla danych z okresu 1995–2002. Zagadnieniom tym poświęcona była również praca Fiszdera (2007). Dwu- i trzyczynnikowe aplikacje modelu ICAPM były analizowane przez Urbańskiego (2007), który zaproponował inne czynniki dobrze opisujące przekrojowe stopy zwrotu analizowanych portfeli przydatne do opisu GPW w Warszawie.

Mimo bogactwa literatury poświęconej weryfikacji CAPM wciąż stosunkowo niewiele jest prac dotyczących modelu Famy i Frencha. Próbę jego zastosowania w odniesieniu do rynku polskiego podjął Kowerski (2008), który przeprowadził estymację ryzyka systematycznego dla danych z lat 1995–2005. Użyteczność modelu Famy i Frencha na podstawie danych z okresu grudzień 2002 – grudzień 2009 r. weryfikowały Czapkiewicz i Skalna (2010). Autorki przeanalizowały ryzyko systematyczne oraz premie za ryzyko związane z czynnikami Famy i Frencha. Zauważyły, że w badanym okresie model ten nie generuje portfeli wieloczynnikowo efektywnych, oraz stwierdziły istnienie premii za ryzyko związanej z rozpatrywanymi czynnikami ryzyka.

Prezentowana praca jest kontynuacją badań dotyczących wyceny akcji na podstawie modelu Famy i Frencha (Czapkiewicz, Skalna 2010). Podjęto w niej próbę wyjaśnienia, dlaczego rozpatry-

wany model po 2002 r. nie generuje portfeli wieloczynnikowo efektywnych. Analiza empiryczna obejmuje okres od czerwca 2003 do grudnia 2010 r. i jest przeprowadzona w wyróżnionych okresach hossy i bessy. Jako początek pierwszego okresu hossy na GPW w Warszawie przyjęto czerwiec 2003 r., kiedy zakończyła się konsolidacja indeksu WIG po poprzedniej bessie. Jako koniec tej trwającej cztery lata hossy przyjęto lipiec 2007 r., gdy indeks WIG osiągnął lokalnie maksymalną wartość i powstało pierwsze maksimum formacji podwójnego szczytu, zapowiadającej zmianę tendencji giełdowej. Po tym okresie nastąpiła blisko dwuletnia bessa. Jako początek nowej hossy przyjęto luty 2009 r., gdy wartość indeksu WIG była najniższa od wielu lat.

Celem artykułu jest wykazanie użyteczności stosowania modelu Famy i Frencha w okresach hossy i jego nieprzydatności w okresie bessy na polskim rynku papierów wartościowych. Artykuł podzielono na dwie części, metodologiczną oraz empiryczną. W rozdziale drugim przedstawiono model Famy i Frencha oraz metody jego specyfikacji, które zostały zastosowane w badaniach empirycznych będących tematem rozdziału trzeciego.

2. Teoria i metodyka

2.1. Model Famy i Frencha

Jak wspomniano we wstępie, model Famy i Frencha zakłada, że ryzyko rynkowe wyjaśniają trzy czynniki. Do klasycznego modelu CAPM, w którym ryzyko rynkowe jest wyjaśniane za pomocą nadwyżkowej stopy zwrotu portfela rynkowego ($R_{Mt} - r_{ft}$), dodane zostały czynniki SMB i HML, oparte na danych fundamentalnych spółek. Pierwszy czynnik, SMB, ma wyjaśniać anomalie związane z rozmiarem spółki (MV), natomiast drugi – HML – anomalie związane z ilorazem wartości księgowej spółki do jej wartości rynkowej (BV/MV). Zaproponowany przez Famę i Frencha (1993) model ma postać:

$$E(R_t) = \gamma_{RM} \beta_{RM} + \gamma_{SMB} \beta_{SMB} + \gamma_{HML} \beta_{HML} \quad (1)$$

gdzie parametry γ_{RM} , γ_{SMB} oraz γ_{HML} oznaczają oczekiwaną premię za ryzyko związaną z danym czynnikiem, a $E(R_t)$ jest N -wymiarowym wektorem wartości oczekiwanej nadwyżkowej stopy zwrotu portfeli. Ponadto zachodzi następująca relacja:

$$R_t = \alpha + \beta_{RM} (R_{Mt} - r_{ft}) + \beta_{SMB} SMB_t + \beta_{HML} HML_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

gdzie:

R_t – N -wymiarowy wektor nadwyżkowych stóp zwrotu utworzonych portfeli w chwili t ,

ε_t – N -wymiarowy wektor zaburzeń losowych,

$\alpha, \beta_{RM}, \beta_{SMB}, \beta_{HML}$ – N -wymiarowe wektory nieznanymi parametrów;

odpowiednie i -te składowe wektorów $\beta_{RM}, \beta_{SMB}, \beta_{HML}$ stanowią miary ryzyka systematycznego i określają wrażliwość i -tego portfela na zmiany rozpatrywanych czynników.

2.2. Metody estymacji

Weryfikację modelu FF przeprowadzano dwuetapowo. Na pierwszym etapie oszacowano parametry modelu wielorównaniowego (2), tj. wartości wektora ryzyka systematycznego oraz wektor $\hat{\alpha}$. Na drugim etapie dokonano estymacji wartości wektora premii za ryzyko, czyli parametrów γ_{RM} , γ_{SMB} oraz γ_{HML} występujących w modelu (1).

Weryfikację metody zastosowanej w badaniu empirycznym przeprowadzono, stosując standardową reprezentację modelu K -czynnika, tj.:

$$E(R_t) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_1 + \dots + \gamma_K \beta_K \quad (1a)$$

gdzie składowe wektorów β_1, \dots, β_K są oszacowane na podstawie modelu wielorównaniowego:

$$R_{it} = \alpha + \beta_{i1} f_{1t} + \dots + \beta_{iK} f_{Kt} + \varepsilon_{it}, \quad t=1, \dots, T, \quad i=1, \dots, N \quad (2a)$$

Wielkości R_{it} , f_{1t}, \dots, f_{Kt} , ε_{it} są realizacjami w chwili t , odpowiednio: nadwyżkowej stopy zwrotu i -tego portfela, K rozpatrywanych czynników oraz zaburzeń losowych.

W badaniu empirycznym przeanalizowano trzy szeregi czasowe pochodzące z okresu hossy, bessy oraz ponownej hossy, z czego ostatnie dwa są stosunkowo krótkie. W przypadku analizy dwóch ostatnich szeregów w modelu (2a) przyjęto założenie o normalności rozkładu wektora $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Nt})^T$ oraz homoskedastyczności i braku autokorelacji, tj. $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$. Ponadto przyjęto, że macierz $\beta = [\beta_1, \dots, \beta_K]$ jest stała w rozpatrywanych okresach.

Metody szacowania ryzyka systematycznego

Można zauważyć, że w modelu (2a) zmienne R_{it} są objaśniane przez wspólne czynniki f_{1t}, \dots, f_{Kt} . W przypadku, gdy $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$, estymatory nieznanych parametrów składowych wektorów $\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_K$ oraz $\hat{\alpha}$ oszacowane metodą najmniejszych kwadratów (MNK), zastosowaną dla każdego równania oddzielnie, zachowują swoje własności (Greene 2007).

W celu zweryfikowania przypuszczenia o generowaniu przez model portfeli wieloczynnikowo efektywnych testowana jest hipoteza $H_0: \alpha = 0$. Uwzględniając przyjęte założenie, do testowania tej restrikcji wykorzystano statystykę (Gibbons, Ross, Shanken 1989):

$$GRS = \left(\frac{T}{N} \right) \left(\frac{T-N-K}{T-K-1} \right) \left[\frac{\hat{\alpha}^T \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha}}{1 + \hat{\mu}^T \hat{V}^{-1} \hat{\mu}} \right] \sim F(N, T-N-K) \quad (3)$$

gdzie:

$\hat{\Sigma}$ – zgodny estymator macierzy Σ ,

$\hat{\mu}$ – estymator wektora wartości oczekiwanych nadwyżkowych stóp zwrotu N portfeli,

\hat{V} – ocena macierzy wariancji i kowariancji analizowanych czynników.

Przed przystąpieniem do dalszych analiz na tym etapie badania testowana jest również hipoteza dotycząca istotności poszczególnych wektorów β_{RM} , β_{SMB} , β_{HML} . Celem tej weryfikacji jest uniknięcie problemu regresji pozornej, która może wystąpić przy próbie estymacji premii za ryzyko. Do weryfikacji odpowiednich hipotez zerowych przyjęto statystykę:

$$F = \left(\frac{T}{N}\right) \left(\frac{T-N-K}{T-K-1}\right) \left[\frac{\hat{\beta}_k^T \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\beta}_{ki}}{v_k^{-1}} \right] \sim F(N, T-N-K) \quad (4)$$

gdzie v_k^{-1} jest k -tym elementem przekątnej głównej macierzy \hat{V}^{-1} .

W przypadku estymacji parametrów modelu, w którym występują stosunkowo długie szeregi czasowe, nie jest wymagane przyjęte wcześniej założenie o rozkładzie zaburzeń losowych. Estymacji wektora ryzyka systematycznego można dokonać uogólnioną metodą momentów (GMM). Metoda ta oprócz tego, że nie wymaga wprowadzenia założeń o rozkładzie, dopuszcza także możliwość występowania heteroskedastyczności oraz autokorelacji w modelu. Estymacja uogólnioną metodą momentów polega na rozwiązaniu układu warunków:

$$E(g_t(\varphi)) = E \left[\varepsilon_t \otimes \begin{pmatrix} 1 \\ F_t \end{pmatrix} \right] = 0 \quad \text{gdzie } F_t = (f_{1t}, \dots, f_{kt})^T, \quad \varphi = (\alpha^T, \beta_1^T, \dots, \beta_K^T) \quad (5)$$

W wyniku zastosowania tej metody otrzymuje się estymatory punktowe składowych wektorów $\hat{\alpha}, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_K$, które są także równoważne estymatorom MNK wyznaczonym dla każdego równania oddzielnie. Pomimo że oceny punktowe estymatorów są takie same jak w poprzednio omawianym przypadku, przy uwzględnieniu heteroskedastyczności¹ w modelu (2a), inna jest ich macierz wariancji i kowariancji. Wówczas asymptotyczne oszacowanie tej macierzy ma postać:

$$\text{Var}(\hat{\alpha}^T, \hat{\beta}_1^T, \dots, \hat{\beta}_K^T) = \frac{1}{T} (D^T S_T^{-1} D)^{-1} \quad (6)$$

gdzie D jest macierzą pochodnych funkcji $g(\varphi) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g_t(\varphi)$ liczonych względem kolejnych parametrów, natomiast:

$$S_T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g_t(\hat{\varphi}) g_t^T(\hat{\varphi}) \quad (7)$$

W celu zweryfikowania hipotezy zerowej o nieistotności wektora wyrazów wolnych w artykule zastosowano statystykę (MacKinlay, Richardson 1991):

$$\chi_a^2 = \hat{\alpha}^T \text{var}[\hat{\alpha}]^{-1} \hat{\alpha} \quad (8)$$

gdzie macierz $\text{var}[\hat{\alpha}]$ jest minorem macierzy (6) związanym ze składowymi wektora α (w tym przypadku jest to górny lewy minor).

W przypadku testowania istotności wektorów ryzyka systematycznego rozważono statystykę:

$$\chi_k^2 = \hat{\beta}_k^T \text{var}[\hat{\beta}_k]^{-1} \hat{\beta}_k \quad i = 1, \dots, K \quad (9)$$

¹ Ponieważ w części empirycznej odpowiednie testy nie potwierdziły istnienia autokorelacji, przy konstrukcji tej macierzy uwzględniono tylko heteroskedastyczność.

gdzie $\text{var}[\hat{\beta}_k]$ jest minorem macierzy (6) związanym ze składowymi wektora β_k . Statystyki te mają rozkład χ^2 z N stopniami swobody.

Metody estymacji premii za ryzyko

Niech $\Gamma = (\gamma_0, \dots, \gamma_k)$ będzie wektorem parametrów gamma. Na tym etapie badań również rozważono dwa podejścia: klasyczne, które wymaga założeń o rozkładzie zaburzeń losowych, braku autokorelacji i homoskedastyczności modelu, oraz metodę GMM. Jeśli uwzględnimy wcześniejsze założenie o normalności i niezależności błędów losowych, to w celu estymacji nieznanego wektora Γ można zastosować podejście dwuetapowe (Fama, MacBeth 1973). Najpierw wyznaczana jest macierz parametrów $\hat{\beta}$, a następnie buduje się model regresji, w której macierzą obserwacji jest macierz $\hat{X} = [1_N; \hat{\beta}]$, a wektorem obserwacji zmiennej zależnej jest wektor średnich arytmetycznych względem T , obliczonych dla N portfeli. Estymator wektora $\hat{\Gamma}$ uzyskuje się w wyniku zastosowania metody najmniejszych kwadratów lub uogólnionej metody najmniejszych kwadratów.

$$\hat{\Gamma} = (\hat{X}^T \hat{X})^{-1} \hat{X}^T \hat{\mu} \quad \text{lub} \quad \tilde{\Gamma} = (\hat{X}^T \hat{\Sigma}^{-1} \hat{X})^{-1} \hat{X}^T \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\mu} \quad (10)$$

Jako że zmiennymi objaśniającymi są estymatory nieznanymi parametrów z etapu pierwszego, w podejściu tym napotyka się problem występowania błędów w zmiennych niezależnych. Wymagana jest wówczas korekta błędu uzyskanego estymatora. W przypadku założenia o normalności oraz niezależności błędów losowych poprawka na wariancję błędu estymatora $\hat{\Gamma}$ oraz $\tilde{\Gamma}$ została wprowadzona przez Shankena (1992). W części empirycznej metodykę tę zastosowano wobec krótkich szeregów danych; dla estymatorów uzyskanych tymi metodami wprowadzono oznaczenia: MNK_S lub UMNK_S.

W przypadku dłuższych szeregów, podobnie jak poprzednio, została uwzględniona heteroskedastyczność oraz brak założenia dotyczącego rozkładu błędów losowych. W celu wyznaczenia asymptotycznie efektywnego estymatora $\hat{\Gamma}$ zastosowano dwustopniową metodę GMM opartą na rozumowaniu Cochrane'a (2001), której szczegóły są wyjaśnione w pracy (Czapkiewicz, Skalna 2010). Należy nadmienić, że asymptotycznie metoda GMM ma pożądane własności, jednak dla małych prób jest niesatysfakcjonująca. Badania symulacyjne wykonane dla małych prób (Shanken 1992) potwierdziły jej niską skuteczność także wówczas, gdy zakładano homoskedastyczność i brak autokorelacji².

3. Badanie empiryczne

Badaniem objęto okres od końca 2002 r. do grudnia 2010 r. Jak wspomniano, wyodrębniono w nim trzy podokresy. Pierwszy okres: od lipca 2003 do lipca 2007 r., był okresem hossy, drugi: od sierpnia 2007 do lutego 2009 r. – okresem bessy, a ostatni był okresem odbicia, czyli ponownej hossy. Na wykresie 1 przedstawiono zmiany indeksu WIG w badanym czasie.

Dane fundamentalne oraz baza notowań, będące przedmiotem niniejszej pracy, zostały zaczerpnięte z Ceduły, która jest oficjalnym raportem GPW w Warszawie. W badaniu posłużono się periodyzacją miesięczną. Stopy zwrotu skorygowano o wartości splitu, prawa poboru oraz dywidendy.

² Podobne symulacje zostały wykonane przez autorki niniejszej pracy; wyniki mogą być udostępnione na życzenie.

Testowaniu poddano dwanaście portfeli, które zostały uformowane według następującego algorytmu. Na początku każdego miesiąca wszystkie spółki były sortowane rosnąco względem logarytmu kapitalizacji na cztery grupy, tak aby w każdej grupie były spółki o zbliżonej wielkości. Jedynie w ostatniej grupie, największych spółek, nie udało się uzyskać zamierzonego efektu. Następnie w każdej podgrupie spółki podzielono na trzy podgrupy względem wskaźnika będącego ilorazem wartości księgowej do wartości rynkowej BV/MV. W ten sposób utworzone zostały równoliczne portfele³ o zbliżonym rozmiarze spółek oraz zbliżonych wartościach BV/MV. Portfele były przebudowywane na początku każdego miesiąca. Dzięki temu uwzględniono fakt, że inwestor, podejmując decyzję kupna pakietu akcji, dysponuje najświeższymi informacjami. W tabeli 1 zaprezentowano statystyki opisowe danych fundamentalnych tak utworzonych portfeli.

Można zauważyć zróżnicowanie portfeli pod względem rozmiaru i relacji wartości księgowej do rynkowej. Portfele te cechuje spodziewana monotoniczność badanych wartości. Niezależnie od rozmiaru spółek w portfelach występuje zmiana ilorazu wartości księgowej do rynkowej – od portfeli o niskiej wartości BV/MV do portfeli o wysokim ilorazie BV/MV oraz, niezależnie od poziomu BV/MV, istnieją portfele o różnej wielkości: od małych do dużych. Uzyskano zatem własność konstruowanych portfeli, która będzie wymagana w dalszej analizie.

Ponadto utworzono sześć portfeli, których miesięczna stopa zwrotu stanowiła podstawę do konstrukcji czynników Famy i Frencha. Autorki dążyły do tego, aby wyznaczenie tych czynników było niezależne od portfeli, na podstawie których badano oczekiwaną miesięczną nadwyżkową stopę zwrotu. W tym celu wszystkie spółki niezależnie ulokowano w sześciu portfelach, dzielonych ze względu na kapitalizację na dwie grupy: portfele duże (B) i małe (S), a następnie ze względu na wskaźnik BV/MV na trzy podgrupy: portfele o niskim (L), średnim (M) i wysokim (H) wskaźniku BV/MV, uzyskując w ten sposób sześć portfeli: SL, SM, SH, BL, BM oraz BH. Różnica między stopą zwrotu z dużych portfeli (BL, BM, BH) a stopą zwrotu z małych portfeli (SL, SM, SH) była podstawą do utworzenia czynnika SMB, natomiast różnica między stopą zwrotu z portfeli o wysokich wartościach wskaźnika BV/MV (SH, BH) oraz stopą zwrotu z portfeli o niskich wartościach wskaźnika BV/MV (SL, BL) posłużyła do utworzenia czynnika HML. Trzeci rozpatrywany czynnik w modelu Famy i Frencha to miesięczna nadwyżka stopy zwrotu z WIG-u ponad stopę procentową wolną od ryzyka. Jako stopę procentową wolną od ryzyka przyjęto miesięczne oprocentowanie 52-tygodniowych bonów skarbowych. Miesięczna stopa zwrotu z portfela była obliczana jako średnia arytmetyczna logarytmicznej miesięcznej stopy zwrotu wszystkich spółek wchodzących w jego skład.

Przed przystąpieniem do dalszej analizy zbadano właściwości utworzonych szeregów czasowych. Test Engle'a nie potwierdził występowania efektu ARCH. Test Bruscha-Pagana, przeprowadzony w celu zbadania występowania heteroskedastyczności składnika losowego w modelu (2), na poziomie istotności 5% odrzucił hipotezę zerową o jej braku dla wszystkich analizowanych portfeli. Użyte testy na autokorelację czynnika losowego (test Durбина-Watsona oraz test mnożników Lagrange'a) sugerują brak autokorelacji. W jednym portfelu wystąpiła słaba autokorelacja pierwszego rzędu. Na tej podstawie w przeprowadzonych metodach estymacji nie uwzględniano efektu ARCH oraz występowania autokorelacji.

³ Jeżeli sortowanie zostanie przeprowadzone niezależnie dla kapitalizacji i BV/MV, pojawiają się portfele, w których występuje bardzo mało lub bardzo dużo spółek; zdarzają się też przypadki pustych portfeli.

3.1. Okres hossy: czerwiec 2003–czerwiec 2007 r.

Przed przystąpieniem do właściwej analizy porównano średnie stopy zwrotu oraz odchylenia standardowe 12 utworzonych portfeli. Wyniki prezentuje tabela 2.

Największą przeciętną stopę zwrotu osiągnęły spółki o małej kapitalizacji oraz wysokiej wartości wskaźnika BV/MV. Nadwyżkowa stopa zwrotu wynosiła 4,8% przy stosunkowo dużym odchyleniu standardowym rzędu 10,5%. Oznacza to, że spółki należące do tego portfela charakteryzuje stosunkowo duże ryzyko. Bezpieczniejsze są portfele składające się z dużych spółek; nadwyżkowa stopa zwrotu wahała się tutaj od 0,03% do 1,5%. Portfele te nie przynosiły jednak dużego zysku. Portfel o niskiej wartości wskaźnika BV/MV oraz dużej kapitalizacji osiągnął najmniejszy przeciętny zysk w tym okresie.

Do oceny wektora ryzyka systematycznego wyjaśnianego przez czynniki Famy i Frencha użyto metody GMM. Wyniki zastosowania tej metody, w której uwzględniono występowanie heteroskedastyczności, zamieszczone są w tabeli 3.

Należy zwrócić uwagę na istotnie ujemne wartości ryzyka systematycznego związanego z czynnikiem HML dla portfeli z niską wartością wskaźnika BV/MV, które monotonicznie wzrastają do dodatnich wartości dla portfeli z wysokimi wartościami wskaźnika BV/MV. Zmiany te nie zależą od wielkości danego portfela. W przypadku czynnika SMB można zauważyć monotonicznie rosnącą zmianę od nieistotnych parametrów beta dla dużych portfeli w kierunku istotnych wartości dodatnich parametrów beta dla portfeli o małej kapitalizacji. Inwestycje w portfele o wysokim BV/MV są zatem tym bardziej rentowne, im większa jest wartość czynnika HML; ponadto efekt ten jest wyraźniejszy dla małych spółek. Z kolei inwestycje w portfele o małej kapitalizacji są tym bardziej rentowne, im większa jest wartość czynnika SMB. Można zauważyć, że pozycje krótkie powinny być zajmowane w portfelach o niskiej wartości BV/MV.

Wszystkie parametry ryzyka systematycznego związanego z czynnikiem rynkowym ($R_M - r_f$) są istotne. Nie stwierdzono jednak prawidłowości w zmianie ich wartości względem zmiany charakterystyk rozpatrywanych portfeli. Wydaje się zatem, że czynnik ten ma mniejsze znaczenie w wyjaśnianiu zmian stóp zwrotu rozpatrywanych portfeli niż SMB i HML.

W kolejnym kroku zweryfikowano hipotezę zerową zakładającą, że składowe wektora α są równe zero. Wykorzystany został test oparty na statystyce χ^2_α opisanej wzorem (8). Uzyskano $p = 0,338$, z czego wynika, że w badanym okresie nie ma podstaw do stwierdzenia, iż model Famy i Frencha nie generował portfeli wieloczynnikowo efektywnych. Dla poprawności przeprowadzonych analiz, wykorzystując statystykę (9), zbadano łączną istotność składowych kolejnych wektorów ryzyka systematycznego. Dla każdego rozpatrywanego przypadku p -value wynosiło $p = 0,000$, co świadczy o zdecydowanym odrzuceniu hipotezy o zerowości wektorów $\hat{\beta}_{RM}$, $\hat{\beta}_{SMB}$ oraz $\hat{\beta}_{HML}$. Analiza etapu drugiego, w którym dokonamy estymacji premii za ryzyko, jest zatem uzasadniona (Kan, Zhang 1999).

Spostrzeżenia wynikające z analizy uzyskanych wyników potwierdził następny etap badania, którym była estymacja parametrów premii za ryzyko: γ_{RM} , γ_{SMB} oraz γ_{HML} . Estymacji nieznanych parametrów dokonano metodą GMM oraz – dla porównania – MNK_S i UMNK_S. Wyniki przedstawiono w tabeli 4.

Zastosowane metody estymacji dały bardzo podobne istotne punktowe oceny premii za ryzyko. Premia za ryzyko związana z czynnikiem HML wyniosła 2,1%, premia za ryzyko związana z czyn-

nikiem SMB – 1,2%, a premia za ryzyko związane z czynnikiem rynkowym około 3%. W ostatnim przypadku należy zwrócić uwagę na stosunkowo niskie wartości *p-value*. Parametr γ_0 okazał się nieistotny, zgodnie z założeniami modelu.

Miarę poprawności dopasowania modelu wyznaczono za pomocą współczynnika R^2 stosowanego do analizy regresji przekrojowych, zaproponowanego w pracach Jagannathana, Wanga (1998) oraz Lettau i Ludvigsona (2001). Dla danych z badanego okresu obliczony współczynnik wynosił $R^2 = 91\%$. Dla porównania obliczona dla modelu CAPM wartość tego współczynnika wyniosła 58%. Zależność pomiędzy średnimi miesięcznymi stopami zwrotu a wyjaśnianymi przez model oczekiwanymi stopami zwrotu przedstawiono na wykresie 2.

W okresie hossy ryzyko inwestowania w spółki o dużej wartości wskaźnika BV/MV oraz małej kapitalizacji było zatem rekompensowane przez uzyskaną premię.

3.2. Okres bessy: lipiec 2007–luty 2009 r.

W okresie od lipca 2007 r. do lutego 2009 r. wystąpiła przecena akcji notowanych na GPW w Warszawie. W tabeli 5 przedstawiono średnie stopy zwrotu i odchylenia standardowe nadwyżkowych stóp zwrotu badanych portfeli w tym okresie.

Portfele składające się ze spółek o wysokiej wartości wskaźnika BV/MV osiągnęły przeciętnie większe straty niż portfele o niskiej wartości wskaźnika BV/MV. Podobnie spółki małe odnotowały przeciętnie większą stratę niż spółki duże.

Oszacowanie składowych wektorów ryzyka systematycznego zostało dokonane w tym przypadku metodą najmniejszych kwadratów. Ze względu na stosunkowo krótki szereg nie uwzględniano możliwości występowania heteroskedastyczności. Wyniki zamieszczone w tabeli 6 przedstawiają oceny parametrów ryzyka systematycznego.

Wyniki dotyczące składowych ryzyka związanego z czynnikiem SMB nie cechują się monotonicznością w przeciwieństwie do pierwszego badanego okresu. W przypadku czynnika HML można zauważyć monotoniczność parametrów, począwszy od ujemnych wartości dla portfeli o niskich wartościach wskaźnika BV/MV do dodatnich wartości dla portfeli o wysokich wartościach wskaźnika BV/MV. Kierunek zmian jest zatem taki sam jak w przypadku hossy, jednak $\hat{\beta}_{HML}$ są przesunięte w kierunku rosnących wartości. Parametry wektora systematycznego związane z czynnikiem rynkowym są natomiast istotne i mniejsze od jedności.

W przypadku kolejno rozpatrywanego wektora ryzyka systematycznego do testowania istotności wektora wyrazów wolnych i odpowiednich wektorów ryzyka systematycznego wykorzystano statystykę (4), a w przypadku wektora wyrazów wolnych – statystykę GRS, opisaną formułą (3). Dla wszystkich przeprowadzonych analiz otrzymano *p-value* równe 0,000. Na tej podstawie można wnioskować, że wszystkie wektory parametrów są istotne. Odrzucenie hipotezy zerowej, zakładającej zerowanie się składowych wektora α , świadczy, że model Famy i Frencha nie generuje portfeli wieloczynnikowo efektywnych w okresie bessy.

Dla uzyskania pełnych wyników przeprowadzonych analiz wyznaczono oceny parametrów γ_{RM} , γ_{SMB} , γ_{HML} oraz γ_0 . W tym celu zastosowano tylko metodę MNK_S i UMNK_S, gdyż ze względu na bardzo krótki szereg czasowy procedury numeryczne wykorzystywane w metodzie GMM nie są zbieżne. Wyniki zamieszczono w tabeli 7.

Jak wynika z danych w tabeli 7, parametr γ_0 jest istotnie różny od zera. Oznacza to, że w tym przypadku stopa zwrotu nie jest wyjaśniana tylko i wyłącznie przez rynek, SMB i HML. Wydaje się bowiem, że w przypadku bessy na rynek działają jeszcze inne czynniki, które nie są zależne od danych fundamentalnych spółek. Otrzymana istotna, ale ujemna premia za ryzyko, związana z czynnikiem HML, świadczy, że portfele o wyższej wartości wskaźnika BV/MV generowały większe straty niż portfele o niskiej wartości wskaźnika BV/MV. Obliczone R^2 , które wyniosło 29%, ostаточно potwierdza przypuszczenie, że w okresie bessy model Famy i Frencha jest nieprzydatny do wyceny akcji. Zależność pomiędzy średnimi miesięcznymi stopami zwrotu a wyjaśnianymi przez model oczekiwanymi stopami zwrotu przedstawia wykres 3.

3.3. Okres hossy: marzec 2009–grudzień 2010 r.

Ostatnim etapem badania empirycznego była analiza zmian nadwyżkowych stóp zwrotu z okresu od marca 2009 r. do grudnia 2010 r., czyli okresu ponownej hossy, a właściwie jej wycinka.

Tabela 8 przedstawia statystyki opisowe analizowanych wielkości dla prezentowanych portfeli w badanym okresie.

Można zaobserwować analogiczną sytuację jak w przypadku pierwszej hossy. Najwyższe stopy zwrotu osiągnięto w przypadku portfeli z małą kapitalizacją oraz portfeli o dużej wartości wskaźnika BV/MV. Na podstawie analizy odchyłeń standardowych można stwierdzić, że portfele te są najbardziej ryzykowne. Zgodnie z przypuszczeniami najwyższy zysk osiągnięto z portfela składającego się z małych spółek, ale o dużej wartości wskaźnika BV/MV. Nadwyżkowa stopa zwrotu wyniosła 5,4% przy stosunkowo dużym odchyleniu standardowym, wynoszącym 8%. Najmniejsze odchylenie standardowe (4,4%) miały duże spółki o niskiej wartości rynkowej wskaźnika BV/MV. Portfele te cechowała jednak stosunkowo niska stopa zwrotu (0,02%).

Zamieszczone w tabeli 9 wartości ryzyka systematycznego wykazują duże podobieństwo do wyników z poprzedniej hossy. W przypadku składowych ryzyka systematycznego związanego z czynnikiem HML widać monotoniczny wzrost tych składowych, począwszy od portfeli o niskiej wartości wskaźnika BV/MV do portfeli o wysokiej wartości wskaźnika BV/MV. Tendencja ta jest niezależna od wielkości badanego portfela. Podobny wniosek można wysnuć analizując składowe ryzyka systematycznego związane z czynnikiem SMB. W tym przypadku obserwuje się monotoniczny wzrost tych wartości, począwszy od portfeli o dużej kapitalizacji do portfeli o małej kapitalizacji. Zjawisko to nie zależy od wskaźnika BV/MV. Można ponadto zauważyć, że ryzyko systematyczne związane z rozmiarem portfela jest istotne tylko dla małych portfeli, a ryzyko systematyczne związane wartością BV/MV jest istotne dla portfeli o wysokiej wartości tego wskaźnika.

Podobnie jak w przypadku bessy autorki zastosowały podejście dla małych próbek. W tabeli 9 pokazano oszacowanie ryzyka systematycznego i wyrazów wolnych wyznaczone metodą najmniejszych kwadratów.

Analizując wyrazy wolne $\hat{\alpha}_i$, można zauważyć, że dla portfela o dużej kapitalizacji i niskiej wartości wskaźnika BV/MV parametr ten jest istotny. W przypadku pozostałych portfeli wartości statystyki p -value są poniżej przyjętego progu 5%. Test GRS sprawdzający hipotezę o zerowości całego wektora $\hat{\alpha}$ dał wartość statystyki GRS = 2,08 ($p = 0,16$). Nie ma zatem podstaw, by sądzić, że model ten generuje nieefektywne portfele.

Przeprowadzone testy weryfikujące przydatność czynników SMB i HML jednoznacznie odrzuciły hipotezę o zerowości wektorów ryzyka systematycznego. Dla wszystkich analizowanych przypadków wyestymowany poziom istotności wynosił zero.

Podobnie jak w przypadku bessy, w oszacowaniu parametrów premii za ryzyko nie uwzględniono występowania heteroskedastyczności. Ze względu na małą próbę w okresie tym, podobnie jak w poprzednim, zastosowano metodę MNK_S oraz UMNK_S. Wyniki zaprezentowano w tabeli 10.

Przeprowadzona analiza wykazała nieistotność parametru γ_0 oraz istotność parametru γ_{HML} , związanego z czynnikiem HML. Nieistotność parametru γ_{SMB} można tłumaczyć zbyt małą próbą. Warto jednak zwrócić uwagę na to, że przyjmuje on wartość dodatnią. Poprawność dopasowania modelu FF wyniosła $R^2 = 88\%$. Dla porównania, dla klasycznego modelu CAPM $R^2 = 69,8\%$.

Zależność pomiędzy średnimi miesięcznymi nadwyżkowymi stopami zwrotu a wartościami oczekiwanymi przedstawia wykres 4.

Przeprowadzona analiza tego okresu ze względu na krótki szereg danych ma charakter ilustracyjny i wykazuje pewne tendencje na rynku.

4. Podsumowanie

W pracy podjęto próbę zbadania użyteczności stosowania modelu Famy i Frencha do wyceny portfeli na GPW w Warszawie w różnych fazach cyklu giełdowego. Badany był okres od czerwca 2003 r. do grudnia 2010 r., w którym wyodrębniono hossę, bessę i ponowną hossę. Przeprowadzone analizy pozwalają stwierdzić, że model Famy i Frencha jest pomocny przy analizie zachowania rynku giełdowego w okresie hossy i jest nieprzydatny do wyceny kapitałowej w okresie bessy. Pokazano, że w okresie hossy model ten w około 90% wyjaśnia zmienność przeciętnych nadwyżkowych stóp zwrotu portfeli formowanych z wykorzystaniem danych fundamentalnych. W przypadku pierwszej hossy przy inwestowaniu w portfele o małej kapitalizacji lub w portfele o dużym wskaźniku BV/MV stwierdzono istnienie statystycznie istotnej premii za ponoszone ryzyko. W przypadku drugiej hossy statystycznie istotna premia została otrzymana tylko dla czynnika HML. Przeprowadzone testy nie dają podstaw do stwierdzenia, że model FF nie generuje portfeli wieloczynnikowo efektywnych w tym okresie.

W czasie trwania bessy model był wyjaśniony w mniejszym stopniu. Otrzymany istotny, ale ujemny wskaźnik związany z czynnikiem HML wskazuje, że portfele o dużej wartości BV/MV generowały wyższe straty niż portfele o niskim wskaźniku BV/MV. W okresie bessy model nie generował portfeli wieloczynnikowo efektywnych.

Bibliografia

- Bołt T.W., Miłobędzki P. (2002), *Weryfikacja modelu CAPM dla giełdy warszawskiej*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, 952, s. 89–95.
- Czapkiewicz A., Skalna I. (2010), The CAPM and the Fama-French Models in Warsaw Stock Exchange, *Przeгляд Statystyczny*, 57(4), 128–141.

- Czekaj J. (2007), *Przegląd modeli wyceny instrumentów finansowych*, http://fire.ae.wroc.pl/kat_semlicKJ3/Tekst2011A.pdf.
- Fama E.F., MacBeth J. (1973), Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests, *Journal of Political Economy*, 81, 607–636.
- Fama E.F., French K.R. (1996), Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies, *Journal of Finance*, 51(1), 55–84.
- Fiszeder P. (2007), *Weryfikacja modelu CAPM na podstawie jednoczynnikowego modelu GARCH dla GPW w Warszawie, Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, 1176.
- Gibbons M.R., Ross S.A., Shanken J. (1989), A Test of the Efficiency of a Given Portfolio, *Econometrica*, 57 (5), 1121–1152.
- Greene W.H. (2007), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, New Jersey.
- Grotowski M. (2004), Test metody CAPM na polskim rynku kapitałowym, *Ekonomista*, 4, 575–591.
- Jagannathan R., Wang Z. (1998), An asymptotic theory for estimating beta-pricing models using cross-sectional regression, *Journal of Finance*, 57, 2337–2367.
- Kan R., Zhang C. (1999), Two-Pass Tests of Asset Pricing Models with Useless Factors, *Journal of Finance*, 54 (1), s. 203–235.
- Kowerski M. (2008), Trójczynnikiowy model Famy i Frencha dla Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie, *Przegląd Statystyczny*, 55 (4), 131–148.
- Lettau M., Ludvigson S. (2001), Resurrecting the (C)CAPM: A cross-sectional test when risk premia are time-varying, *Journal of Political Economy*, 109, 1238–1287.
- Lintner J. (1965), The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets, *Review of Economics and Statistics*, 47 (1), 13–37.
- MacKinlay A.C., Richardson M. P. (1991), Using Generalized Method of Moments to Test Mean-Variance Efficiency, *Journal of Finance*, 46 (2), 511–27.
- Markowski L. (2004), *Weryfikacja modeli równowagi rynku kapitałowego na giełdzie papierów wartościowych w Warszawie S.A.*, praca doktorska, Uniwersytet Gdański, Wydział Zarządzania.
- Maroney N., Protopapadakis A. (2002), The Book-to-Market and Size Effects in a General Asset Pricing Model: Evidence from Seven National Markets, *European Finance Review*, 6 (2), 189–221.
- Mossin J. (1966), Equilibrium in a Capital Asset Market, *Econometrica*, 34 (4), 768–783.
- Shanken J. (1992), On the Estimation of Beta-Pricing Models, *Review of Financial Studies*, 5, 1–33.
- Sharpe W.F. (1964), Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, *Journal of Finance*, 19, 425–442.
- Urbański S. (2007), Time-Cross-Section Factors of Rates of Return Changes on Warsaw Stock Exchange, *Przegląd Statystyczny*, 54 (2), 94–121.

Podziękowania

Autorki pragną wyrazić podziękowania recenzentom za czas poświęcony na przeczytanie i korektę niniejszej pracy oraz za ich nieocenioną pomoc merytoryczną, wnikliwe uwagi i życzliwą konstruktywną krytykę. Wszystko to przyczyniło się do wzbogacenia niniejszego opracowania.

Aneks

Tabela 1

Statystyki opisowe dla logarytmu kapitalizacji oraz logarytmu BV/MV w badanym okresie od czerwca 2003 do czerwca 2007 r.

MV	Niskie BV/MV	Średnie BV/MV	Wysokie BV/MV	Niskie BV/MV	Średnie BV/MV	Wysokie BV/MV
	średnia			odchylenie standardowe		
ln(MV)						
małe	3,426	3,350	3,237	0,518	0,501	0,627
2	4,549	4,521	4,528	0,425	0,455	0,485
3	5,776	5,677	5,640	0,409	0,415	0,421
duże	7,519	7,874	7,731	0,292	0,415	0,441
ln(BV/MV)						
małe	-1,158	-0,176	0,446	0,733	0,617	0,577
2	-1,201	-0,443	0,190	0,492	0,471	0,458
3	-1,422	-0,701	-0,009	0,386	0,436	0,437
duże	-1,573	-0,851	-0,200	0,349	0,389	0,320

Tabela 2

Wartości średnie i odchylenia standardowe nadwyżkowych stóp zwrotu analizowanych portfeli dla okresu od czerwca 2003 do czerwca 2007 r.

MV	Niskie BV/MV	Średnie BV/MV	Wysokie BV/MV	Niskie BV/MV	Średnie BV/MV	Wysokie BV/MV
	średnia			odchylenie standardowe		
małe	0,010	0,033	0,048	0,101	0,111	0,105
2	0,012	0,020	0,023	0,079	0,072	0,080
3	0,011	0,012	0,020	0,062	0,063	0,073
duże	0,003	0,008	0,015	0,056	0,072	0,078

Tabela 3

Oszacowane metodą GMM parametry modelu wielorównaniowego oraz odpowiadające im wartości *p-value* dla okresu od czerwca 2003 do czerwca 2007 r.

Model: $R_t = \alpha + \beta_{RM}(R_{Mt} - r_{ft}) + \beta_{SMB}SMB_t + \beta_{HML}HML_t + \varepsilon_t$						
	niskie BV/MV	średnie BV/MV	wysokie BV/MV	niskie BV/MV	średnie BV/MV	wysokie BV/MV
	$\hat{\alpha}$			<i>p-value</i>		
małe	-0,008	-0,007	0,004	0,261	0,411	0,557
2	-0,004	-0,003	-0,009	0,403	0,643	0,180
3	0,001	-0,007	-0,004	0,903	0,275	0,432
duże	-0,010	-0,006	-0,005	0,233	0,207	0,176
	$\hat{\beta}_{RM}$			<i>p-value</i>		
małe	0,734	1,115	1,124	0,000	0,000	0,000
2	0,765	0,692	0,788	0,000	0,000	0,000
3	0,913	0,664	0,755	0,000	0,000	0,000
duże	0,923	0,974	0,848	0,000	0,000	0,000
	$\hat{\beta}_{SMB}$			<i>p-value</i>		
małe	1,834	1,399	1,379	0,000	0,000	0,000
2	1,160	0,873	0,905	0,000	0,000	0,000
3	0,159	0,518	0,600	0,496	0,000	0,000
duże	0,212	0,116	0,100	0,163	0,335	0,298
	$\hat{\beta}_{HML}$			<i>p-value</i>		
małe	-0,919	0,064	0,247	0,000	0,830	0,123
2	-0,678	-0,045	0,271	0,001	0,797	0,159
3	-0,488	-0,002	0,078	0,011	0,992	0,417
duże	-0,406	-0,330	0,099	0,046	0,079	0,312

Tabela 4

Estymatory wartości premii za ryzyko i odpowiadające im wartości *p-value* w przypadku estymacji metodą MNK_S, UMNK_S oraz GMM

Metoda	$\hat{\gamma}$	<i>p-value</i>	$\hat{\gamma}_{RM}$	<i>p-value</i>	$\hat{\gamma}_{SMB}$	<i>p-value</i>	$\hat{\gamma}_{HML}$	<i>p-value</i>
MNK_S	-0,013	0,332	0,029	0,098	0,012	0,025	0,021	0,004
UMNK_S	-0,016	0,122	0,032	0,039	0,012	0,019	0,021	0,001
GMM	-0,014	0,335	0,032	0,085	0,012	0,003	0,021	0,000

Tabela 5

Wartości średnie i odchylenia standardowe nadwyżkowych stóp zwrotu analizowanych portfeli dla okresu lipiec 2007–luty 2009 r.

MV	Niskie	Średnie	Wysokie	Niskie	Średnie	Wysokie
	BV/MV	BV/MV	BV/MV	BV/MV	BV/MV	BV/MV
	średnia			odchylenie standardowe		
małe	-0,101	-0,075	-0,081	0,101	0,077	0,060
2	-0,072	-0,091	-0,106	0,070	0,047	0,093
3	-0,081	-0,077	-0,097	0,065	0,062	0,089
duże	-0,059	-0,106	-0,071	0,066	0,100	0,092

Tabela 6

Oszacowane metodą MNK parametry modelu wielorównaniowego oraz odpowiadające im wartości *p-value* dla okresu lipiec 2007–luty 2009 r.

Model: $R_t = \alpha + \beta_{RM}R_{Mt} + \beta_{SMB}SMB_t + \beta_{HML}HML_t + \varepsilon_t$						
	niskie	średnie	wysokie	niskie	średnie	wysokie
	BV/MV	BV/MV	BV/MV	BV/MV	BV/MV	BV/MV
	$\hat{\alpha}$			<i>p-value</i>		
małe	-0,040	-0,022	-0,042	0,044	0,080	0,000
2	-0,027	-0,065	-0,044	0,024	0,000	0,015
3	-0,056	-0,042	-0,049	0,000	0,000	0,001
duże	-0,026	-0,052	-0,024	0,010	0,024	0,085
	$\hat{\beta}_{RM}$			<i>p-value</i>		
małe	1,000	0,749	0,552	0,000	0,000	0,000
2	0,782	0,465	0,885	0,000	0,000	0,000
3	0,567	0,636	0,828	0,000	0,000	0,000
duże	0,688	0,914	0,916	0,000	0,000	0,000
	$\hat{\beta}_{SMB}$			<i>p-value</i>		
małe	1,285	1,433	0,609	0,005	0,000	0,027
2	0,513	0,057	1,030	0,067	0,796	0,014
3	-0,389	0,065	-0,314	0,203	0,810	0,338
duże	-0,228	0,047	-0,529	0,328	0,369	0,107
	$\hat{\beta}_{HML}$			<i>p-value</i>		
małe	-0,507	-0,037	0,433	0,201	0,884	0,071
2	-0,333	-0,005	0,531	0,172	0,978	0,148
3	-0,342	-0,024	0,660	0,198	0,918	0,021
duże	-0,362	-0,055	0,741	0,074	0,905	0,024

Tabela 7

Estymatory wartości premii za ryzyko i odpowiadające im wartości *p-value* w przypadku estymacji metodą MNK_S oraz UMNK_S

Metoda	$\hat{\gamma}$	<i>p-value</i>	$\hat{\gamma}_{RM}$	<i>p-value</i>	$\hat{\gamma}_{SMB}$	<i>p-value</i>	$\hat{\gamma}_{HML}$	<i>p-value</i>
MNK_S	-0,062	0,000	-0,027	0,423	-0,007	0,411	-0,016	0,087
UMNK_S	-0,114	0,000	0,047	0,085	-0,008	0,291	-0,020	0,024

Tabela 8

Wartości średnie i odchylenia standardowe nadwyżkowych stóp zwrotu analizowanych portfeli dla okresu od marca 2009 do grudnia 2010 r.

MV	Niskie	Średnie	Wysokie	Niskie	Średnie	Wysokie
	BV/MV	BV/MV	BV/MV	BV/MV	BV/MV	BV/MV
	średnia			odchylenie standardowe		
małe	0,033	0,030	0,054	0,086	0,080	0,080
2	0,007	0,029	0,033	0,055	0,063	0,079
3	0,011	0,018	0,043	0,057	0,060	0,090
duże	0,002	0,024	0,034	0,044	0,059	0,080

Tabela 9

Oszacowane metodą MNK parametry modelu wielorównaniowego oraz odpowiadające im wartości *p-value* dla okresu od marca 2009 do grudnia 2010 r.

Model: $R_t = \alpha + \beta_{RM}R_{Mt} + \beta_{SMB}SMB_t + \beta_{HML}HML_t + \varepsilon_t$						
	niskie BV/MV	średnie BV/MV	wysokie BV/MV	niskie BV/MV	średnie BV/MV	wysokie BV/MV
	$\hat{\alpha}$			<i>p-value</i>		
małe	-0,008	-0,005	-0,004	0,547	0,707	0,640
2	-0,009	-0,002	-0,017	0,384	0,777	0,053
3	-0,013	-0,005	-0,012	0,090	0,557	0,208
duże	-0,010	-0,004	-0,008	0,028	0,527	0,202
	$\hat{\beta}_{RM}$			<i>p-value</i>		
małe	0,949	1,090	0,508	0,000	0,000	0,000
2	0,621	0,711	0,814	0,001	0,000	0,000
3	0,755	0,759	0,751	0,000	0,000	0,000
duże	0,699	0,869	0,882	0,000	0,000	0,000
	$\hat{\beta}_{SMB}$			<i>p-value</i>		
małe	2,395	1,031	1,299	0,000	0,034	0,000
2	0,023	0,131	0,396	0,952	0,661	0,224
3	-0,083	0,051	0,192	0,767	0,868	0,582
duże	-0,187	-0,166	-0,158	0,246	0,434	0,493
	$\hat{\beta}_{HML}$			<i>p-value</i>		
małe	-0,290	0,132	0,999	0,371	0,669	0,000
2	-0,017	0,340	0,661	0,943	0,073	0,001
3	0,073	0,122	0,956	0,680	0,531	0,000
duże	-0,112	0,062	0,590	0,371	0,669	0,000

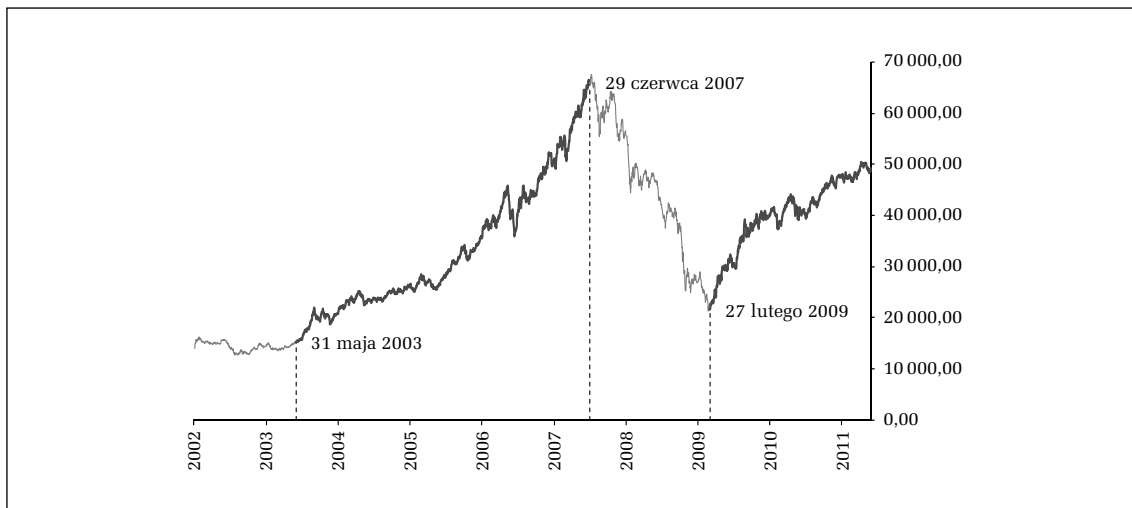
Tabela 10

Estymatory wartości premii za ryzyko i odpowiadające im wartości *p-value* w przypadku estymacji metodą MNK_S oraz UMNK_S

Metoda	$\hat{\gamma}$	<i>p-value</i>	$\hat{\gamma}_{RM}$	<i>p-value</i>	$\hat{\gamma}_{SMB}$	<i>p-value</i>	$\hat{\gamma}_{HML}$	<i>p-value</i>
MNK_S	-0,005	0,747	0,022	0,326	0,007	0,221	0,028	0,004
UMNK_S	0,012	0,240	0,013	0,420	0,006	0,226	0,029	0,002

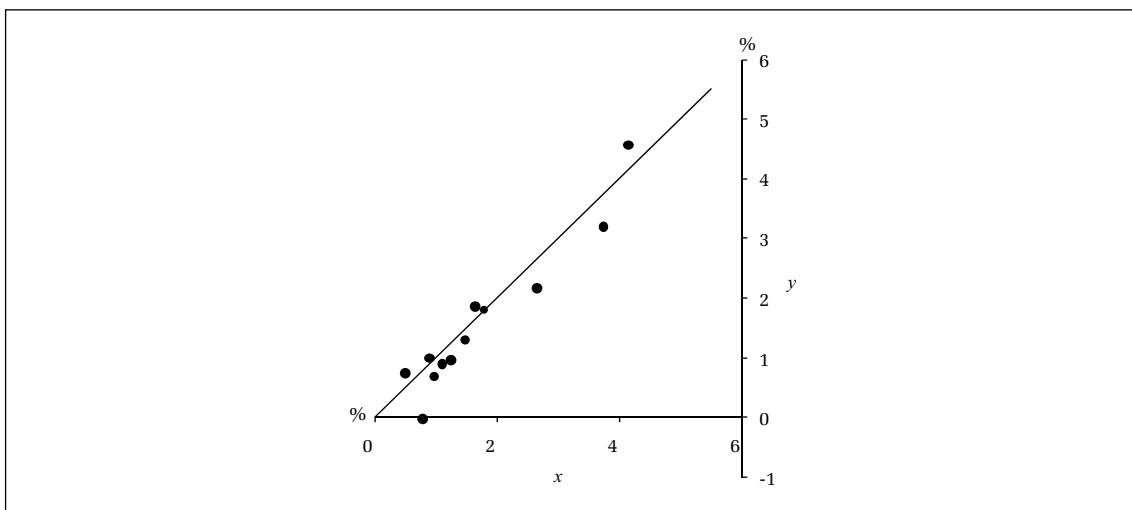
Wykres 1

Notowania indeksu WIG od stycznia 2002 do marca 2011 r.



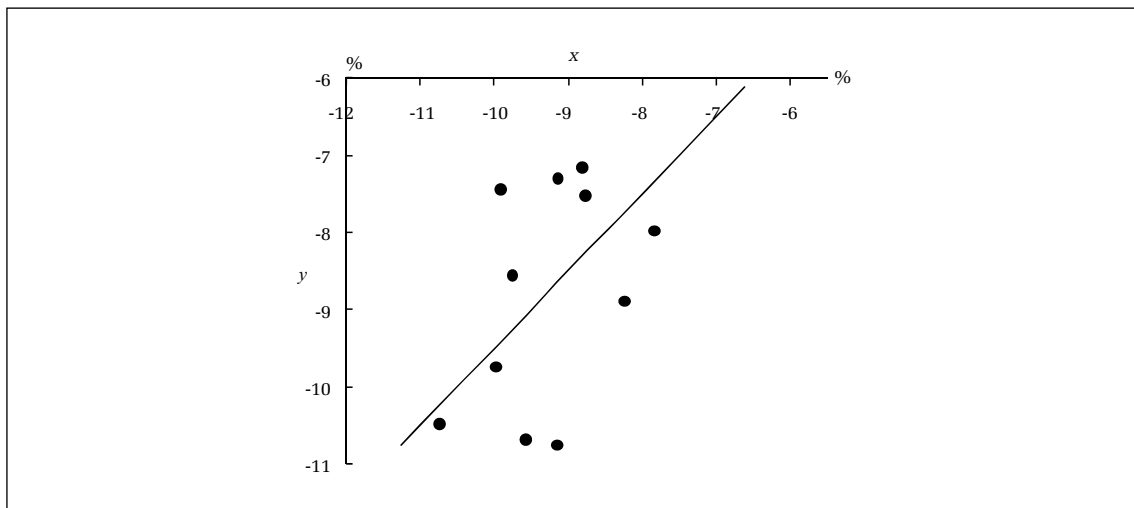
Źródło: gpw.pl.

Wykres 2

Zależność pomiędzy średnią nadwyżkową stopą zwrotu (y) a wyjaśnioną przez model oczekiwaną stopą zwrotu (x) dla danych z okresu od czerwca 2003 do czerwca 2007 r. (okres hossy)

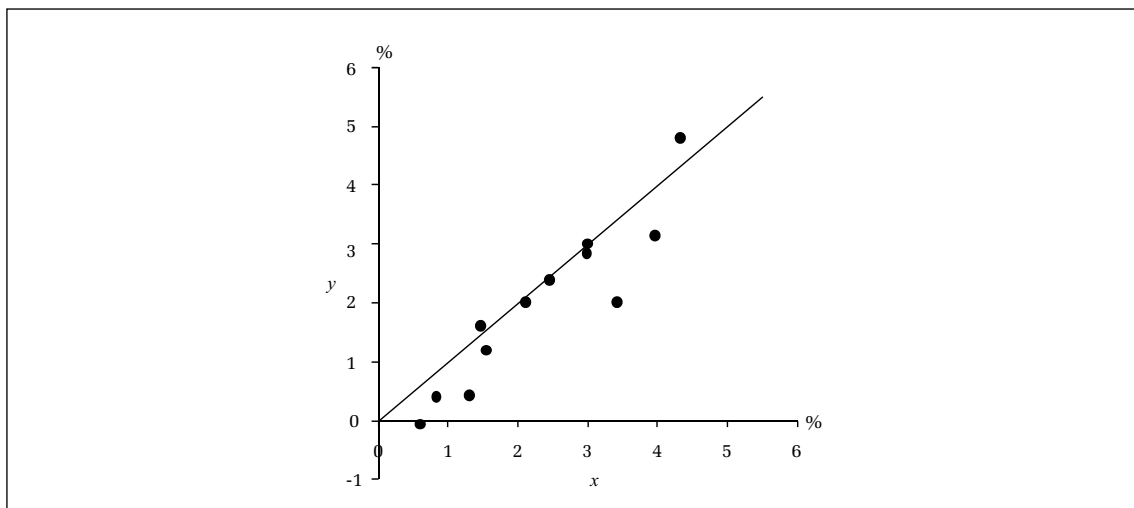
Wykres 3

Zależność pomiędzy średnią nadwyżkową stopą zwrotu (y) a wyjaśnioną przez model oczekiwaną stopą zwrotu (x) dla danych z okresu od sierpnia 2007 do lutego 2009 r. (okres bessy)



Wykres 4

Zależność pomiędzy średnią nadwyżkową stopą zwrotu (y) a wyjaśnioną przez model oczekiwaną stopą zwrotu (x) dla danych z okresu od marca 2009 do grudnia 2010 r. (okres ponownej hossy)



The performance of the Fama-French model for the Warsaw Stock Exchange boom and bust cycles

Abstract

Fama-French three-factor model is one the asset pricing models. It was proposed as a response to unsatisfactory empirical verification of the CAPM model. The aim of this paper is to show applicability of the Fama-French model for the Warsaw Stock Exchange. The study covers the period from December 2002 to December 2010 which was divided into three subperiods: boom, boost and re-boom designated on the basis of the WIG index quotes. Test results allow to conclude that the Fama-French three-factor model is helpful for analysis of the behavior of the stock market during boom cycles and is useless for capital asset pricing during the boost cycles.

Keywords: Fama-French three-factor model, systematic risk, risk premium, boom and boost cycles