

TESTOWANIE STABILNOŚCI PARAMETRÓW WIELOCZYNNIKOWYCH MODELI MARKET–TIMING Z OPÓŹNIONĄ ZMIENNĄ RYNKOWĄ¹

Joanna Olbryś

Wydział Informatyki, Politechnika Białostocka

e-mail: j.olbrys@pb.edu.pl

Streszczenie: Kontynuując badania dotyczące wieloczynnikowych modeli market-timing polskich funduszy inwestycyjnych, dokonano w grupie 15 OFI akcji estymacji nowych modeli, zawierających skonstruowane na polskim rynku zmienne Famy i Frencha (SMB, HML), czynnik Carharta (WML) oraz opóźnioną zmienną rynkową, uwzględniającą tzw. efekt Fishera (1966), stwierdzony przez Autorkę na GPW w Warszawie. Celem pracy jest analiza stabilności parametrów otrzymanych modeli ekonometrycznych, w okresie 2.01.2003–31.12.2010, z wykorzystaniem wybranych metod.

Słowa kluczowe: wieloczynnikowe modele market-timing, czynniki Famy i Frencha, zmienna Carharta, efekt Fishera, testy stabilności parametrów

WPROWADZENIE

Praca jest kontynuacją badań dotyczących modyfikacji modeli market-timing polskich funduszy inwestycyjnych. Analizy obejmują dość długi okres ośmiu lat, zatem konieczna jest weryfikacja stabilności parametrów otrzymanych modeli w celu potwierdzenia wyników estymacji i interpretacji.

¹ Praca naukowa finansowana ze środków na naukę w latach 2009 – 2011 jako projekt badawczy własny Nr N N113 173237

WIELOCZYNNIKOWE MODELE MARKET-TIMING

Portfele naśladowujące jako dodatkowe zmienne objaśniające w modelach market-timing

Portfele naśladowujące Famy i Frencha [1993]: SMB (Small-minus-Big) oraz HML (High-minus-Low) zostały skonstruowane na polskim rynku w pracy [Olbryś 2010a] oraz wprowadzone jako dodatkowe zmienne objaśniające w modelach market-timing w pracach [Olbryś 2010b,c]. Zmienna Carharta [1997], reprezentująca czynnik momentum WML (Winners-minus-Losers), została z kolei zbudowana na potrzeby pracy [Olbryś 2011c]. Uzyskane wyniki estymacji modeli market-timing zawierających zmienną WML nie potwierdziły istotnego wpływu tej zmiennej na stopy zwrotu z portfeli funduszy inwestycyjnych, nawet jeśli efekt momentum, stwierdzony przez Buczka [2005] na GPW w latach 2001-2004, rzeczywiście występuje na polskim rynku giełdowym.

Problem danych niesynchronicznych w modelach market-timing

Problem niesynchronicznych transakcji na rynku papierów wartościowych został przedstawiony szczegółowo m.in. w pozycjach [Cambell i in. 1997] oraz [Tsay 2010]. W pracy [Olbryś 2011a] stwierdzono empirycznie, że problem ten najprawdopodobniej występuje na polskim rynku giełdowym i zaproponowano, za Busse [1999] tzw. poprawkę Dimsona [1979], czyli uwzględnienie opóźnienia rzędu pierwszego rynkowej zmiennej objaśniającej w modelach market-timing OFI akcji polskich. Badania dotyczące zdiagnozowania na GPW w Warszawie tzw. efektu Fishera [Fisher 1966], czyli anomalii szeregów dziennych logarytmicznych stóp zwrotu głównych indeksów giełdowych, potwierdziły zasadność przypuszczeń na temat występowania problemu niesynchronicznych transakcji na GPW [Olbryś 2011b].

Wieloczynnikowe modele market-timing z opóźnioną zmienną rynkową

Zaproponowana zmodyfikowana wieloczynnikowa wersja klasycznego modelu Treynora-Mazuya [1966], zawierająca portfele naśladowujące Famy i Frencha (SMB i HML), czynnik Carharta (WML) oraz opóźnioną zmienną rynkową jako dodatkowe zmienne objaśniające (model T-M-FF-C) ma postać:

$$r_{P,t} = \alpha_P + \beta_{1P} \cdot r_{M,t} + \beta_{2P} \cdot r_{M,t-1} + \delta_{1P} \cdot r_{SMB,t} + \delta_{2P} \cdot r_{HML,t} + \delta_{3P} \cdot r_{WML,t} + \gamma_P \cdot (r_{M,t})^2 + \varepsilon_{P,t} \quad (1)$$

gdzie:

$r_{P,t} = R_{P,t} - R_{F,t}$ - nadwyżka stopy zwrotu z portfela P nad wolną od ryzyka stopą zwrotu w okresie t ,

$r_{M,t} = R_{M,t} - R_{F,t}$ - analogicznie dla portfela rynkowego M,

$r_{M,t-1}$ - opóźniona zmienna rynkowa,

$r_{SMB,t} = R_{SMB,t} - R_{F,t}$ - nadwyżka stopy zwrotu z portfela naśladowującego SMB nad wolną od ryzyka stopą zwrotu w okresie t ,

$r_{HML,t} = R_{HML,t} - R_{F,t}$ - nadwyżka stopy zwrotu z portfela naśladowującego HML nad wolną od ryzyka stopą zwrotu w okresie t ,

$r_{WML,t} = R_{WML,t} - R_{F,t}$ - nadwyżka stopy zwrotu z portfela naśladowującego WML nad wolną od ryzyka stopą zwrotu w okresie t ,

α_P - miara umiejętności zarządzającego portfelem P w zakresie selektywności aktywów,

β_{1P}, β_{2P} - miary ryzyka systematycznego portfela P ,

δ_{1P} - miara wrażliwości stopy zwrotu z P na zmiany stopy zwrotu portfela SMB,

δ_{2P} - miara wrażliwości stopy zwrotu z P na zmiany stopy zwrotu portfela HML,

δ_{3P} - miara wrażliwości stopy zwrotu z P na zmiany stopy zwrotu portfela WML,

γ_P - miara umiejętności zarządzającego portfelem P w zakresie stosowania techniki market-timing,

$\varepsilon_{P,t}$ - składnik losowy, spełniający następujące założenia modelu CAPM:

$$E(\varepsilon_{P,t}) = 0; E(\varepsilon_{P,t} | \varepsilon_{P,t-1}) = 0.$$

W analogiczny sposób zmodyfikowano klasyczny model Henrikssona-Mertona [1981] i otrzymano model H-M-FF-C:

$$r_{P,t} = \alpha_P + \beta_{1P} \cdot r_{M,t} + \beta_{2P} \cdot r_{M,t-1} + \delta_{1P} \cdot r_{SMB,t} + \delta_{2P} \cdot r_{HML,t} + \delta_{3P} \cdot r_{WML,t} + \gamma_P \cdot y_{M,t} + \varepsilon_{P,t} \quad (2)$$

gdzie oznaczenia jak we wzorze (1) oraz $y_{M,t} = \max\{0, -r_{M,t}\}$.

TESTOWANIE STABILNOŚCI PARAMETRÓW MODELU EKONOMETRYCZNEGO

Test CUSUM

Autorami testu stabilności parametrów modelu ekonometrycznego CUSUM (CUMulated SUM of Residuals), opartego o tzw. reszty rekursywne, są Brown, Durbin i Evans [1975]. Test CUSUM jest testem uniwersalnym, który można stosować do analizy stabilności modeli zbudowanych w oparciu o szeregi czasowe, gdy nie znamy momentu zmiany strukturalnej i nie zakładamy, że ona wystąpi².

Założmy, że estymowany model regresji ma postać [Brown i in. 1975]:

$$y_t = x_t^T \cdot \beta_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

² Greene W. H. (2003) Econometric Analysis, Prentice Hall, New Jersey, str. 134-143.

gdzie:

y_t jest obserwacją zmiennej zależnej w okresie t ,

x_t jest kolumnowym wektorem obserwacji k zmiennych niezależnych w okresie t ,

β_t jest kolumnowym wektorem parametrów w okresie t ,

ε_t jest składnikiem losowym w okresie t ; przyjmujemy, że składniki losowe mają rozkład normalny ze średnią zero i wariancją σ_t^2 , $t=1, \dots, T$.

Testowana hipoteza zerowa ma postać:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_T = \beta; \quad \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_T^2 = \sigma^2 \quad (4)$$

Reszta rekursywna o numerze t jest błędem predykcji wartości zmiennej zależnej y_t , gdy estymacja modelu odbywa się z wykorzystaniem $(t-1)$ obserwacji:

$$e_t = y_t - x_t^T \cdot b_{t-1} \quad (5)$$

gdzie b_{t-1} jest wektorem współczynników.

Przeskalowaną resztę rekursywną, czyli stosunek reszty rekursywnej e_t do obciążenia prognozy w okresie t oznaczamy przez w_t i obliczamy ze wzoru:

$$w_t = \frac{e_t}{\sqrt{1 + x_t^T \cdot (X_{t-1}^T \cdot X_{t-1})^{-1} \cdot x_t}} \quad (6)$$

gdzie: $X_{t-1}^T = [x_1, x_2, \dots, x_{t-1}]$, $t=k+1, \dots, T$,

$\sigma_{pt}^2 = \sigma^2 \cdot [1 + x_t^T \cdot (X_{t-1}^T \cdot X_{t-1})^{-1} \cdot x_t]$ jest wariancją reszty rekursywnej.

Test CUSUM tworzony jest na podstawie prób od $(k+1)$ do T i opiera się na wykresie skumulowanych sum przeskalowanych reszt rekursywnych postaci [Greene 2003]:

$$W_t = \frac{1}{s} \cdot \sum_{j=k+1}^{j=t} w_j \quad (7)$$

gdzie:

s^2 jest wariancją przeskalowanych reszt rekursywnych, $s = \sqrt{s^2}$;

\bar{w} jest średnią arytmetyczną przeskalowanych reszt rekursywnych.

Idea testu polega na wyznaczeniu pary prostych leżących symetrycznie poniżej i ponad prostą $E(W_t) = 0$ tak, aby prawdopodobieństwo przekroczenia jednej lub obu linii wynosiło α , gdzie α jest wymaganym poziomem istotności. Jeśli suma reszt rekursywnych, określona wzorem (7), przekracza na wykresie górną lub dolną linię krytyczną, to można wnioskować o wystąpieniu punktu zwrotnego w danym momencie. Oznacza to odrzucenie hipotezy zerowej (4), czyli model nie jest stabilny w badanym okresie. Linie krytyczne są to dwie proste

łącznie punkty o współrzędnych: $(k; \pm a \cdot \sqrt{T-k})$ i $(T; \pm 3a \cdot \sqrt{T-k})$, odpowiednio, gdzie a jest parametrem, którego wartość uzależniona jest od ustalonego poziomu istotności α . Najczęściej używane w praktyce pary wartości a oraz α to: $(\alpha=0,01; a=1,143)$, $(\alpha=0,05; a=0,948)$ oraz $(\alpha=0,10; a=0,850)$ [Brown i in. 1975, str. 154].

Test Harveya-Colliera

W literaturze przedmiotu testowanie stabilności parametrów modelu w oparciu o reszty rekursywne występuje też pod nazwą testu Harveya-Colliera [Kufel 2007]. Często jest on identyfikowany z testem CUSUM. Model ekonometryczny jest stabilny, jeżeli statystyka \bar{w} , czyli średnia arytmetyczna przeskalowanych reszt rekursywnych, wyznaczonych ze wzoru (6), ma rozkład normalny o średniej zero i wariancji $\frac{\sigma^2}{T-k-1}$. Wartość statystyki testowej t wyznacza się ze wzoru³:

$$t = \frac{\bar{w}}{s} \cdot \sqrt{T-k-1} \quad (8)$$

gdzie oznaczenia jak we wzorze (7).

Jeśli empiryczny poziom istotności p statystyki testowej t jest mniejszy niż nominalny poziom istotności α , to należy odrzucić hipotezę zerową o stabilności parametrów modelu. Jeśli natomiast $p > \alpha$, to nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, czyli parametry modelu można uznać za stabilne.

Test QLR

Badanie stabilności parametrów modelu można również zrealizować za pomocą testu ilorazu wiarygodności QLR (Quandt Likelihood Ratio) [Quandt 1992]. Test ten można stosować do analizy stabilności modeli zbudowanych w oparciu o szeregi czasowe, gdy nie znamy momentu wystąpienia załamania strukturalnego. Test działa prawidłowo, gdy daty punktów krytycznych są stosunkowo odległe od końców przedziału czasowego próby statystycznej, czyli bierzemy pod uwagę 70% środkowych obserwacji. Szczegółowy opis testu można znaleźć m.in. w pozycji [Kufel 2007, s. 111-112].

WYNIKI EMPIRYCZNE

Estymacji oraz testowania wieloczynnikowych modeli (1) i (2) w grupie wybranych 15 OFI akcji polskich dokonano z wykorzystaniem dziennych

³ Kufel T. (2007) Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu Gretl, PWN, Warszawa, str. 114.

logarytmicznych nadwyżek stóp zwrotu jednostek uczestnictwa funduszy w okresie 2.01.2003 r. – 31.12.2010 r. (po 2013 obserwacji dla każdej zmiennej). Dzielne logarytmiczne nadwyżki stopy zwrotu z indeksu WIG pełniły rolę stóp zwrotu z portfela rynkowego, natomiast dzienna średnia rentowność bonów skarbowych 52-tygodniowych została użyta jako wolna od ryzyka stopa zwrotu. Do estymacji wszystkich modeli wykorzystano estymatory odporne Neweya-Westa (HAC).

Testowanie stabilności parametrów otrzymanych modeli przeprowadzono stosując testy: CUSUM, Harveya-Colliera oraz QLR. Tabela 1 zawiera aktualne nazwy OFI akcji polskich. Podsumowanie wyników estymacji oraz analizy stabilności parametrów modeli (1) i (2) przedstawiają odpowiednio Tabele 2 i 3. Rysunek 1 przedstawia wykresy testu CUSUM najlepszych pod względem liczby parametrów istotnych statystycznie (6 spośród 7) modeli funduszu Arka (patrz: Tabele 2, 3). Ze względu na ograniczoną objętość artykułu wykresy testu CUSUM pozostałych funduszy są dostępne na życzenie.

Tabela 1. Nazwy OFI akcji polskich (stan na dzień 31.05.2011)

	Fundusz	skrót
1	Arka BZ WBK FIO Subfundusz Arka BZ WBK Akcji	Arka
2	Aviva Investors FIO Subfundusz Aviva Investors Polskich Akcji	Aviva
3	BPH FIO Parasolowy BPH Subfundusz Akcji	BPH
4	ING Parasol FIO ING Subfundusz Akcji	ING
5	Investor Top 25 Małych Spółek FIO (d. DWS Top 25)	Investor 25
6	Investor Akcji Dużych Spółek FIO (d. DWS ADS)	Investor ADS
7	Investor Akcji FIO (d. DWS Plus)	Investor
8	Legg Mason Akcji FIO	Legg Mason
9	Millennium FIO Subfundusz Akcji	Millennium
10	Novo FIO Subfundusz Novo Akcji	Novo
11	Pioneer FIO Subfundusz Pioneer Akcji Polskich	Pioneer
12	PKO Akcji – FIO	PKO
13	PZU FIO Parasolowy Subfundusz PZU Akcji Krakowiak	PZU
14	Skarbiec FIO Subfundusz Akcji Skarbiec – Akcja	Skarbiec
15	UniFundusze FIO Subfundusz UniKorona Akcje	UniKorona

Źródło: <http://www.knf.gov.pl/>

Tabela 2. Modele T-M-FF-C z opóźnioną zmienną rynkową (1) -- wyniki estymacji i analizy stabilności parametrów w okresie styczeń 2003-grudzień 2010

Fundusz	$\hat{\alpha}_P$	$\hat{\beta}_{1P}$	$\hat{\beta}_{2P}$	$\hat{\delta}_{1P}$	$\hat{\delta}_{2P}$	$\hat{\delta}_{3P}$	$\hat{\gamma}_P$	$\overline{R^2}$	CUSUM	statystyka H-C (8)	p	max F
1 Arka	0,0004 (0,0002)	0,73 (0,03)	0,14 (0,03)	0,07 (0,02)	0,06 (0,02)	0,005 (0,02)	-1,59 (0,88)	0,66	+	0,75	0,45	345,56
2 Aviva	0,0003 (0,0001)	0,75 (0,03)	0,15 (0,02)	0,001 (0,02)	0,03 (0,02)	0,004 (0,01)	-1,45 (0,72)	0,74	+	-0,03	0,98	649,22
3 BPH	0,0000 (0,0001)	0,72 (0,02)	0,12 (0,02)	0,008 (0,01)	0,04 (0,01)	0,004 (0,01)	-0,53 (0,51)	0,76	+	1,26	0,21	1760,6
4 ING	0,0000 (0,0001)	0,76 (0,02)	0,14 (0,02)	0,007 (0,01)	0,04 (0,01)	0,005 (0,01)	-0,45 (0,46)	0,74	+	0,54	0,59	1967,6
5 Investor 25	0,0000 (0,0002)	0,43 (0,03)	0,30 (0,03)	0,20 (0,03)	0,09 (0,03)	0,02 (0,02)	-0,86 (0,78)	0,45	+	-0,75	0,45	40,51
6 Investor ADS	-0,0002 (0,0002)	0,63 (0,03)	0,38 (0,03)	0,02 (0,77)	0,03 (0,02)	0,01 (0,02)	-0,46 (1,32)	0,55	+	0,77	0,44	70,72
7 Investor	-0,0001 (0,0001)	0,55 (0,03)	0,38 (0,03)	0,08 (0,02)	0,04 (0,02)	0,02 (0,02)	-0,42 (0,90)	0,55	+	0,60	0,55	70,87
8 Legg Mason	0,0002 (0,0001)	0,70 (0,02)	0,13 (0,02)	0,013 (0,01)	0,04 (0,01)	0,03 (0,01)	-0,60 (0,54)	0,75	+	1,82	0,07	1045,1
9 Millennium	0,0000 (0,0001)	0,69 (0,02)	0,13 (0,02)	0,03 (0,01)	0,06 (0,01)	0,01 (0,01)	-0,64 (0,61)	0,72	+	1,20	0,23	1247,3
10 Novo	0,0000 (0,0002)	0,49 (0,03)	0,45 (0,03)	0,07 (0,02)	0,03 (0,02)	0,03 (0,02)	-0,91 (1,18)	0,56	+	0,85	0,40	44,12
11 Pioneer	0,0000 (0,0002)	0,80 (0,03)	0,16 (0,03)	-0,005 (0,02)	0,04 (0,01)	-0,01 (0,01)	-1,17 (0,83)	0,74	+	0,56	0,57	1427,1
12 PKO	0,0000 (0,0002)	0,56 (0,03)	0,29 (0,03)	0,02 (0,02)	0,04 (0,02)	0,005 (0,02)	-1,58 (1,25)	0,56	+	0,25	0,81	141,65
13 PZU	0,0000 (0,0001)	0,71 (0,02)	0,13 (0,02)	-0,005 (0,01)	0,04 (0,01)	-0,007 (0,01)	-1,02 (0,52)	0,74	+	1,37	0,17	1392,7
14 Skarbiec	0,0000 (0,0002)	0,46 (0,03)	0,39 (0,03)	0,05 (0,02)	0,04 (0,02)	0,03 (0,01)	0,38 (0,79)	0,52	+	-0,26	0,79	51,23
15 UniKorona	0,0000 (0,0002)	0,50 (0,03)	0,45 (0,03)	0,07 (0,02)	0,03 (0,02)	0,03 (0,02)	-0,24 (0,92)	0,56	+	0,93	0,35	65,53

Źródło: obliczenia własne (z wykorzystaniem pakietu Gretl 1.9.5);

W nawiasach znajdują się oszacowania standardowych błędów ocen parametrów strukturalnych; + brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o stabilności parametrów modelu (test CUSUM).

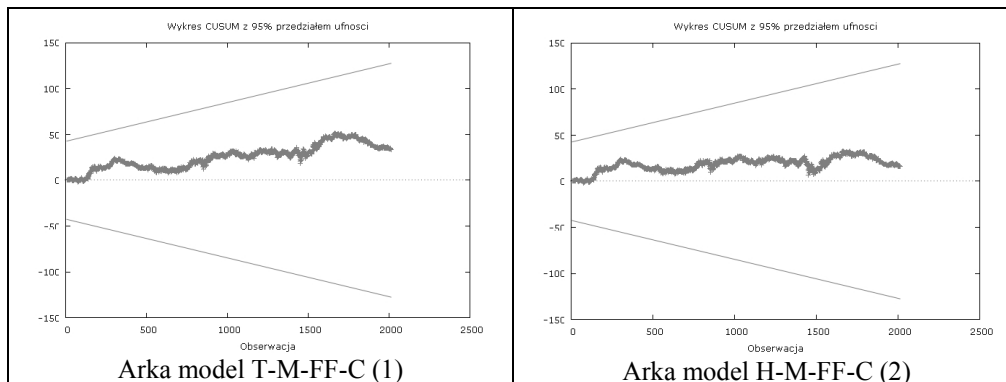
Tabela 3. Modele H-M-FF-C z opóźnioną zmienną rynkową (2) – wyniki estymacji i analizy stabilności parametrów w okresie styczeń 2003-grudzień 2010

Fundusz	$\hat{\alpha}_P$	$\hat{\beta}_{1P}$	$\hat{\beta}_{2P}$	$\hat{\delta}_{1P}$	$\hat{\delta}_{2P}$	$\hat{\delta}_{3P}$	$\hat{\gamma}_P$	$\overline{R^2}$	CUSUM	statystyka H-C (8)	p	max F
1 Arka	0,0007 (0,0003)	0,68 (0,04)	0,14 (0,03)	0,07 (0,02)	0,06 (0,01)	0,005 (0,01)	-0,11 (0,06)	0,66	+	0,35	0,72	346,21
2 Aviva	0,0006 (0,0002)	0,70 (0,04)	0,15 (0,02)	0,002 (0,02)	0,03 (0,01)	0,004 (0,01)	-0,11 (0,06)	0,73	+	-0,44	0,66	650,16
3 BPH	0,0001 (0,0002)	0,70 (0,04)	0,12 (0,02)	0,008 (0,01)	0,04 (0,01)	0,004 (0,01)	-0,04 (0,04)	0,76	+	0,90	0,37	1760,2
4 ING	0,0000 (0,0002)	0,74 (0,04)	0,14 (0,02)	0,007 (0,01)	0,04 (0,01)	0,005 (0,01)	-0,04 (0,04)	0,74	+	0,19	0,85	1962,8
5 Investor 25	0,0000 (0,0003)	0,41 (0,03)	0,30 (0,03)	0,21 (0,03)	0,09 (0,03)	0,02 (0,02)	-0,04 (0,07)	0,45	+	-1,0	0,32	40,75
6 Investor ADS	-0,0003 (0,0004)	0,64 (0,05)	0,38 (0,03)	0,02 (0,02)	0,04 (0,02)	0,01 (0,02)	0,003 (0,09)	0,55	+	0,46	0,65	71,07
7 Investor	-0,0002 (0,0003)	0,55 (0,04)	0,38 (0,03)	0,08 (0,02)	0,04 (0,02)	0,02 (0,02)	-0,007 (0,07)	0,55	+	0,29	0,77	71,21
8 Legg Mason	0,0003 (0,0002)	0,68 (0,03)	0,13 (0,02)	0,01 (0,01)	0,04 (0,01)	0,03 (0,01)	-0,05 (0,04)	0,74	+	1,51	0,13	1045,3
9 Millennium	0,0001 (0,0002)	0,67 (0,03)	0,13 (0,02)	0,03 (0,01)	0,06 (0,01)	0,01 (0,01)	-0,06 (0,04)	0,72	+	0,86	0,39	1247,3
10 Novo	0,0000 (0,0004)	0,48 (0,04)	0,45 (0,03)	0,07 (0,02)	0,03 (0,02)	0,03 (0,02)	-0,03 (0,08)	0,56	+	0,51	0,61	44,61
11 Pioneer	0,0001 (0,0003)	0,76 (0,04)	0,16 (0,03)	-0,004 (0,02)	0,04 (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,08 (0,06)	0,74	+	0,20	0,84	1428,5
12 PKO	0,0003 (0,0004)	0,51 (0,04)	0,28 (0,03)	0,02 (0,02)	0,04 (0,02)	0,005 (0,02)	-0,11 (0,08)	0,56	+	-0,04	0,97	142,24
13 PZU	0,0002 (0,0002)	0,67 (0,03)	0,13 (0,02)	-0,005 (0,01)	0,04 (0,01)	-0,007 (0,01)	-0,08 (0,04)	0,74	+	0,99	0,32	1395,5
14 Skarbcie	-0,0002 (0,0003)	0,48 (0,04)	0,39 (0,03)	0,06 (0,02)	0,04 (0,02)	0,03 (0,01)	0,04 (0,06)	0,52	+	-0,48	0,63	51,23
15 UniKorona	0,0000 (0,0003)	0,50 (0,03)	0,45 (0,03)	0,07 (0,02)	0,03 (0,02)	0,03 (0,02)	0,01 (0,06)	0,56	+	0,65	0,52	65,81

Źródło: obliczenia własne (z wykorzystaniem pakietu Gretl 1.9.5);

W nawiasach znajdują się oszacowania standardowych błędów ocen parametrów strukturalnych; + brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o stabilności parametrów modelu (test CUSUM).

Rysunek 1. Przykładowe wykresy testu CUSUM



Źródło: opracowanie własne (z wykorzystaniem pakietu Gretl 1.9.5)

PODSUMOWANIE

W przypadku wszystkich funduszy i modeli test CUSUM wskazuje brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej (4), co potwierdza stabilność parametrów otrzymanych modeli market-timing w badanym okresie. Analogicznych wniosków dostarcza analiza wartości statystyki Harveya-Colliera. Dla wszystkich funduszy i modeli empiryczny poziom istotności p statystyki testowej (8) jest większy niż nominalny poziom istotności $\alpha = 0,05$, zatem nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej (4), czyli parametry modeli można uznać za stabilne.

Jedynie test QLR daje zupełnie odmienne wskazania i informuje o możliwości wystąpienia załamania strukturalnych. 1-procentowa wartość krytyczna tego testu wynosi 3,82. Jeśli wyznaczona wartość statystyki $F(7,1999)$ przekracza wartość krytyczną, to oznacza wystąpienie załamania strukturalnego w danym momencie [Kufel 2007, s. 112]. Bardzo wysokie wartości statystyki F (Tabele 2, 3) nasuwają przypuszczenie o możliwości wystąpienia efektu ARCH w analizowanych modelach. Zastosowanie odpowiednich testów (np. testu Engle'a) pozwoli zdiagnozować problem i dokonać wyboru właściwej postaci modelu [Tsay 2010]. Będzie to tematem dalszych badań.

BIBLIOGRAFIA

- Brown R. L., Durbin J., Evans J. M. (1975) Techniques for testing the constancy of regression relationships over time, *Journal of Royal Statistical Society*, 37, No. 2, str. 149-192.
- Buczek B.S. (2005) Efektywność informacyjna rynków akcji. Teoria a rzeczywistość, SGH w Warszawie – Oficyna Wydawnicza.
- Busse J. A. (1999) Volatility timing in mutual funds: evidence from daily returns, *The Review of Financial Studies*, 12, No. 5, str. 1009-1041.

- Carhart M.M. (1997) On persistence in mutual fund performance, *The Journal of Finance*, 52, No. 1, str. 57-82.
- Cambell J.Y., Lo A.W., MacKinlay A.O. (1997) *The Econometric of Financial Markets*, Princeton University Press, New Jersey.
- Dimson E. (1979) Risk measurement when shares are subject to infrequent trading, *Journal of Financial Economics*, 7, str. 197-226.
- Durbin J. (1969) Tests for serial correlation in regression analysis based on the periodogram of least squares residuals, *Biometrika*, 56, str. 1-15.
- Fama E.F., French K.R. (1993) Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, 33, str. 3-56.
- Fisher L. (1966) Some new stock market indexes, *Journal of Business*, 39, str. 191-225.
- Greene W. H. (2003) *Econometric Analysis*, Prentice Hall, New Jersey.
- Harvey A.C., Collier P. (1977) Testing for functional misspecification in regression analysis, *Journal of Econometrics*, 6, No. 1, str. 103-119.
- Henriksson R., Merton R. (1981) On market timing and investment performance. II. Statistical procedures for evaluating forecasting skills, *Journal of Business*, 54, str. 513-533.
- Kufel T. (2007) *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu Gretl*, PWN, Warszawa.
- Maddala G.S. (2008) *Ekonometria*, PWN, Warszawa.
- Olbryś J. (2011a) Problem danych niesynchronicznych w modelach market-timing, *Taksonomia* 18, *Prace Naukowe UE we Wrocławiu*, 176, str. 522-530.
- Olbryś J. (2011b) Diagnoza problemu niesynchronicznych transakcji na GPW w Warszawie, *Optimum. Studia Ekonomiczne*, Wyd. UWB, 3(51), str. 114-126.
- Olbryś J. (2011c) Wieloczynnikowe hybrydowe modele market-timing polskich funduszy inwestycyjnych, *Studia Ekonomiczne – Zeszyty Naukowe*, Wyd. UE w Katowicach, w druku.
- Olbryś J. (2010a) Three-factor market-timing models with Fama and French's spread variables, *Operations Research and Decisions*, 2/2010, str. 91-106.
- Olbryś J. (2010b) Orthogonalized factors in market-timing models of Polish equity funds, *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, 11, No. 1, str. 128-138.
- Olbryś J. (2010c) Ocena efektywności zarządzania portfelem funduszu inwestycyjnego z wykorzystaniem wybranych wieloczynnikowych modeli market-timing, *Optimum. Studia Ekonomiczne*, 4(48), str. 44-61.
- Quandt R. E. (1992) *The collected essays of Richard E. Quandt*, Edward Elgar Publishing Company.
- Treynor J., Mazuy K. (1966) Can mutual funds outguess the market?, *Harvard Business Review*, 44, str. 131-136.
- Tsay R.S. (2010) *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley, New York.

**TESTING FOR THE STABILITY OF THE PARAMETERS IN
MULTIFACTOR MARKET-TIMING MODELS WITH LAGGED
MARKET VARIABLE**

Abstract: As a continuation of research on the multifactor market-timing models, we have estimated new models with Fama and French's variables (SMB, HML) and the Carhart's factor (WML). The empirical results on the WSE show a pronounced Fisher effect (1966) in the case of the main WSE indexes. For this reason, we include lagged values of the market factor as an additional independent variable in the regressions of the models. The goal of this paper is to test for the stability of the parameters in the market-timing models. We test a group of 15 selected Polish equity open-end mutual funds in the period I 2003–XII 2010.

Key words: multifactor market-timing models, Fama and French's spread variables, Carhart's momentum factor, the Fisher effect, tests of model stability