

Wpływ innowacji wybranych czynników na równowagę cenową walorów notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie

Impact of Innovation of Selected Factors on Price Equilibrium on the Warsaw Stock Exchange

*Stanisław Urbański**

pierwsza wersja: 17 kwietnia 2008 r. ostateczna wersja: 9 lipca 2008 r., akceptacja: 11 lipca 2008 r.

Streszczenie

Niniejsza praca stanowi modyfikację zaproponowanego przez autora zagregowanego dwu- i trójczynnиковego modelu równowagi. Proponowany model opiera się na zagregowanych zmiennych zależnych od dynamiki zmian parametrów oceny przedsiębiorstwa, jak również od parametrów jego wyceny. W prezentowanej implementacji zastosowano ortogonalną zmienną rynkową oraz zmienne stanowiące innowacje stóp zwrotu hipotetycznych portfeli o najmniejszej i największej wartości wskaźników BV/MV i E/MV oraz funkcjonału FUN, zdefiniowanego w pracy Urbańskiego (2004). Wprowadzone modyfikacje wnoszą dodatkowe informacje do poprawnego opisu stóp zwrotu. Zastosowanie ortogonalnej zmiennej rynkowej wyeliminowało niejednoznaczność ocenę rozkładu stóp zwrotu, będącą skutkiem powtarzania się informacji. Badania wykonano na przykładzie walorów notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 1995–2005.

Słowa kluczowe: stopa zwrotu, portfel rynkowy, model wyceny CAPM, model Famy i Frencha, metoda Famy-MacBetha

Abstract

The paper is a modification of the author's proposal concerning the aggregated two- and three-factor equilibrium model. The proposed model is based on the aggregated variables dependent on the dynamics of changes of company assessment parameters and the parameters of company valuation. The presented version applies the orthogonal market variable as well as the variables which are the innovations of the rates of return on the hypothetical portfolios with the lowest and highest values of BV/MV and E/MV, and FUN, as defined in Urbański (2004). The modifications made contribute additional information to the correct description of the rates of return. The application of the orthogonal market variable eliminates an ambiguous assessment of the rates of return distribution, resulting from repeated information. The conducted analysis is based on the shares quoted on the Warsaw Stock Exchange in 1995-2005.

Keywords: rate of return, market portfolio, CAPM pricing model, Fama and French model, Fama-MacBeth method

JEL: G11, G12

* Akademia Górniczo-Hutnicza w Krakowie, Wydział Zarządzania; e-mail: surbansk@zarz.agh.edu.pl

1. Wstęp

Warunki równowagi na rynku papierów wartościowych mogą być opisane na podstawie teorii wyceny aktywów kapitałowych CAPM¹ lub teorii arbitrażu cenowego APT. Podejście do wyceny w obu teoriach jest odmienne. Model APT zaproponowany został przez Rossa (1976) jako weryfikowalna alternatywa ICAPM. Praktyczne implementacje modeli ICAPM i APT często mogą być przedmiotem dyskusji naukowców. W modelu ICAPM przyjęte czynniki nie muszą być względem siebie ortogonalne². Wysoka wartość współczynnika determinacji R^2 , regresji szeregów czasowych stóp zwrotu względem wybranych czynników, może wskazywać na wycenę czynnikową zgodną z modelem APT. W przypadku modelu ICAPM współczynniki R^2 niekoniecznie muszą przyjmować wysokie wartości (Cochrane 2001, s. 171–172). Najważniejsze różnice między procedurami APT i ICAPM, stosowanymi w pracach empirycznych, odnoszą się do przyjętych czynników. APT zakłada, że stopy zwrotu są generowane przez nieznaną liczbę nieznanymi czynników. ICAPM jednoznacznie definiuje co najmniej jeden czynnik, którym jest nadwyżka rynkowej stopy zwrotu nad stopą wolną od ryzyka. Niezidentyfikowana struktura czynników powoduje, że empiryczne testy APT mogą być trudniejsze do zinterpretowania. Weryfikacja APT wymaga określenia rzeczywistych czynników generujących stopy zwrotu, natomiast w przypadku weryfikacji ICAPM konieczna jest identyfikacja rzeczywistego portfela rynkowego. Przykładem zasadności dyskusji, czy dana jawna implikacja wyceny może być traktowana jako APT czy jako ICAPM, może być praca Chena, Rolla i Rossa (1986). Zaprezentowano w niej jeden z wczesnych popularnych modeli wieloczynnikowych, który czytelnik równie dobrze może traktować jako czynnikowy model makroekonomiczny lub model ICAPM. Podobnie w modelu Fama i Frencha (1993)³, uważanym przez autorów za ICAPM, w którym czynniki mogą być traktowane jako zmienne stanu, współczynnik determinacji R^2 regresji szeregów czasowych przyjmuje wartości przekraczające 90%. Model ten może być uznany za implementację teorii APT. Model ICAPM jest teorią w wielu przypadkach satysfakcjonującą, lecz trudną do zweryfikowania z powodu praktycznej niemożliwości zidentyfikowania portfela rynkowego. Z drugiej strony słuszna wydaje się krytyka APT, dokonana przez Shankena (1982), stwierdzająca, że identyfikacja prawdziwego portfela rynkowego może być konfrontowana z identyfikacją rzeczywistej struktury czynników opisujących stopy zwrotu. W tym

właśnie kierunku powinny pójść nowe testy weryfikacji teorii wyceny, będące nadal otwartą kwestią.

Wydaje się, że obecnie istnieją trzy sposoby wstępnego określenia zmiennych w modelach czynnikowych. Pierwszy opiera się na hipotetycznym zestawie parametrów firm, drugi polega na przyjęciu zbioru wskaźników makroekonomicznych, a trzeci sprowadza się do określenia hipotetycznej grupy portfeli, naśladujących rolę wybranych czynników. Campbell (1996) stwierdza, że empiryczne zastosowania ICAPM nie powinny polegać tylko na wyborze ważnych zmiennych makroekonomicznych, lecz powinny być związane z innowacjami zmiennych, które przewidują przyszłe i różne możliwe sposoby inwestycji. Chen, Roll i Ross dokonali próby opisu stóp zwrotu za pomocą innowacji wskaźników makroekonomicznych. Innowacje wskaźników zostały określone jako składniki resztowe wektora autoregresji poszczególnych zmiennych (Chen et al. 1986, s. 388–389)⁴. Badania wykonano na przykładzie akcji notowanych na rynku amerykańskim w okresie od stycznia 1953 r. do listopada 1983 r. Model F&F (1993) jest przykładem modelu wyceny opartego na zestawie portfeli, które z założenia powinny uwzględniać czynniki oddziałujące na stopy zwrotu z papierów wartościowych.

Celem niniejszej pracy jest wykazanie, że ryzyko może być postrzegane w przestrzeni wielowymiarowej, określonej przez innowacje wybranych czynników. Aby zrealizować postawiony cel, zaproponowano zagregowany liniowy model czynnikowy, podejmujący próbę wyceny akcji notowanych na rynku polskim.

Proponowana procedura opisu stóp zwrotu łączy osiągnięcia dotychczasowych badań F&F (1993; 1995; 1996) oraz uwzględnia wymienione wyżej wskazania Campbella (1996), dotyczące empirycznych implementacji ICAPM zastosowanych z powodzeniem przez Petkova (2006). Niniejsza praca różni się jednak od dotychczasowych metod analizy tym, że przyjęte czynniki modelu uwzględniają zarówno znane, jak i nieznanne parametry przyszłych, możliwie różnych sposobów inwestycji inwestorów. W proponowanym modelu poza stopami zwrotu z portfela rynkowego wykorzystano hipotetyczne portfele uwzględniające takie czynniki, jak innowacje stóp zwrotu z portfeli o najmniejszej i największej wartości wskaźników BV/MV i E/MV⁵ oraz funkcjonału FUN, zdefiniowanego w pracy Urbańskiego (2004). Funkcjonał FUN uwzględnia czynniki oceny i wyceny aktywów oraz czynniki rynkowe. Przeprowadzone w pracach Urbańskiego (2004; 2006) testy wykazały możliwości podejmowania decyzji inwestycyjnych na GPW w Warszawie na podstawie wartości FUN. Wobec powyższego wysunięto domniemanie

¹ Klasyczna postać modelu CAPM uwzględnia jeden czynnik, którym jest nadwyżka rynkowej stopy zwrotu nad stopą wolną od ryzyka. Uogólniony międzyokresowy model wyceny dóbr kapitałowych (*Intertemporal Capital Asset Pricing Model*, ICAPM) przedstawił Merton (1973). W modelu tym może występować dowolna liczba różnych źródeł niepewności.

² Ortogonalność czynników oznacza, że czynniki są wzajemnie nieskorelowane ze sobą.

³ W dalszej części pracy będzie stosowany skrót F&F.

⁴ Innowacje zmiennych VAR określają nieoczekiwane zmiany (zmiennych), niż wynikałoby to z wpływu wszystkich badanych czynników w okresach poprzednich.

⁵ BV/MV i E/MV stanowią odpowiednio relacje wartości księgowej do wartości rynkowej oraz relacje zysku netto na akcję do wartości rynkowej.

o istniejącej zależności funkcjonału FUN ze znanymi i nieznanymi zmiennymi przewidującymi wypadkowe zmieniających się przyszłych sposobów inwestycji. Tym samym zmienne zależne od FUN powinny dobrze opisywać stopy zwrotu na rynku akcji.

W pracy Urbańskiego (2007) zaproponowano zagregowany model dwu- i trójczynnikiowy bez innowacji. Testy modelu dotyczyły analizy szeregów czasowych na podstawie danych z lat 1995–2005.

W niniejszej pracy badania dotyczące modelowania równowagi na rynku akcji zostały poszerzone i uaktualnione.

Testy proponowanego modelu zostały przeprowadzone na podstawie walorów notowanych na GPW w Warszawie w latach 1995–2005. Wyniki symulacji oraz wyniki testów porównano z wynikami otrzymanymi na podstawie klasycznego CAPM oraz modelu F&F.

Praca składa się z sześciu rozdziałów. W rozdziałach drugim i trzecim omówiono autorski model równowagi cenowej akcji notowanych na GPW w Warszawie oraz dokonano jego dyskretyzacji w zakresie zastosowanych danych. Rozdziały czwarty i piąty przedstawiają zakres badań autora i analizę uzyskanych wyników dwóch wersji proponowanego modelu, w konfrontacji z wynikami procedur przedstawionymi w literaturze przedmiotu. W rozdziale szóstym dokonano podsumowania i zaprezentowano wnioski.

2. Model teoretyczny

W analizie równowagi przeprowadzonej w niniejszej pracy założono, że stopy zwrotu z akcji zmieniają się zgodnie z modelem ICAPM. Próba opisu stóp zwrotu wiąże się z konstrukcją wielowymiarowego wskaźnika. Wskaźnik ten, zgodnie ze wskazaniem Campbella (1996), uwzględnia innowacje zmiennych przewidujących przyszłe i różne możliwe sposoby inwestycji. Innowacje te oraz czynnik rynkowy będą zmiennymi objaśniającymi proponowany model. Zdefiniowanie zmiennych jako innowacji wybranych czynników pozwoli na uwzględnienie nieoczekiwanych przez rynek zmian, które między innymi w świetle badań F&F (1995) wydają się generować rzeczywiste, przyszłe stopy zwrotu.

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

$$r = Gb + e \quad (1)$$

gdzie:

r – wektor stóp zwrotu badanych portfeli,

G – zagregowany wskaźnik, stanowiący macierz zagregowanych zmiennych objaśniających,

b – wektor współczynników regresji,

e – wektor składników losowych.

Zależność (1) stanowi jednorównaniowy liniowy

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

$$FUN = \frac{nor(ROE) * nor(AP) * nor(AZO) * nor(AZN) * L(s, l_k)}{nor(MV/E) * nor(MV/BV)} \quad (2)$$

gdzie:

$$ROE = F_1; AP = F_2 = \frac{\sum_{t=1}^i S(Q_t)}{\sum_{t=1}^i S(nQ_t)}; AZO = F_3 = \frac{\sum_{t=1}^i ZO(Q_t)}{\sum_{t=1}^i ZO(nQ_t)};$$

$$AZN = F_4 = \frac{\sum_{t=1}^i ZN(Q_t)}{\sum_{t=1}^i ZN(nQ_t)}, MV/E = F_5; MV/BV = F_6 \quad (3)$$

Funkcje F_j ($j = 1, \dots, 6$) transformowano do obszarów unormowanych o granicach $\langle a_j; b_j \rangle$, zgodnie z zależnością (4):

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

W zależnościach (2–4) odpowiednie oznaczenia zdefiniowano następująco:

ROE - stopa zwrotu z kapitału własnego;

$\sum_{t=1}^i S(Q_t), \sum_{t=1}^i ZO(Q_t), \sum_{t=1}^i ZN(Q_t)$ – skumulowana od początku roku wartość odpowiednio: przychodów netto ze sprzedaży, zysku operacyjnego i zysku netto na koniec i kwartału;

$\sum_{t=1}^i S(nQ_t), \sum_{t=1}^i ZO(nQ_t), \sum_{t=1}^i ZN(nQ_t)$ – średnia, skumulowana od początku roku wartość odpowiednio: przychodów netto ze sprzedaży, zysku operacyjnego i zysku netto na koniec i kwartału w 3 ostatnich latach⁶;

MV/E, MV/BV – stosunek aktualnej ceny akcji do sumy zysków netto z czterech ostatnich kwartałów na jedną akcję oraz stosunek aktualnej ceny akcji do średniej wartości księgowej na jedną akcję z czterech ostatnich kwartałów;

a_j, b_j, c_j, d_j, e_j – parametry wariacyjne lub przyjmowane arbitralnie⁷;

⁶ W przypadku banków przychody netto ze sprzedaży przyjęto jako sumę przychodów z tytułu odsetek i przychodów z tytułu prowizji. W przypadku instytucji ubezpieczeniowych jako przychody netto ze sprzedaży przyjęto składkę przypisaną brutto.

⁷ Modelując inwestycje na rynku akcji, lepsze wyniki uzyskano, traktując a_j, b_j, c_j, d_j, e_j jako parametry wariacyjne, których poszukiwano, optymalizując efektywną stopę zwrotu portfela, co zostało wykazane w pracy Urbańskiego (2004). Wydaje się, że modelując równowagę na rynku akcji, można przyjąć jednakowe wartości wszystkich parametrów. W niniejszym opracowaniu arbitralnie przyjęto $a_j = 1, b_j = 2, c_j = 1, d_j = 1, e_j = 0$, co skutkowało transformacją funkcji F_j ($j = 1, \dots, 6$) do przedziałów $\langle 1; 2 \rangle$.

$L(s, I_k)$ – logiczna funkcja zmiennych I_k (np. kapitalizacja, płynność spółki), na podstawie której uznaje się, że dana spółka może zająć pozycję krótką na danym rynku⁸;

s – parametr sterujący; może przyjmować wartości $s = 0$ dla zajmowanych pozycji długich albo $s = 1$, dla zajmowanych pozycji krótkich;

$W(s, p_k)$ – funkcja przyporządkowująca określoną wartość zmiennym F_j w obszarze unormowanym $\langle a_j; b_j \rangle$ w zależności od wartości zmiennych p_k , którymi są poszczególne człony zmiennych F_j ; funkcja ta ma z reguły inną postać dla pozycji krótkich niż dla pozycji długich:

$$W(s = 0, p_k) = W_s(p_k) \text{ oraz } W(s = 1, p_k) = W_l(p_k).$$

W pracach Urbańskiego (2004; 2006) wykazano, że portfele generowane na podstawie maksymalizacji FUN umożliwiły osiągnięcie ponadprzeciętnej stopy zwrotu na polskim rynku w latach 1998–2002. W konfrontacji z pracami F&F (1993; 1995; 1996) wysunięto przypuszczenie, że funkcjonal FUN może stanowić dobrą charakterystykę będącą podstawą ogólnego opisu stóp zwrotu. Inwestorzy zainteresowani są spółkami wykazującymi, w świetle ostatniego sprawozdania finansowego, najwyższą dynamikę zmian wyników fundamentalnych, co odzwierciedla licznik funkcjonalu FUN. Poszukiwane są więc walory o najwyższych wartościach LICZ. Z drugiej strony opublikowane bardzo dobre wyniki fundamentalne mogą już zostać zdyskontowane przez rynek i z powodu wysokiej ceny rynkowej popyt na dany walor będzie mniejszy. Względna cena waloru, w stosunku do zysku i wartości księgowej na jedną akcję, wyraża mianownik funkcjonalu FUN. Z tego powodu poszukiwane są walory o najmniejszych wartościach MIAN. Przykładem mogą być wskazania w literaturze, prezentowane między innymi w pracach: Czekaj et al. (2001) czy Tarczyński, Łuniewska (2004).

Funkcjonal FUN jest zatem relacją czynników oceny przedsiębiorstwa do jego czynników wyceny i jest miernikiem walorów dobrze ocenionych przez LICZ i jednocześnie nisko wycenionych przez MIAN. Wobec powyższego wydaje się, że funkcjonal ten ma jasną ekonomiczną interpretację i może stanowić kryterium doboru walorów do portfela. Powyższe rozumowanie zostało potwierdzone wynikami badań Urbańskiego (2007). W pracy tej stwierdzono istotnie dodatnią zależność pomiędzy przyszłymi kwartalnymi stopami zwrotu a wartościami FUN na początku okresu inwestycyjnego⁹. Można więc stwierdzić, że atrakcyjność inwestycji jest większa, jeśli większa jest wartość funkcjonalu FUN.

Zmienną objaśnianą przyjęto jako nadwyżkę nad stopą wolną od ryzyka z badanych portfeli.

Zmienne objaśniające modelu (1) określone dla waloru (portfela) i oraz okresu t definiuje zależność (5)¹⁰:

$$\begin{aligned} x_{1it} &= RM_t - RF_t; x_{2it} = RMO; x_{3it} = \mu(HMLF_t); x_{4it} = \\ &= \mu(HMLL_t); x_{5it} = \mu(LMHM_t) \end{aligned} \quad (5)$$

Zmienne x_{3it} , x_{4it} , x_{5it} zostały określone jako wektor innowacji procedury VAR pierwszego rzędu, zgodnie z zależnościami (6a), (6b) i (6c)¹¹:

$$\mu(HMLF_t) = HMLF_{t-1} - A_3 \begin{Bmatrix} HMLF_{t-1} \\ RM_{t-1} - RF_{t-1} \end{Bmatrix} \quad (6a)$$

$$\mu(HMLL_t) = HMLL_{t-1} - A_4 \begin{Bmatrix} HMLL_{t-1} \\ LMHM_{t-1} \\ RM_{t-1} - RF_{t-1} \end{Bmatrix} \quad (6b)$$

$$\mu(LMHM_t) = LMHM_{t-1} - A_5 \begin{Bmatrix} HMLL_{t-1} \\ LMHM_{t-1} \\ RM_{t-1} - RF_{t-1} \end{Bmatrix} \quad (6c)$$

gdzie:

A_k ($k = 3, 4, 5$) – wektory współczynników regresji czynników HMLF, HMLL i LMHM względem opóźnionych pozostałych badanych zmiennych,

RM_t – procentowa stopa zwrotu z portfela rynkowego, który szacowano na podstawie wartości indeksu WIG,

RF_t – rentowność 91-dniowych bonów skarbowych na początku okresu inwestycyjnego,

$HMLF_t$ – różnica między stopą zwrotu z portfela o największej i najmniejszej wartości FUN_{*t*},

$HMLL_t$ – różnica między stopą zwrotu z portfela o największej i najmniejszej wartości LICZ_{*t*},

$LMHM_t$ – różnica między stopą zwrotu z portfela o najmniejszej i największej wartości MIAN_{*t*},

RMO – nadwyżka stopy zwrotu z portfela rynkowego nad stopą wolną od ryzyka, nieskorelowaną z pozostałymi analizowanymi zmiennymi.

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

3. Dane i dyskretyzacja modelu

Istotnym problemem poprawnej estymacji modelu wyceny jest uzasadniony wybór przedziału czasowego, na podstawie którego będą wyznaczone historyczne stopy zwrotu walorów wchodzących w skład próby. Wybrany

⁸ Zmienne I_k oraz ich liczba zależą od warunków ustalonych na danym rynku, do możliwości zajmowania pozycji krótkich. W przypadku walorów notowanych na GPW w Warszawie są to minimalna kapitalizacja waloru oraz płynność transakcji w ostatnim ustalonym okresie. W niniejszej pracy nie uwzględniano możliwości otwierania pozycji krótkich, wobec czego przyjmowane było założenie $L(s, I_k) = 1$.

⁹ Badania zostały przeprowadzone na przykładzie walorów notowanych na GPW w Warszawie w latach 1995–2003.

¹⁰ Różne składowe wektora zmiennych niezależnych były dobierane dla wybranych implementacji ICAPM.

¹¹ Innowacje zmiennych VAR pierwszego rzędu stosuje również Petkova (2006). Dodatkowym uzasadnieniem może być także fakt, że zmiany wskaźników fundamentalnych z ostatniego, opóźnionego (skumulowanego od początku roku) okresu wydają się najszerzej postrzegane przez inwestorów jako prognoza zmian w kolejnym okresie przyszłym.

Tabela 1. Średnie wartości zmiennych, statystyki-t oraz wartości współczynników korelacji pomiędzy poszczególnymi zmiennymi objaśniającymi i zmienną objaśnianą

| Zmienna | Współczynniki korelacji | | | | | | | |
|----------------|-------------------------|-------|---------------|----------|----------|---------------|---------------|---------------|
| | \bar{z} , % | t(z) | $RM_t - RF_t$ | $RMO1_t$ | $RMO2_t$ | $\mu(HMLL_t)$ | $\mu(LMHM_t)$ | $\mu(HMLF_t)$ |
| $rit - RF_t^a$ | – | – | 0,92 | 0,88 | 0,78 | 0,31 | -0,38 | 0,29 |
| $RM_t - RF_t$ | -1,27 | -0,56 | 1 | 0,99 | 0,88 | 0,23 | -0,42 | 0,17 |
| $RMO1_t$ | -1,02 | -0,44 | | 1 | 0,87 | 0,09 | -0,47 | 0 |
| $RMO2_t$ | -1,02 | -0,49 | | | 1 | 0 | 0 | 0,08 |
| $\mu(HMLL_t)$ | 0 | 0 | | | | 1 | 0,02 | 0,84 |
| $\mu(LMHM_t)$ | 0 | 0 | | | | | 1 | 0,24 |
| $\mu(HMLF_t)$ | 0 | 0 | | | | | | 1 |

Uwagi:

RM_t – procentowa stopa zwrotu z indeksu WIG;

RF_t – rentowność 91-dniowych bonów skarbowych na początku okresu inwestycyjnego;

$RMO1_t$ – ortogonalny czynnik rynkowy zdefiniowany zależnościami (7) i (9);

$RMO2_t$ – ortogonalny czynnik rynkowy zdefiniowany zależnościami (8) i (10);

$\mu(HMLF_t)$ – innowacja czynnika HMLF;

$\mu(HMLL_t)$ – innowacja czynnika HMLL;

$\mu(LMHM_t)$ – innowacja czynnika LMHM.

^aWartości współczynników korelacji podano dla pierwszego kwintyla, $i = 1$.

Źródło: opracowanie własne.

przedział czasowy powinien odpowiadać horyzontowi inwestycyjnemu inwestorów. Jeśli zostanie przyjęta błędna długość horyzontu inwestycyjnego, wówczas portfel uważany za rynkowy będzie portfelem nieefektywnym w jakimkolwiek z przyjętych przedziałów czasu (Haugen 1996, s. 264–265). W pracach empirycznych, dotyczących testowania modeli wyceny, stopy zwrotu najczęściej są określane na podstawie miesięcznych okresów czasowych. Założenie to może mieć praktyczne uzasadnienie z kilku powodów. Po pierwsze okres historyczny poddany analizie nie może być zbyt długi w celu określenia charakteru zachodzących w nim zmian. Po drugie należy dysponować określoną ilością danych, aby badana próba była statystycznie reprezentatywna. Przykładowo wartości współczynników beta wybranych czynników najczęściej są określane na podstawie okresów od 30 do 60 miesięcy, co odpowiada maksymalnie 5-letniemu okresowi historycznemu¹². Z drugiej strony okres jednego miesiąca nie wydaje się uzasadniony z punktu widzenia inwestorów podejmujących decyzje na podstawie publikacji sprawozdań finansowych spółek giełdowych, dla których najkrótszym okresem sprawozdawczym jest kwartał.

Badania zmian stóp zwrotu akcji dokonano na podstawie walorów notowanych w latach 1995–2005 na rynku podstawowym GPW w Warszawie, z wyjątkiem spółek mających ujemną wartość księgową wykazaną w sprawozdaniu finansowym za ostatni okres sprawozdawczy¹³. Prze-

analizowano szeregi czasowe 36 kwartalnych stóp zwrotu hipotetycznych inwestycji portfelowych dokonywanych w dniu, w którym spółki były zobowiązane do publikacji kwartalnych sprawozdań finansowych¹⁴. Zmienne objaśniające (5) zostały przyporządkowane portfelom, w które pogrupowano spółki. Badane walory dzielone były na równoliczne, kwintylowe portfele budowane na podstawie wartości FUN, LICZ i MIAN. Wartości FUN, LICZ i MIAN dla portfeli obliczono jako średnie arytmetyczne wartości tych funkcji poszczególnych walorów wchodzących do portfela. Stopy zwrotu z poszczególnych portfeli obliczono, zakładając udziały w portfelu ważone kapitalizacjami rynkowymi. W tabeli 1 przedstawiono średnie wartości zmiennych, wartości statystyki-t oraz wartości współczynników korelacji pomiędzy poszczególnymi zmiennymi objaśniającymi a zmienną objaśnianą.

Moduły współczynników korelacji między jednocześnie stosowanymi zmiennymi objaśniającymi nie przekraczają wartości 0,38 ($\mu(HMLL_t)$ i $\mu(HMLF_t)$ nie są używane jednocześnie), natomiast moduły współczynników korelacji między zmienną objaśnianą a zmiennymi objaśniającymi zawierają się w większości w przedziale od 0,08 do 0,92. Korelacja czynnika rynkowego $RM_t - RF_t$ i czynników $\mu(HMLL_t)$ oraz $\mu(LMHM_t)$ wykazuje dość wysokie wartości, odpowiednio równe 0,23 i -0,42. Korelacja czynnika rynkowego i innowacji $\mu(HMLF_t)$ jest mniejsza i wynosi 0,17. Istnieje więc możliwość wystąpienia efektu powtarzania informacji. W związku z powyższym na podstawie analizowanych zmiennych zdefiniowano ortogonalny czynnik rynkowy RMO. Wartości RMO określano z regresji (7) i (8).

¹² Żarnowski (2003) do wyznaczenia współczynników beta stosuje 24-, 30- i 36-miesięczne okresy inwestycyjne.

¹³ Mogą się nasunąć wątpliwości, czy zróżnicowanie kapitalizacji GPW w Warszawie na początku i końcu lat 1995–2005 pozwala na estymowanie modelu łącznie dla danych z tego okresu. Badania prowadzone przez autora (Urbański 2002), dotyczące okresu 1995–2000, wykazały bardzo podobny charakter zmian stopy zwrotu i ryzyka systematycznego w przypadku inwestycji w portfele o różnych wartościach wskaźnika BV/MV (wartości księgowej do wartości rynkowej) i rynkowego współczynnika beta, w porównaniu ze zmianami na rynku amerykańskim, w latach 1963–1990. Wyniki te zdają się świadczyć o racjonalnej wycenie kapitału przez inwestorów w Polsce już w drugiej połowie lat 90.

¹⁴ Testy modelu bez innowacji w zakresie analizy szeregów czasowych (Urbański 2007) zostały przeprowadzone na podstawie danych z lat 1995–2004. Aktualnienie wyników do 2005 r. nie zmieniło charakteru zmian współczynników beta, a ich wartości w obu badanych okresach różniły się bardzo nieznacznie. Autor może udostępnić wyniki.

$$RM_t - RF_t = \alpha_1 + \beta_{\mu(HMLF)} \mu(HMLF_t) + e_t; t = 1, \dots, 35 \quad (7)$$

$$\alpha_1 = -0,01 \quad \beta_{\mu(HMLF)} = 0,28 \quad R^2 = 2,79\% \\ (-0,43) \quad (0,97)$$

$$RM_t - RF_t = \alpha_2 + \beta_{\mu(HMLL)} \mu(HMLL_t) + \beta_{\mu(LMHM)} \mu(LMHM_t) + e_t; t = 1, \dots, 35 \quad (8)$$

$$\alpha_2 = -0,01 \quad \beta_{\mu(HMLL)} = 0,34 \quad \beta_{\mu(LMHM)} = -0,60 \quad R^2 = 23,34\% \\ (-0,48) \quad (1,54) \quad (-2,75)$$

Pod równaniami regresji (7) i (8) podano wartości obciążeń zmiennych oraz w nawiasach ich wartości statystyki-t. Regresja (7) ma niską moc objaśniającą, co wynika z niskiej wartości współczynnika korelacji pomiędzy czynnikiem rynkowym a innowacją $\mu(HMLF_t)$. Parametry formalne przyjmują wartości nieistotnie różne od zera. Regresja (8) posiada natomiast dość wysoką moc objaśniającą.

Obciążenia zmiennych przyjmują wartości istotnie różne od zera, a wartość wyrazu wolnego $\alpha_2 = -0,01$ (wobec statystyki $t = -0,48$) jest nieistotnie różna od zera¹⁵.

Wartości ortogonalnego czynnika rynkowego, odpowiednio dla regresji (7) i (8), zdefiniowano następująco:

$$RMO1_t = \alpha_1 + e_t \quad (9) \quad RMO2_t = \alpha_2 + e_t \quad (10)$$

Analogiczną procedurę ortogonalizacji czynnika rynkowego zastosowali F&F (1993, s. 27–31), w przypadku modelu pięcioczynnikowego, dla którego obciążenia wszystkich badanych zmiennych HML, SMB, TERM i DEF okazały się istotnie różne od zera, a współczynnik determinacji regresji nadwyżki rynkowej względem zmiennych objaśniających wyniósł $R^2 = 38\%$.

¹⁵ „Obciążenia zmiennych” rozumiane są jako wartości parametrów regresji stoczącej przy odpowiednich zmiennych.

Tabela 2. Wartości współczynników regresji (11) określonych metodą GLS, z zastosowaniem procedury Prais-Winstena z autokorelacją pierwszego rzędu, dla kwintylowych zmian portfeli budowanych ze względu na FUNi, LICZi i MIANI

| GRS - F = 2,12 p-value(GRS - F) = 6,53 % | | | | | | | | |
|--|------------|-----------|-----------------------|-----------|-----------------|-----------|------------------|--------|
| Portfel | α_i | p-value % | $\beta_{i,\mu(HMLF)}$ | p-value % | $\beta_{i,MO1}$ | p-value % | R ² % | F |
| Portfele formowane na podstawie wartości FUN, metoda GLS | | | | | | | | |
| MIN,FUN _{1t} | -0,05 | 3,78 | -0,42 | 0,16 | 1,04 | 0,00 | 87,27 | 70,81 |
| FUN _{2t} | -0,06 | 0,03 | -0,35 | 2,70 | 0,82 | 0,00 | 73,26 | 28,31 |
| FUN _{3t} | -0,02 | 11,11 | 0,19 | 16,76 | 0,95 | 0,00 | 81,88 | 46,71 |
| FUN _{4t} | -0,02 | 8,38 | 0,56 | 0,01 | 0,90 | 0,00 | 83,78 | 53,36 |
| MAX,FUN _{5t} | 0,04 | 0,06 | 0,61 | 0,01 | 1,09 | 0,00 | 86,18 | 64,46 |
| Portfele formowane na podstawie wartości LICZ, metoda GLS | | | | | | | | |
| MIN,LICZ _{1t} | -0,03 | 14,44 | -0,28 | 20,17 | 1,11 | 0,00 | 71,28 | 25,65 |
| LICZ _{2t} | -0,05 | 0,72 | -0,69 | 0,17 | 0,74 | 0,00 | 60,99 | 16,16 |
| LICZ _{3t} | -0,03 | 5,28 | 0,28 | 6,69 | 0,72 | 0,00 | 69,69 | 23,76 |
| LICZ _{4t} | -0,01 | 32,81 | 0,40 | 0,09 | 1,04 | 0,00 | 89,16 | 84,96 |
| MAX,LICZ _{5t} | 0,02 | 2,49 | 0,61 | 0,01 | 1,09 | 0,00 | 85,25 | 59,74 |
| Portfele formowane na podstawie wartości MIAN, metoda GLS | | | | | | | | |
| MIN,MIAN _{1t} | 0,03 | 5,19 | 0,26 | 18,34 | 0,85 | 0,00 | 63,96 | 18,34 |
| MIAN _{2t} | 0,01 | 64,79 | 0,34 | 2,06 | 0,91 | 0,00 | 79,59 | 40,29 |
| MIAN _{3t} | -0,02 | 21,48 | 0,62 | 0,01 | 0,82 | 0,00 | 78,13 | 36,91 |
| MIAN _{4t} | -0,03 | 7,11 | 0,05 | 73,23 | 1,14 | 0,00 | 86,28 | 65,00 |
| MAX,MIAN _{5t} | -0,01 | 35,40 | -0,11 | 47,62 | 1,24 | 0,00 | 86,17 | 64,40 |
| Regresja panelowa | | | | | | | | |
| OLS | -0,01 | 0,03 | 0,13 | 0,68 | 0,98 | 0,00 | 69,74 | 412,60 |
| GLS | -0,01 | 0,36 | 0,20 | 0,00 | 0,98 | 0,00 | 75,53 | 552,57 |

Uwagi:

RMO1_t – ortogonalny czynnik rynkowy zdefiniowany zależnościami (7) i (9);

$\mu(HMLF_t)$ – innowacja czynnika HMLF;

HMLF_t (high minus low dla portfeli FUN) – dla każdego okresu t różnica między średnią arytmetyczną stóp zwrotu z portfeli o wysokich wartościach FUN (FUN_{5t} i FUN_{4t}) a średnią arytmetyczną stóp zwrotu z portfeli o niskich wartościach FUN (FUN_{1t} i FUN_{2t}), dla portfeli formowanych na podstawie FUN;

GRS - F – statystyka Gibbonsa, Rosa i Shankena (Gibbons et al. 1989).

W portfelach znajdują się spółki o dodatnim kapitale własnym. Badany okres: od maja 1996 r. do maja 2005 r.; 36 analizowanych okresów kwartalnych.

Źródło: badania własne.

Zmienną objaśnianą i zmienne objaśniające poddano testom stacjonarności. Hipoteza o stacjonarności zmiennych została wysunięta na podstawie testów Box-Pierce i Jung-Boxa¹⁶ oraz na podstawie testu Dickey-Fullera (Dickey, Fuller 1979). Testy Box-Pierce wykazały, że w 1 przypadku na 21 badanych należy odrzucić hipotezę zerową, stwierdzającą stacjonarność szeregów czasowych na poziomie istotności 5% i opóźnienia autokorelacji powyżej 5. Podobnie dla testów Jung-Boxa hipotezę zerową należy odrzucić w 4 przypadkach na 21 badanych na poziomie istotności 5% i opóźnienia autokorelacji powyżej 5. Również testy Dickey-Fullera potwierdzają brak pierwiastków jednostkowych dla każdego badanego przypadku. Rozszerzone testy Dickey-Fullera przeprowadzone dla opóźnienia (k_j), określonego z minimalizacji zmodyfikowanego kryterium Akaike, wykazały brak pierwiastków jednostkowych w 16 przypadkach na 21 badanych. Na podstawie przedstawionych badań można wnioskować o stacjonarności analizowanych zmiennych¹⁷.

4. Przebieg badań i analiza wyników

Badania dotyczące modelowania równowagi cenowej na rynku akcji obejmowały analizę przekrojowych zmian parametrów regresji liniowej nadwyżki zwrotów 15 portfeli testowych, budowanych na bazie FUN, LICZ oraz MIAN, względem czynników rynkowych i względem innowacji czynników HMLL, LMHM oraz HMLF. Jako czynniki rynkowe analizowano nadwyżkę stopy zwrotu z indeksu WIG nad stopą wolną od ryzyka $RM_t - RF_t$ oraz czynniki $RMO1_t$ i $RMO2_t$, zdefiniowane zależnościami (9) i (10). Tak jak w przypadku modelu F&F założono, że prawdziwy jest model bezwarunkowy, co oznacza, że współczynniki regresji są stałe w czasie. Wartości współczynników regresji określono metodą GLS, stosując procedurę Prais-Winstena z autokorelacją pierwszego rzędu. (Autor może udostępnić wyniki obliczeń dla czynnika rynkowego $RM - RF$).

4.1. Zagregowany model dwuczynnikowy z innowacją $\mu(HMLF)$

Równanie regresji zilustrowano zależnością (11), a wartości współczynników regresji dla badanych portfeli zamieszczono w tabeli 2.

$$r_{it} - RF_t = \alpha_i + \beta_{i,\mu(HMLF)}\mu(HMLF_t) + \beta_{i,RMO1}RMO1_t + e_{it}; i=1,\dots,15; t=1,\dots,35 \quad (11)$$

Zmiennymi niezależnymi są ortogonalny czynnik rynkowy $RMO1_t$ oraz innowacja $\mu(HMLF_t)$.

Stabilność parametrów strukturalnych została zwerfikowana dla każdego portfela, na podstawie testu

Chowa. W 10 przypadkach na 15 badanych portfeli nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej zakładającej stabilność parametrów regresji (11).

Mimo stosunkowo niskiej korelacji czynnika HMLF z nadwyżką rynkowej stopy zwrotu $RM - RF$, a co za tym idzie niewielkiej mocy objaśniającej regresji (7) zastąpienie nadwyżki rynkowej $RM - RF$ ortogonalnym czynnikiem rynkowym $RMO1$ poprawiło istotność obciążeń czynnika $\mu(HMLF)$ dla większości badanych portfeli (statystyki t wzrosły w 9 przypadkach na 15). Podobnie jak w badaniach F&F (1993, s. 27–31), dotyczących testów modelu pięcioczynnikowego na rynku amerykańskim, wartości wyrazów wolnych α_i , obciążeń czynnika rynkowego $\beta_{i,M}$, współczynnika determinacji R^2 i statystyki F , dla obu przypadków zastosowania $RMO1$ i $RM - RF$ okazały się dokładnie równe. Wartości obciążeń $\beta_{i,\mu(HMLF)}$ dla przypadków zastosowania ortogonalnego czynnika rynkowego $RMO1$ są wyraźnie przesunięte w kierunku dodatnich wartości.

Współczynniki regresji $\beta_{i,\mu(HMLF)}$ wykazują okresowe powiązanie z FUN i LICZ. Dla każdego kwintyla rozmiaru portfela budowanego ze względu na FUN oraz LICZ współczynniki regresji przy $\mu(HMLF)$ zwiększają się monotonicznie z silnie ujemnych wartości, dla najmniejszych kwintyli FUN i LICZ, aż do silnie dodatnich wartości dla największych kwintyli. Z wyjątkiem środkowych kwintyli dla portfeli budowanych na FUN, gdzie współczynniki regresji przechodzą od ujemnych do dodatnich, współczynniki $\beta_{i,HMLF}$ są istotnie różne od zera.

Proponowana implementacja ICAPM tłumaczy zmiany oczekiwanych stóp zwrotu w zależności od nieoczekiwanych zmian czynnika HMLF. Charakter zmian obciążeń parametrów regresji (11) jest podobny jak w modelu bez innowacji czynnika HMLF (Urbański 2007).

Analizując otrzymane wyniki, można stwierdzić, że dla rynku wykazującego rosnące wartości innowacji $\mu(HMLF_t)$ ¹⁸:

a) inwestycje w spółki o najwyższych wartościach FUN i LICZ, czyli o najwyższej dynamice zmian wyników fundamentalnych i względnie wysokich wskaźnikach BV/MV i E/MV, powinny dawać rosnące zwroty ze względu na dodatnie wartości współczynników beta,

b) inwestycje w spółki o najniższych wartościach FUN i LICZ, czyli o najniższej dynamice zmian wyników fundamentalnych i względnie niskich wskaźnikach BV/MV i E/MV powinny dawać malejące zwroty ze względu na ujemne wartości współczynników beta.

Dla portfeli o najmniejszych i najwyższych wartościach MIAN wartości $\beta_{i,\mu(HMLF)}$ są nieistotnie różne od zera. Interpretacja charakteru zmian stóp zwrotu w zależności od zmian innowacji $\mu(HMLF_t)$ może wydawać się trudna. Jednak w przypadku zastosowania czynnika rynkowego jako nadwyżki $RM_t - RF_t$ wartości współczyn-

¹⁶ Box, Pierce (1970), Ljung, Box (1978), Jajuga (2000, s. 39), Suhecki (2000, s. 20–21, 110–112).

¹⁷ Autor może udostępnić dokładne wyniki testów stacjonarności zmiennych.

¹⁸ Czyli rynku wykazującego rosnące nieoczekiwane zmiany $HMLF_t$, niż wynikałoby to z wpływu wszystkich badanych czynników z okresu $t - 1$.

Tabela 3. Wartości współczynników regresji (12) określonych metodą GLS, z zastosowaniem procedury Prais-Winstena z autokorelacją pierwszego rzędu, dla kwintylowych zmian portfeli budowanych ze względu na FUN_i , $LICZ_i$ i $MIAN_i$

| GRS - F = 9,99 p-value(GRS - F) = 0,00 % | | | | | | | | | | |
|--|------------|-----------|-----------------------|-----------|-----------------------|-----------|-----------------|-----------|------------------|--------|
| Portfel | α_i | p-value % | $\beta_{i,\mu}(HMLL)$ | p-value % | $\beta_{i,\mu}(LMHM)$ | p-value % | $\beta_{i,MO2}$ | p-value % | R ² % | F |
| Portfele formowane na podstawie wartości FUN, metoda GLS | | | | | | | | | | |
| MIN.FUN _{1t} | -0,05 | 3,24 | -0,20 | 10,00 | -0,76 | 0,00 | 1,01 | 0,00 | 84,91 | 42,21 |
| FUN _{2t} | -0,06 | 0,06 | -0,12 | 41,39 | -0,64 | 0,01 | 0,77 | 0,00 | 70,12 | 17,60 |
| FUN _{3t} | -0,02 | 4,94 | 0,33 | 0,92 | -0,60 | 0,00 | 0,92 | 0,00 | 81,17 | 32,33 |
| FUN _{4t} | -0,02 | 10,52 | 0,54 | 0,00 | -0,50 | 0,01 | 0,90 | 0,00 | 83,22 | 37,20 |
| MAX.FUN _{5t} | 0,04 | 0,16 | 0,56 | 0,00 | -0,67 | 0,00 | 1,08 | 0,00 | 85,25 | 43,36 |
| Portfele formowane na podstawie wartości LICZ, metoda GLS | | | | | | | | | | |
| MIN.LICZ _{1t} | -0,03 | 11,78 | -0,29 | 9,13 | -0,62 | 0,00 | 1,20 | 0,00 | 76,65 | 24,62 |
| LICZ _{2t} | -0,05 | 0,49 | -0,51 | 0,52 | -0,72 | 0,00 | 0,67 | 0,00 | 64,31 | 13,52 |
| LICZ _{3t} | -0,03 | 5,07 | 0,28 | 3,13 | -0,29 | 0,00 | 0,79 | 0,00 | 71,27 | 18,61 |
| LICZ _{4t} | -0,01 | 27,59 | 0,52 | 0,00 | -0,67 | 0,00 | 1,00 | 0,00 | 90,04 | 67,79 |
| MAX.LICZ _{5t} | 0,02 | 4,30 | 0,62 | 0,00 | -0,73 | 0,00 | 1,05 | 0,00 | 85,15 | 43,12 |
| Portfele formowane na podstawie wartości MIAN, metoda GLS | | | | | | | | | | |
| MIN.MIAN _{1t} | 0,04 | 0,22 | 0,24 | 4,29 | 0,07 | 52,94 | 1,10 | 0,00 | 83,28 | 37,37 |
| MIAN _{2t} | 0,01 | 25,32 | 0,20 | 4,82 | -0,20 | 4,24 | 1,06 | 0,00 | 86,69 | 48,86 |
| MIAN _{3t} | -0,02 | 23,67 | 0,44 | 0,24 | -0,35 | 1,23 | 0,89 | 0,00 | 74,83 | 22,29 |
| MIAN _{4t} | -0,03 | 1,12 | 0,23 | 3,63 | -1,02 | 0,00 | 0,98 | 0,00 | 89,07 | 61,09 |
| MAX.MIAN _{5t} | -0,02 | 23,88 | 0,25 | 5,48 | -1,08 | 0,00 | 1,07 | 0,00 | 87,00 | 50,20 |
| Regresja panelowa | | | | | | | | | | |
| OLS | -0,01 | 0,03 | 0,21 | 0,00 | -0,60 | 0,00 | 0,99 | 0,00 | 69,78 | 309,41 |
| GLS | -0,01 | 0,48 | 0,28 | 0,00 | -0,59 | 0,00 | 0,98 | 0,00 | 75,32 | 409,03 |

Uwagi:

RMO2_t – ortogonalny czynnik rynkowy zdefiniowany zależnościami (8) i (10);

$\mu(HMLL_t)$ – innowacja czynnika HMLL_t;

$\mu(LMHM_t)$ – innowacja czynnika LMHM_t;

HMLL_t (high minus low dla portfeli LICZ) – dla każdego okresu t różnica między średnią arytmetyczną stóp zwrotu z portfeli o wysokich wartościach LICZ (LICZ_{1t} i LICZ_{4t}) a średnią arytmetyczną stóp zwrotu z portfeli o niskich wartościach LICZ (LICZ_{2t} i LICZ_{3t}), dla portfeli formowanych na podstawie LICZ;

LMHM_t (low minus high dla portfeli MIAN) – dla każdego okresu t różnica między średnią arytmetyczną stóp zwrotu z portfeli o niskich wartościach MIAN (MIAN_{1t} i MIAN_{2t}) a średnią arytmetyczną stóp zwrotu z portfeli o wysokich wartościach MIAN (MIAN_{3t} i MIAN_{4t}), dla portfeli formowanych na podstawie MIAN;

GRS - F – statystyka Gibbonsa, Rosa i Shankena (Gibbons et al. 1989).

Portfele formowano spośród spółek o dodatnim kapitale własnym.

Badany okres: od maja 1996 r. do maja 2005r. 36 analizowanych okresów kwartalnych.

Źródło: badania własne.

ników beta są istotnie dodatnie dla portfeli o potencjale wzrostu (małe MIAN) oraz istotnie ujemne dla portfeli o potencjale wartości (duże MIAN). Na podstawie uzyskanych wyników należy stwierdzić, że dla rosnących wartości $\mu(HMLL_t)$ inwestycje w spółki o potencjale wartości powinny dawać rosnące stopy zwrotów.

W 9 portfelach na 15 badanych model generuje jednak wyrazy wolne różne od zera. Potwierdza to wysoka wartość statyki GRS - F = 2,12 (p-value = 6,58%), co oznacza, że model nie uwzględnia wszystkich czynników wpływających na stopy zwrotu.

Istotność poprawy opisu stóp zwrotu przez zmienną $\mu(HMLL_t)$ została dodatkowo zweryfikowana, dla każdego portfela, testem mnożnika Lagrangea (Ramanathan 1995, s. 297). Hipoteza alternatywna, że wartości obciążeń zmiennej $\mu(HMLL_t)$ są różne od zera, została odrzucona w 6 na 15 badanych portfeli¹⁹.

4.2. Zagregowany model trójczynnikiowy z innowacjami $\mu(HMLL)$ i $\mu(LMHM)$

Równanie regresji przedstawiono zgodnie z zależnością (12), a wartości współczynników regresji dla badanych portfeli zamieszczono w tabeli 3.

$$r_{it} - RF_t = \alpha_i + \beta_{i,\mu(HMLL)}\mu(HMLL_t) + \beta_{i,\mu(LMHM)}\mu(LMHM_t) + \beta_{i,MO2}RMO2_t + e_{it}; i = 1, \dots, 15; t = 1, \dots, 35 \quad (12)$$

Zmienne niezależne badanych regresji stanowią ortogonalny czynnik rynkowy RMO2_t oraz innowacje $\mu(HMLL_t)$ i $\mu(LMHM_t)$.

Stabilność parametrów strukturalnych została zweryfikowana dla każdego portfela na podstawie testu Chowa. W 12 przypadkach na 15 badanych portfeli nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej zakładającej stabilność parametrów regresji (12).

Zastąpienie nadwyżki rynkowej RM - RF ortogonalnym czynnikiem rynkowym RMO2 znacznie poprawiło istotność obciążeń innowacji $\mu(HMLL)$ i $\mu(LMHM)$ dla większości badanych portfeli (statystyki t wzrosły w 11 przypadkach na 15 dla $\mu(HMLL)$ i w 13 przypadkach na 15 dla $\mu(LMHM)$). Ujemne, lecz nieistotne wartości współczynników beta $\beta_{i,\mu(LMHM)}$ dla portfeli formowanych na FUN i LICZ, okazały się istotnie ujemne w każdym przypadku po zastąpieniu czynnika RM - RF ortogonalnym czynnikiem rynkowym RMO2. W przypadku portfeli formowanych na MIAN, przy zastosowaniu czynnika RM-RF, współczynniki beta $\beta_{i,\mu(HMLL)}$ przyjmu-

¹⁹ Autor może udostępnić szczegółowe wyniki testów.

ją wartości ujemne, lecz nieistotnie różne od zera, co sugeruje spadek stóp zwrotu wraz ze wzrostem $\mu(\text{HMLL})$. W wyniku zastąpienia czynnika rynkowego $\text{RM} - \text{RF}$ ortogonalnym czynnikiem rynkowym RMO2 $\beta_{i,\mu(\text{HMLL})}$ przyjęły istotnie dodatnie wartości dla wszystkich pięciu kwintyli. Wyniki te pozwalają na jednoznaczne stwierdzenie wzrostu stóp zwrotu, wraz ze wzrostem $\mu(\text{HMLL})$, dla portfeli formowanych na MIAN.

Podobnie jak w badaniach F&F (1993, s. 27–31), dotyczących testów modelu pięcioczynnikowego na rynku amerykańskim, wartości wyrazów wolnych α_i , obciążeń czynnika rynkowego $\beta_{i,M}$, współczynnika determinacji R^2 i statystyki F, dla obu przypadków zastosowania RMO2 i $\text{RM} - \text{RF}$ okazały się dokładnie równe. Wartości obciążeń $\beta_{i,\mu(\text{HMLL})}$ w przypadku zastosowania ortogonalnego czynnika rynkowego RMO2 są przesunięte wyraźnie w kierunku dodatnich wartości, a wartości obciążeń $\beta_{i,\mu(\text{LMHM})}$ – w kierunku wartości ujemnych.

Analizowana wersja modelu równowagi tłumaczy zmiany oczekiwanych stóp zwrotu w zależności od nieoczekiwanych zmian czynników HMLL i LMHM . Charakter zmian obciążeń parametrów regresji (12) jest podobny jak w modelu bez innowacji (Urbański 2007).

Na podstawie analizy otrzymanych wyników można stwierdzić, że dla rynku wykazującego rosnące wartości innowacji $\mu(\text{HMLL}_t)$ ²⁰:

a) inwestycje w portfele o wysokich wartościach FUN i LICZ , czyli o wysokiej dynamice zmian wyników fundamentalnych i względnie wysokich wskaźnikach

²⁰ Czyli rynku wykazującego rosnące nieoczekiwane zmiany HMLL_t , niż wynikałoby to z wpływu wszystkich badanych czynników z okresu $t - 1$.

BV/MV i E/MV , powinny dawać rosnące zwroty ze względu na dodatnie wartości współczynników beta,

b) inwestycje w portfele o małych wartościach FUN i LICZ , czyli o małej dynamice zmian wyników fundamentalnych i względnie niskich wskaźnikach BV/MV i E/MV , powinny dawać malejące zwroty ze względu na ujemne wartości współczynników beta,

c) inwestycje w portfele formowane na podstawie MIAN powinny dawać rosnące zwroty ze względu na dodatnie wartości współczynników beta.

Dla rynku wykazującego rosnące wartości innowacji $\mu(\text{LMHM}_t)$:

a) inwestycje w portfele o dużych wartościach MIAN , czyli spółki o potencjale wzrostu, powinny dawać malejące zwroty ze względu na ujemne wartości współczynników beta,

b) inwestycje w portfele o małych wartościach MIAN , czyli spółki o potencjale wartości, powinny dawać rosnące zwroty ze względu na dodatnie wartości współczynników beta²¹,

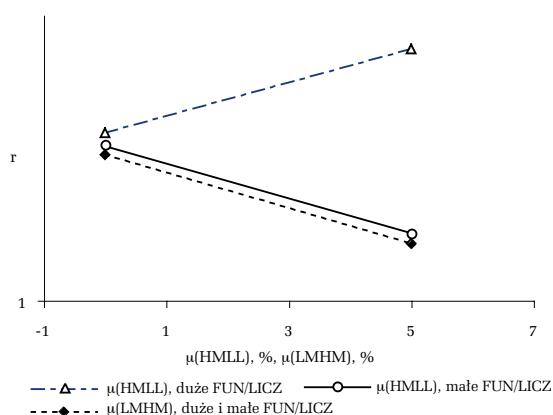
c) inwestycje w portfele formowane na podstawie FUN i LICZ powinny dawać malejące zwroty ze względu na ujemne wartości współczynników beta.

Zmiany wartości stopy zwrotu portfeli testowych w zależności od wartości innowacji $\mu(\text{HMLL}_t)$ i $\mu(\text{LMHM}_t)$ dla poszczególnych kwintyli analizowanych portfeli przedstawiono na wykresie 1.

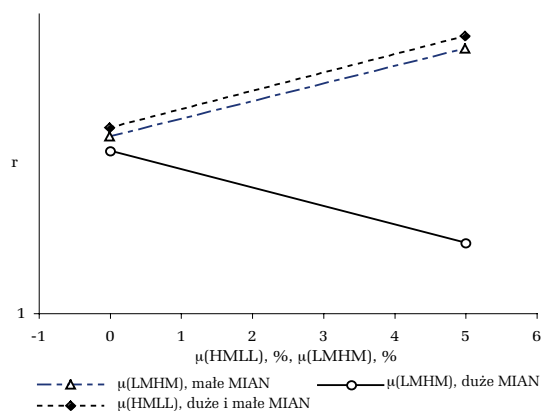
²¹ Wprawdzie dla najmniejszych wartości MIAN współczynniki beta $\beta_{i,\mu(\text{LMHM})}$ są nieistotnie wyższe od zera, jednak dla modelu uwzględniającego czynnik rynkowy w postaci nadwyżki $\text{RM} - \text{RF}$ ich wartości są istotnie dodatnie (p-value = 0,00%). Autor może udostępnić te wyniki.

Wykres 1. Schemat zmian stopy zwrotu portfela w zależności od wartości innowacji $\mu(\text{HMLL}_t)$ i $\mu(\text{LMHM}_t)$

A. Portfele budowane ze względu na FUN i LICZ



B. Portfele budowane ze względu na MIAN



W 9 na 15 badanych portfelu model generuje jednak wyrazy wolne różne od zera. Potwierdza to wysoka wartość statyki GRS-F = 9,99 (p-value = 0,00%), co oznacza, że model nie uwzględnia wszystkich czynników wpływających na stopy zwrotu.

Istotność poprawy opisu stóp zwrotu przez zmienne $\mu(\text{HMLL})$ i $\mu(\text{LMHM})$ została dodatkowo zweryfikowana dla każdego portfela za pomocą testu mnożnika Lagrange'a (Ramanathan 1995, s. 297). Hipoteza alternatywna: że wartości obciążeń zmiennych $\mu(\text{HMLL})$ i $\mu(\text{LMHM})$ są różne od zera, została odrzucona w 3 na 15 badanych portfelu²².

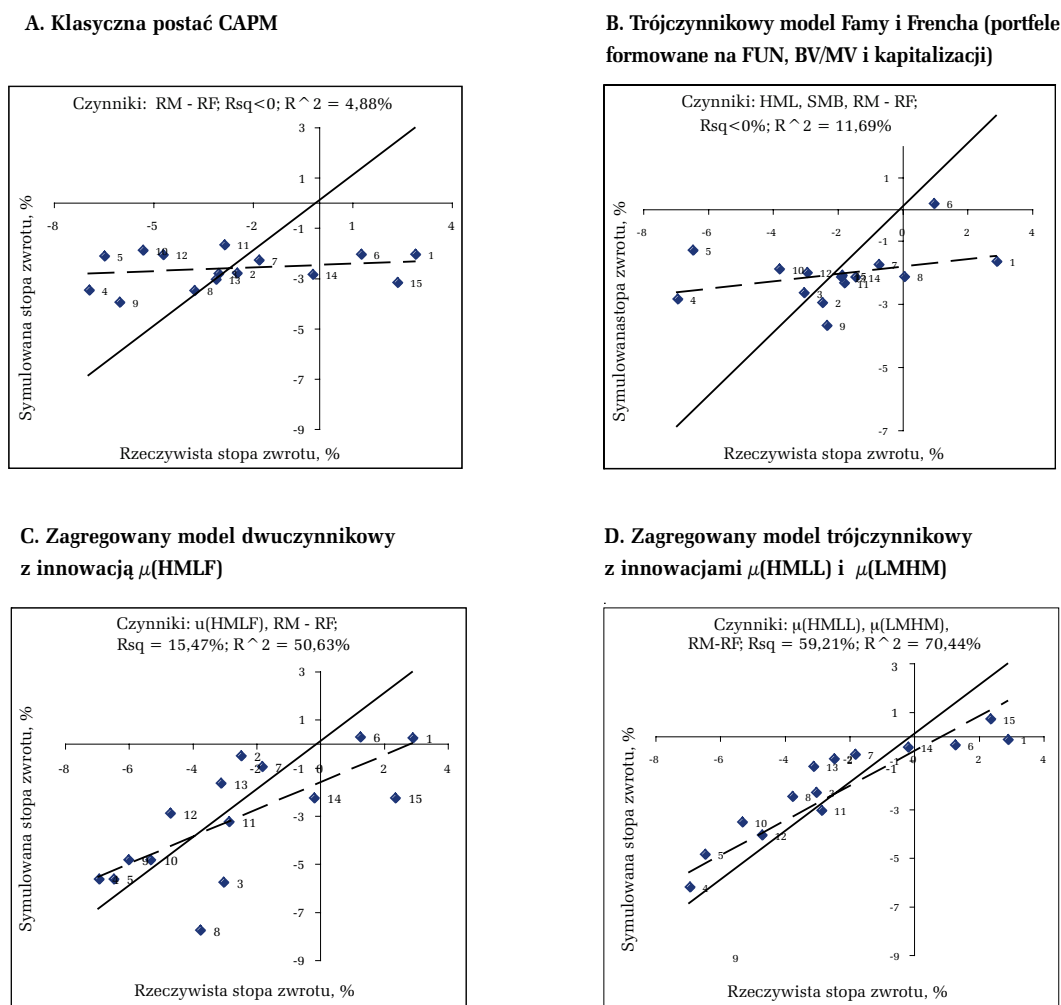
²² Autor może udostępnić szczegółowe wyniki testów.

5. Błędy wyceny analizowanych implementacji ICAPM

Ocenę badanych wersji proponowanego modelu, w porównaniu z klasycznym CAPM oraz trójczynnikiem modelem F&F, przedstawiono na wykresie 2, w formie graficznej stosowanej przez Jagannathana i Wang (1996).

Przedstawienie dla każdego badanego portfela *i* oczekiwanych wartości rzeczywistych i symulowanych przez model stóp zwrotu w układzie współrzędnych: rzeczywista i symulowana stopa zwrotu, pozwala na prostą, wizualną ocenę modelu. Gdyby błędy wyceny zbudowanego modelu były równe zero, wówczas war-

Wykres 2. Wartości symulowanych stóp zwrotu w zależności od rzeczywistych stop zwrotu



Uwaga: wykres pokazuje wartości błędów wyceny dla każdego z 15 badanych portfelu. Każdy numer zaznaczonego punktu reprezentuje jeden określony portfel, zgodnie z następującym schematem: 1–5 portfele formowane na FUN, 6–10 portfele formowane na LICZ (lub na BV/MV) oraz 11–15 portfele formowane na MIAN (lub na kapitalizacji). Rzeczywista stopa zwrotu jest średnią stopą zwrotu portfela z badanych serii czasowych. Symulowaną stopę zwrotu określono z zależności (13). Rsq stanowi współczynnik determinacji pod warunkiem, że linia regresji nie ma wyrazu wolnego oraz jest nachylona do osi odciętych pod kątem 45°. Przerywana linia oraz R^2 reprezentują rzeczywistą regresję. Badany okres: od maja 1996 r. do maja 2005 r.; 36 analizowanych okresów kwartalnych.

Źródło: badania własne.

tości rzeczywistych stóp zwrotu powinny być dokładnie równe symulowanym stopom zwrotu. Punkty reprezentujące stopy zwrotu powinny być położone na prostej nachylonej pod kątem 45° do osi odciętych tak skonstruowanego wykresu. Oczekiwane wartości rzeczywistych stóp zwrotu, stanowiące wartości rzędnych, powinny być wyznaczone jako średnie z szeregów czasowych badanego okresu historycznego, dla każdego analizowanego portfela. Wartości symulowanych stóp zwrotu powinny być wyznaczone zgodnie z następującym modelem regresji:

$$E(r_t) = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \gamma_i \hat{\beta}_{it} \quad (13)$$

gdzie:

$\hat{\beta}_{it}$ – estymatory obciążenia czynników, wyznaczone metodą OLS, z pierwszego przejścia regresji szeregów czasowych;

γ_0 – oczekiwana stopa zwrotu portfela o zerowej beczie;

γ_i – składowa wektora określającego cenę za ryzyko.

Wartości γ_0 i γ_i powinny być oszacowane w drugim przejściu regresji przekrojowej metodą OLS.

Wykres 2 przedstawia błędy wyceny każdego z 15 badanych portfeli, oznaczonych numerami od 1 do 15. Portfele od 1 do 5 formowano ze względu na FUN, od 6 do 10 ze względu na LICZ, a od 11 do 15 ze względu na MIAN. W przypadku modelu F&F portfele formowane były ze względu na FUN, BV/MV i kapitalizację. Błędy wyceny dla czynnika rynkowego w postaci nadwyżki RM - RF oraz ortogonalnego czynnika rynkowego RMO okazały się dokładnie równe.

Na podstawie uzyskanych wyników należy stwierdzić, że najmniejszymi błędami wyceny charakteryzuje się zagregowany model trójczynnikiowy i zagregowany model dwuczynnikiowy. Najwyższe błędy wyceny wystąpiły w przypadku klasycznej wersji CAPM. Współczynnik Rsq osiągnął wysokie wartości ujemne, natomiast współczynnik R^2 miał najniższą wartość równą 4,88%. Trójczynnikiowy model F&F generuje mniejsze błędy wyceny w porównaniu z klasycznym CAPM. Współczynnik Rsq nadal przyjmuje wartości ujemne, a współczynnik R^2 dla portfeli formowanych na FUN, BV/MV i kapitalizacji jest istotnie niższy niż w przypadku proponowanych wersji modelu dwu- i trójczynnikiowego i wynosi, odpowiednio, 11,69%, 50,63% i 70,44%. Dla modelu zagregowanego dwu- i trójczynnikiowego współczynnik Rsq wynosi odpowiednio 15,47% i 59,21%.

6. Podsumowanie i wnioski

W niniejszej pracy został przedstawiony zmodyfikowany zagregowany, liniowy model czynnikiowy, opisujący równowagę cenową na rynku akcji. Postać modelu opracowano na podstawie wyników badań opublikowanych

przez F&F (1993; 1995; 1996), jak również przemyśleń autora na podstawie badań przedstawionych w pracach Urbańskiego (2004; 2006; 2007), w konfrontacji ze wskazaniami Campbella (1996). Przedstawiono kilka alternatywnych wersji proponowanego modelu wyceny: jako modele dwu- i trójczynnikiowe, w których czynnik rynkowy został uwzględniony jako nadwyżka RM - RF oraz jako czynnik ortogonalny RMO, zdefiniowany zależnościami (9) i (10), a pozostałe zmienne zastąpiono innowacjami stóp zwrotu hipotetycznych portfeli. Ortogonalizacja czynnika RM - RF pozwoliła na dokładniejsze oszacowanie obciążeń innowacji HMLF, HMLL i LMHM, jak również dostarczyła dodatkowych informacji dotyczących rzeczywistych zmiany stóp zwrotu w zależności od zmian innowacji LMHM i HMLL. Podobnie jak w badaniach F&F (1993, s. 27–31), dotyczących rynku amerykańskiego, wartości wyrazów wolnych α_i , obciążeń czynnika rynkowego $\beta_{i,M}$, współczynnika determinacji R^2 i statystyki F dla obu przypadków zastosowania RMO i RM - RF okazały się dokładnie równe.

Proponowane wersje modelu z innowacjami dostarczają dodatkowych informacji, gdyż tłumaczą zmiany oczekiwanych stóp zwrotu w zależności od nieoczekiwanych zmian czynników HMLL i LMHM i HMLF.

Na podstawie uzyskanych wyników można stwierdzić, że w świetle zagregowanego modelu dwuczynnikiowego:

- inwestycje długie powinny być dokonywane w portfele formowane ze względu na maksymalną wartość FUN lub LICZ, a rentowność takich inwestycji powinna być tym większa, im większą wartość przybiera innowacja μ (HMLF) na koniec ostatniego okresu sprawozdawczego,

- inwestycje krótkie dokonywane powinny być w portfele formowane ze względu na minimalną wartość FUN lub LICZ, ewentualnie duże wartości MIAN, a rentowność takich inwestycji (krótkich) powinna być tym większa, im większą wartość przybiera innowacja μ (HMLF) na koniec ostatniego okresu sprawozdawczego.

W świetle zagregowanego modelu trójczynnikiowego:

- Inwestycje długie powinny być dokonywane w portfele formowane ze względu na maksymalną wartość FUN lub LICZ, a rentowność takich inwestycji powinna być tym większa, im wyższa jest wartość innowacji μ (HMLL) i mniejsza wartość innowacji μ (LMHM).

- Inwestycje krótkie powinny być dokonywane w portfele formowane ze względu na minimalną wartość FUN lub LICZ, a rentowność takich inwestycji (krótkich) powinna być tym wyższa, im większe są wartości innowacji μ (HMLL) i μ (LMHM). Inwestycje krótkie mogą być również dokonywane w portfele o dużych MIAN. Rentowność takich inwestycji powinna być tym większa, im mniejsza będzie innowacja μ (HMLL) i większa innowacja μ (LMHM).

Proponowany zagregowany zmodyfikowany model z innowacjami daje poprawne wyniki. Obciążenia czyn-

ników dla znacznej większości portfeli są istotnie różne od zera. Również wysokie R^2 potwierdzają, że obie wersje modelu dobrze opisują stopy zwrotu, a zgodnie z sugestią Cochrane (2001, s. 171–172) zdefiniowane czynniki mogą być potraktowane jako zmienne stanu i model ten również może być uznany za implementację teorii APT. Uzyskane wyniki wydają się potwierdzać również stwierdzenie Haugena (1996, s. 319), że ICAPM i APT nie są teoriami wzajemnie się wykluczającymi.

Największe błędy wyceny dają klasyczny CAPM i model F&F. Współczynnik determinacji regresji symulowanej stopy zwrotu względem stopy rzeczywistej R_{sq} jest mniejszy od zera (wykres 2). Najmniejsze błędy

wyceny generują zagregowane modele dwu- i trójczynniki z innowacjami, dla którego R_{sq} przyjmuje wartości równe, odpowiednio: 15,47% i 59,27% (wykres 2).

Zaproponowany zagregowany, zmodyfikowany model z innowacjami pozwolił na zrealizowanie postawionego celu pracy. Wykazano, że ryzyko inwestycji giełdowych powinno być postrzegane wielowymiarowo. Świadczą o tym istotnie różne od zera wartości obciążeń badanych zmiennych dla prawie wszystkich badanych portfeli oraz dla danych panelowych. Tym samym wykazano, że klasyczna postać modelu CAPM nie opisuje wystarczająco stóp zwrotu z akcji na polskim rynku i równowaga cenowa powinna być określana w świetle ICAPM.

Bibliografia

- Box G.E.P., Pierce D.A. (1970), *Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Moving Average Time Series Models*, "Journal of the American Statistical Association", Vol. 65, s. 1509–1526.
- Campbell J.Y. (1996), *Understanding risk and return*, "Journal of Political Economy", Vol. 104, No. 2, s. 298–345.
- Chen N., Roll R., Ross S.A. (1986), *Economic Forces and the Stock Market*, "Journal of Business", Vol. 59, No. 3, s. 386–403.
- Cochrane J. (2001), *Asset Pricing*, Princeton University Press, Princeton.
- Czekaj J., Woś M., Żarnowski J. (2001), *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Dickey D.A., Fuller W.A. (1979), *Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, "Journal of the American Statistical Association", Vol. 74, s. 427–431.
- 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.
- Fama E.F., French K.R. (1996), *Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies*, "Journal of Finance", Vol. 56, No. 1, s. 55–84.
- Gibbons M.R., Ross S.A., Shanken J. (1989), *A Test of the Efficiency of a Given Portfolio*, "Econometrica", Vol. 57, No. 5, s. 1121–1152.
- Haugen R.A. (1996), *Teoria nowoczesnego inwestowania*, WIG Press, Warszawa.
- Jagannathan R., Wang Z. (1996), *The conditional CAPM and the cross-section of expected returns*, "Journal of Finance", Vol. 51, No. 1, s. 3–53.
- Jajuga K. (2000), *Metody ekonometryczne i statystyczne w analizie rynku kapitałowego*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław.
- Ljung G.M., Box G.E.P. (1978), *On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models*, "Biometrika", Vol. 66, s. 67–72.
- Merton R.C. (1973), *An Intertemporal Capital Asset Pricing Model*, "Econometrica", Vol. 41, No. 5, s. 867–888.
- Petkova R. (2006), *Do the Fama-French Factors Proxy for Innovations in Predictive Variables?*, "Journal of Finance", Vol. 61, No. 2, s. 581–612.
- Ramanathan R. (1995), *Introductory Econometrics with Application*, The Dryden Press, Harcourt Brace College Publishers, San Diego.
- Ross S.A. (1976), *The arbitrage theory of capital asset pricing*, "Journal of Economic Theory", Vol. 13, No. 3, s. 341–360.
- Shanken J. (1982), *The Arbitrage Pricing Theory: Is it Testable?*, "Journal of Finance", Vol. 37, No. 5, s. 1129–1140.
- Suchocki B. (2000), *Dane panelowe i modelowanie wielowymiarowe w badaniach ekonomicznych*, w: E. Kusidel (red.), *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR metodologia i zastosowania*, tom 3, Absolwent, Łódź.

- Tarczyński W., Łuniewska M. (2004), *Wskaźnik P/E jako kryterium dyskryminacji dla potrzeb analizy portfelowej*, w: W. Ronka-Chmielowiec, K. Jajuga (red.), *Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek*, „Prace Naukowe”, nr 1037, Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu, Wrocław.
- Urbański S. (2002), *Ryzyko, a stopa zwrotu z inwestycji portfelowych w Polsce*, w: W. Krawczyk (red.), *Budżetowanie działalności jednostek gospodarczych – teoria i praktyka*, AGH, Wydział Zarządzania, Kraków.
- Urbański S. (2004), *Symulacje inwestycji giełdowych w papiery wartościowe; rentowność i ryzyko inwestycji przyszłych*, „Studia i Prace Kolegium Zarządzania i Finansów”, tom 48, SGH, Warszawa.
- Urbański S. (2006), *Fundamentalne determinanty modelowania inwestycji kapitałowych*, „Prace Naukowe”, nr 1109, Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu, Wrocław.
- Urbański S. (2007), *Time-Cross-Section Factors of Rates of Return Changes on Warsaw Stock Exchange*, „Przegląd Statystyczny”, tom 54, nr 2, s. 94–121.
- Żarnowski J. (2003), *Anomalie stóp zwrotu z akcji na przykładzie GPW w Warszawie*, Praca doktorska, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, Kraków.