

Dynamiczne wersje hybrydowych modeli market timing oraz weryfikacja ich przydatności w ocenie ryzyka i efektywności funduszy inwestycyjnych

Magdalena Homa, Monika Mościbrodzka*

Streszczenie: *Cel* – Celem pracy jest próba zbadania wpływu opóźnionych czynników Famy-Frencha i opóźnionej stopy zwrotu w modelu trójczynnikiem na stopę zwrotu funduszy inwestycyjnych akcji.

Metodologia badania – Zastosowanie i weryfikacja dynamicznych modeli DLM o rozłożonych opóźnieniach. Badaniem objęto grupę 67 funduszy inwestycyjnych akcji, w okresie od stycznia 2009 do czerwca 2015 roku.

Wynik – Zweryfikowano wpływ opóźnionych zmiennych rynkowych (w tym *market timing*) oraz Famy-Frencha na stopę zwrotu z FI akcji. Zaobserwowano, że na stopach rynkowych widoczny jest wpływ opóźnień miesięcznych, zaś na czynnikach Famy-Frencha opóźnień kwartalnych.

Oryginalność/wartość – Rezultatem wynikającym z przeprowadzonej analizy jest wskazanie konieczności zastępowania klasycznych parametrów modelu MT-FF przez ich odpowiedniki w postaci mnożników długo-okresowych, które odzwierciedlają rzeczywiste ryzyko systematyczne i efektywność funduszy.

Słowa kluczowe: modele market timing, modele dynamiczne, czynniki Famy-Frencha, ryzyko systematyczne

Wprowadzenie

W klasycznym modelu wyceny aktywów CAPM oceniana jest umiejętność zarządzających, określana jako mikro-przewidywanie. Umiejętność ta obejmuje identyfikację pojedynczych aktywów, które są niedowartościowane lub przewartościowane przy danej sytuacji rynkowej. Menedżer funduszu będzie posiadał tę umiejętność, jeśli przy doborze walorów do portfela będzie podejmował analizę ryzyka charakterystycznego dla poszczególnych papierów wartościowych, nie skupiając się tylko na ryzyku całego rynku. Natomiast przez wyczucie rynku (*market timing*) rozumie się umiejętność przewidywania krótkookresowych wzrostów lub spadków cen walorów i właściwe reagowanie na te zmiany. Prawidłowa reakcja inwestora stosującego techniki *market-timing*, powinna zapewniać odpowiednie proporcje w portfelu inwestycyjnym pomiędzy aktywami ryzykownymi i bezpiecznymi w taki

* dr Magdalena Homa, Uniwersytet Wrocławski, Instytut Nauk Ekonomicznych, e-mail: magdalena.homa@uwr.edu.pl; dr Monika Mościbrodzka, Uniwersytet Wrocławski, Instytut Nauk Ekonomicznych, e-mail: monika.mosci-brodzka@uwr.edu.pl.

sposób, aby uzyskać wyższy poziom ryzyka portfela w okresie wzrostów, a niższy poziom ryzyka na rynkach spadkowych. Ocenianą w tym przypadku umiejętnością inwestora jest prawidłowe prognozowanie, z tą tylko różnicą, że przewidywania dotyczą ruchów całego rynku. Ponadto, do klasycznych modeli market-timing zaproponowano wprowadzenie dodatkowych zmiennych, tzw. czynników Famy-Frencha (Fama, French 1996), które miały za zadanie wyjaśnić część nieprawidłowych wskazań w klasycznym modelu wyceny kapitału, wynikających z własności fundamentalnych spółek. Użyteczność tych modeli zbadano na przykładzie polskiego rynku akcji. Próby zastosowania trójczynnиковego modelu do rynku polskiego podjął się m.in. Kowerski (Kowerski 2008), użyteczność tego modelu została weryfikowana przez Czapkiewicz i Skalną w 2011 roku. W zakresie selektywności aktywów i stosowania technik market-timing dla funduszy inwestycyjnych modele zastosowała Olbryś. Dodatkowo, uwzględniając konstrukcję czynników Famy-Frencha, przeprowadzona została weryfikacja hybrydowych modeli market-timing wraz z oceną umiejętności zarządzania funduszami inwestycyjnymi akcji, ubezpieczeniowych funduszy inwestycyjnych i stabilnością tych parametrów (Olbryś 2008a, b, c, 2009, 2011a; Mościbrodzka 2014; Homa, Mościbrodzka 2015).

Większość tych badań zakłada jednak niezmienność w czasie składowych wektora ryzyka systematycznego oraz związanych z nimi składowych wektora premii za ryzyko. Jednak w rzeczywistości parametry te charakteryzują się dynamiką zmian w czasie, dlatego też ich uwzględnienie może stanowić uogólnienie teorii wyceny, a rzeczywiste implementacje pozwolą na bardziej poprawny opis równowagi na rynku. Ponadto reszty klasycznych modeli nie mają oczekiwanych własności, wynikających z metody najmniejszych kwadratów i tym samym MNK-estymator przestaje być efektywny. Dlatego też w niniejszej pracy podjęto próbę zbadania wpływu opóźnionych czynników i opóźnionej stopy zwrotu w modelu trójczynnиковym.

1. Klasyczne modele wyceny aktywów: CAPM, MT i hybrydowe MT

Model wyceny aktywów kapitałowych CAPM (Capital Asset Pricing Model) pozwala wyjaśnić osiągnięte stopy zwrotu z papierów wartościowych poprzez ryzyko rynkowe (Reilly, Brown 2001). Oznacza to, że opiera się on na założeniu, że kształtowanie się stóp zwrotu akcji jest zdeterminowane czynnikiem odzwierciedlającym zmiany na rynku kapitałowym. Równanie tego modelu ma postać:

$$r_{it} = \alpha + \beta r_{Mt} + \varepsilon_{it},$$

gdzie:

- r_{it} – wektor nadwyżkowych stóp zwrotu portfela w chwili t nad stopę wolną od ryzyka,
- r_{Mt} – oznacza nadwyżkową stopę zwrotu z indeksu rynku w chwili t nad stopę wolną od ryzyka.

Zgodnie z powyższym, kluczowe znaczenie dla wartości inwestycji posiada portfel rynkowy. Jest to portfel, który składa się z wszystkich akcji i innych papierów wartościowych o dodatnim ryzyku występujących na rynku, przy czym udziały poszczególnych akcji w tym portfelu są równe udziałom tych akcji w rynku. Zatem współczynnik beta w tym modelu jest traktowany jako miara ryzyka, wskazująca, o ile jednostek w przybliżeniu wzrośnie stopa zwrotu z portfela, jeśli stopa zwrotu wskaźnika rynku wzrośnie o jednostkę (Jajuga, Jajuga 2006). Inwestor podejmując decyzję o doborze walorów do portfela, często sugeruje się właśnie wartością współczynnika beta, jako wartością premii za ryzyko zaangażowanego kapitału. Ponadto idea modelu CAPM oparta jest na tezie, że dodatkowa stopa zwrotu powinna wynikać z selekcji walorów, tzn. menadżer funduszu przy doborze aktywów do portfela podejmuje analizę ryzyka charakterystycznego dla poszczególnych papierów nie skupiając się tylko na ryzyku całego rynku. Dodatni i istotny parametr α świadczy więc o tym, że zarządzający podejmuje próby szczegółowej analizy rynku, a jego przewidywania zachowań kursów poszczególnych walorów są trafne.

Natomiast idea market-timing odnosi się do identyfikacji trendów rynkowych. Menadżer posiadający tego typu umiejętności, będzie dostosowywał skład zarządzanego funduszu do sytuacji rynkowej. Zatem w celu testowania umiejętności zarządzającego portfelem w zakresie tzw. wycucia rynku, stosuje się klasyczne parametryczne modele market-timing, w których występuje zmienna reprezentująca rynek. W praktyce najczęściej jest to stopa zwrotu z portfela rynkowego, którego substytutem jest odpowiedni indeks giełdowy lub nadwyżka stopy zwrotu z portfela rynkowego nad wolną od ryzyka stopą zwrotu. Do klasycznych modeli market-timing należą:

- model Treynora-Mazuya (T-M) (1966): $r_{i,t} = \alpha + \beta_1 \cdot r_{M,t} + \beta_2 \cdot r_{M,t}^2 + \varepsilon_{i,t}$,
- Henrikssona-Mertona (H-M) (1981): $r_{i,t} = \alpha + \beta_1 \cdot r_{M,t} + \beta_2 \cdot \max(0, -r_{M,t}) + \varepsilon_{i,t}$.

W obu modelach o umiejętności wykorzystywania techniki market-timing (krótkookresowych trendów rynkowych) świadczy parametr β_2 , którego wartość stanowi korektę o ewentualne pesymistyczne oczekiwania zarządzającego funduszem co do przyszłego kształtowania stopy rynkowej. Jeśli przyjmuje on wartości większe od zera, to zarządzający portfelem prawidłowo prognozują ruchy rynku, przy czym wartość tego współczynnika świadczy o stopniu tej umiejętności. Jeśli współczynnik jest bliski zeru, to inwestor nie wykazuje zdolności prognostycznych dotyczących rynku. Istotnie ujemna wartość estymatora parametru oznacza negatywny wpływ techniki market-timing na wartość portfela.

Pod wpływem przeprowadzonych w wielu krajach badań (m.in. w USA: Henriksson 1984; Kao, Cheng, Chan 1998; Bollen, Busse 2001, w Wielkiej Brytanii Fletcher 1995, w Portugalii – Romacho, Cortez 2006, w Polsce Olbryś 2009; 2010a, b, c), modele (T-M) i (H-M) ulegały dalszym modyfikacjom wynikającym z faktu, że obserwowano nieprawidłowe ich wskazania w zakresie objaśniania zróżnicowania rzeczywistych stóp zwrotu. Między innymi w pracach Bhanadi (1988) oraz Famy i Frencha (1992), pokazano, że wskaźniki bilansowe takie jak: wartość księgową/wartość rynkowa oraz wielkość spółki mają wpływ na wartość oczekiwanej stopy zwrotu z portfela akcji. W celu ich wyznaczenia

w pierwszym kroku dokonywali oni podziału tych spółek względem wielkości ich kapitalizacji na grupy spółek powyżej i poniżej mediany wielkości, tworząc portfele spółek dużych (B-Big) oraz małych (S-Small). Następnie wszystkie badane spółki podzielone zostały na trzy grupy w następujący sposób:

- 30% spółek o najniższej wartości wskaźnika w populacji zaliczane były do grupy spółek o potencjale wzrostu i tworzyły portfel Low (L),
- 30% spółek o najwyższej wartości wskaźnika zaliczane były do grupy spółek o potencjale wartości i tworzyły portfel High (H),
- pozostałe 40% spółek trafiało do portfela Medium (M).

Po dokonaniu takiego podziału, autorzy skonstruowali 6 portfeli będących przekrojem zbiorów grup spółek dużych i małych oraz o niskim i wysokim wskaźniku BV/BM: BL, BM, BH, SL, SM, SH. Utworzone według powyższej procedury portfele posłużyły do obliczenia wartości zmiennych w modelu Famy-Frencha: SMB (Small-minus-Big) oraz HML (High-minus-Low). Mianowicie, czynnik SMB stanowił średnią arytmetyczną różnic pomiędzy zwrotami z portfeli spółek małych (SL, SM, SH) i spółek dużych (BL, BM, BH), zaś HML stanowił średnią arytmetyczną różnic pomiędzy zwrotami z portfeli spółek o potencjale wartości (SH, BH) oraz potencjale wzrostu (SL, BL). W kolejnym artykule z 1993 roku Fama i French przedstawili trójczynnikowy model równowagi cenowej akcji. Jako zmienne objaśniające w podstawowym wariancie modelu zaproponowali:

- nadwyżkę rynkowej stopy zwrotu nad wolną od ryzyka stopą zwrotu,
- SMB (small minus big) – czynnik skonstruowany głównie na podstawie wartości rynkowej MV , (tzw. size factor),
- HML (high minus low) – czynnik skonstruowany głównie na podstawie wartości wskaźnika BV/BM , (tzw. book-to-market factor).

Uwzględniając zaproponowane nowe czynniki korygujące wcześniejszy klasyczny model wyceny kapitału, modele market-timing zostały rozszerzone o dodatkowe czynniki (tzw. czynniki Famy-Frencha), na podstawie których zarządzający podejmują decyzje alokacyjne. W ten sposób uzyskano hybrydowe modele market-timing (TM – FF) oraz (HM – FF) odpowiednio postaci (Olbrys 2010a):

$$r_{i,t} = \alpha + \beta_1 \cdot r_{M,t} + \beta_{SMB} \cdot r_{SMB,t} + \beta_{HML} \cdot r_{HML,t} + \beta_2 \cdot r_{M,t}^2 + \varepsilon_{i,t}$$

$$r_{i,t} = \alpha + \beta_1 \cdot r_{M,t} + \beta_{SMB} \cdot r_{SMB,t} + \beta_{HML} \cdot r_{HML,t} + \beta_2 \cdot \max[0, -r_{M,t}] + \varepsilon_{i,t}$$

gdzie:

- $r_{SMB,t}$ – nadwyżkowa stopa zwrotu z portfela naśladującego *SMB* nad wolną od ryzyka stopą zwrotu w okresie t ,
- $r_{HML,t}$ – nadwyżkowa stopa zwrotu z portfela naśladującego *HML* nad wolną od ryzyka stopą zwrotu w okresie t .

Współczynniki β_{SMB} oraz β_{HML} to miary wrażliwości stopy zwrotu z inwestycji na zmiany stopy zwrotu z portfeli naśladujących odpowiednio *SMB* i *HML*. Zatem ich ładunki

stanowią dodatkową premię za ryzyko związane z inwestycją w spółki odpowiednio o małej kapitalizacji i wysokiej wartości wskaźnika bilansowego, będącego ilorzem wartości księgowej do wartości rynkowej spółki.

2. Dynamiczne modele CAPM i market timing

Propozycja modyfikacji modeli wyceny aktywów kapitałowych uwzględniająca zmieniające się w czasie zależności stóp zwrotu od analizowanych czynników wymaga zastosowania dynamicznych modeli o opóźnieniach rozłożonych (DLM). Konieczność zastosowania tego typu modeli dynamicznych wynika z naruszenia założeń metody najmniejszych kwadratów dla klasycznych modeli. Mianowicie, reszty w tych modelach nie posiadają wymaganych własności, co powoduje, że MNK-estymatory przestają być efektywne. Oznacza to, że ich błędy standardowe nie są najmniejsze i konieczna jest modyfikacja modelu, wynikająca z błędu specyfikacji dynamicznej. W związku z tym przywrócenie własności zakłóceń modelu wiąże się z badaniem wpływu również opóźnionych stóp zwrotu i opóźnionych czynników *SMB* i *HML*. Uwzględnienie tych zmian może stanowić uogólnienie wyceny, a rzeczywiste implementacje pozwolą na bardziej poprawny opis równowagi na rynku. Należy więc stosować następujące modele o opóźnieniach rozłożonych:

$$r_{i,t} = \alpha + \sum_{k=0}^{p_1} \beta_k^1 \cdot r_{M,t-k} + \sum_{k=0}^{p_2} \beta_k^2 \cdot r_{M,t-k}^2 + \sum_{k=0}^q \beta_{SMB}^k \cdot r_{SMB,t-k} + \sum_{k=0}^r \beta_{HML}^k \cdot r_{HML,t-k} + \varepsilon_{i,t},$$

$$r_{i,t} = \alpha + \sum_{k=0}^{p_1} \beta_k^1 \cdot r_{M,t-k} + \sum_{k=0}^{p_2} \beta_k^2 \cdot \max[0, -r_{M,t-k}] + \sum_{k=0}^q \beta_{SMB}^k \cdot r_{SMB,t-k} + \sum_{k=0}^r \beta_{HML}^k \cdot r_{HML,t-k} + \varepsilon_{i,t}.$$

Parametrów modelu DLM nie można interpretować tak, jak parametrów modelu regresji, bowiem jednostkowa zmiana wartości zmiennej w kolejnym okresie, powoduje również zmianę wartości jej opóźnienia. W związku z tym interpretowany jest rozmiar natychmiastowej reakcji na szok oraz efekt długookresowy. W liniowym równaniu DLM parametr α nazywany jest mnożnikiem krótkookresowym, natomiast $\sum_{k=1}^p \beta_k^i$ zwana jest mnożnikiem całkowitym lub mnożnikiem długookresowym.

W przypadku występowania w modelu opóźnień zmiennych objaśniających nie da się utrzymać założenia, że zmienne objaśniające są nielosowe. W takim przypadku wykazanie zgodności estymatora MNK jest możliwe tylko wtedy, gdy zmienne niezależne nie są skorelowane z zaburzeniem losowym. Warunek ten będzie spełniony jeśli w modelu DLM nie będzie występowała autokorelacja czynnika losowego. Zatem szacując parametry tych modeli należy zweryfikować brak autokorelacji zaburzeń losowych. Testem ogólnym wykrywania autokorelacji w tym sensie, że wykrywa autokorelacje dowolnego rzędu (p) jest test Breuscha-Godfrey'a, oznaczony skrótem BG, (zwany również niekiedy testem LM – test mnożników Lagrange'a). Weryfikacji podlega hipoteza zerowa:

$$H_0: \rho(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}) = \rho(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-2}) = \dots = \rho(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-p}) = 0.$$

Procedura testowania sprowadza się do następujących kroków:

- oszacowanie metodą MNK parametrów wyjściowego modelu i wyznaczenia reszt,
- wyznaczenie regresję pomocniczej reszt:

$$e_t = \sum_{i=1}^k \gamma_i x_{it} + \sum_{i=1}^p \rho_i e_{t-i} + \eta_t,$$

- obliczenie współczynnika determinacji regresji pomocniczej.

Na tej podstawie wyznacza się wartość statystyki testowej postaci:

$$LM = (n - p)R_e^2.$$

Breusch i Godfrey wykazali, że statystyka ta ma rozkład chi-kwadrat z p stopniami swobody. Zatem dla wartości empirycznych statystyki testowej przekraczających wartość krytyczną, odrzuca się hipotezę zerową, że między zaburzeniami nie zachodzi autokorelacja rzędu p . Istotną wadą tego testu jest brak wskazówek co do wyboru wartości p , określającej rząd procesu autoregresyjnego. Podstawowym narzędziem wykorzystywanym w fazie identyfikacji rzędu opóźnienia jest korelogram, przedstawiający dla zmiennej dwie funkcje: autokorelacji (ACF) oraz autokorelacji cząstkowej (PACF).

3. Weryfikacja przydatności dynamicznych modeli wyceny aktywów

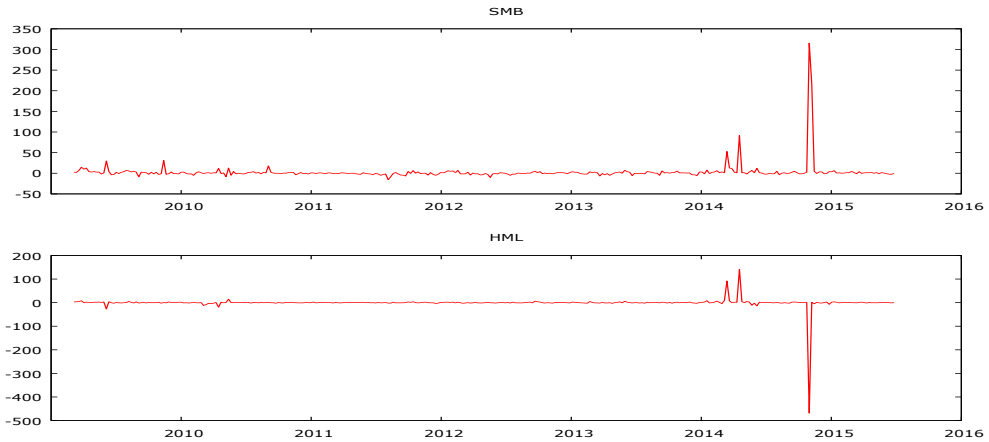
Badaniem objęto okres od stycznia 2009 roku do czerwca 2015 roku. Badaniu poddano 67 funduszy inwestycyjnych akcji. Analizę oparto na danych tygodniowych, pochodzących z rozważanego okresu. Wszystkie dane fundamentalne oraz notowania dla spółek będących na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie, zostały wzięte z Biuletynów Statystycznych GPW. W pierwszym etapie badania wyznaczono wartości czynników z tzw. portfeli naśladujących *SMB* i *HML*. Do konstrukcji czynników Famy-Frencha posłużono się miesięcznymi danymi bilansowymi i ich konstrukcji dokonano analogicznie jak w pracy Famy-Frencha w następujący sposób:

KROK 1. Na koniec każdego miesiąca spółki były dzielone na sześć rozłącznych portfeli: BH, BM, BL oraz SH, SM, SL według ich wskaźników bilansowych.

KROK 2. Podział utrzymywany był przez kolejny miesiąc i w każdym tygodniu dane go miesiąca wyznaczano czynnik *SMB* i *HML*. Mianowicie, różnica między stopą zwrotu z portfeli spółek dużych (BL, BM, BH) a stopą zwrotu z portfeli spółek małych (SL, SM, SH) była podstawą do utworzenia czynnika *SMB*. Natomiast różnica między stopą zwrotu z portfeli spółek o potencjale wartości (BH, SH) oraz stopą zwrotu z portfeli spółek o potencjale wzrostu (BL, SL), posłużyła do utworzenia czynnika *HML*.

KROK 3. Wyznaczone czynniki *SMB* oraz *HML* pomniejszone o stopę wolną od ryzyka.

Kształtowanie się czynników w modelu Famy-Frencha w okresie objętym analizą zostało zobrazowane na rysunku 1.



Rysunek 1. Oczyszczone czynniki Famy-Frencha: SMB i HML

Źródło: opracowanie własne.

W kolejnym etapie analizy w zależności od rodzaju obszaru inwestycyjnego funduszu i jego benchmarku, jako rynkową stopę zwrotu uwzględniono odpowiednio stopę ważoną indeksów rynkowych: WIG, WIG20, mWIG40, sWIG80, InvestorMS, TBSP.Index, WIBOR, WIBID, Citigroup_US, MSCI, BUX, PX2. Z uwagi na fakt, że od 2012 roku wstrzymano emisję bonów skarbowych, których rentowność była najczęściej wskazywana jako stopa wolna od ryzyka, za stopę procentową wolną od ryzyka przyjęto stopę rynku międzybankowego WIBOR (por. Jajuga, Jajuga 2006: 224). Biorąc zmienne r_M , r_{M2} oraz r_{SMB} , r_{HML} w wariancie opóźnionym, jak i przy braku opóźnienia stosując metodę MNK oszacowano parametry modelu hybrydowego TM-FF o opóźnieniach rozłożonych i wyniki przedstawiono w tabelach 1–4.

W pierwszej kolejności zweryfikowano wpływ opóźnionych zmiennych rynkowych r_M na stopę zwrotu z FI akcji i w tabeli 1 przedstawiono wyniki estymacji MNK istotnych parametrów β_k^1 w wariancie opóźnionym i przy braku opóźnienia.

W przypadku wszystkich analizowanych funduszy otrzymano istotną wartość dodatnią parametru β_0^1 świadczącą o tym, że wartość oczekiwana stopy zwrotu portfeli FI zależy liniowo od ryzyka rynkowego. Jednak otrzymane wyniki świadczą o tym, że w przypadku niemalże połowy analizowanych FI akcji, istotne okazały się również jego opóźnienia rzędu 1, 3 oraz 4 czyli opóźnienie maksymalnie do miesiąca. W związku z tym rynkowa beta, czyli współczynnik określający udział ryzyka danego waloru w ryzyku rynkowym nie jest poprawnym miernikiem. Oznacza to, że zastosowanie modeli DLM pozwala precyzyjniej

określić ryzyko systematyczne funduszu, a odpowiednim miernikiem jest tzw. mnożnik pośredni równy $\sum_{k=1}^5 \beta_k^1$, który poprawnie wskazuje rzeczywiste ryzyko.

Tabela 1

Wyniki estymacji β_0^1 i istotnych β_k^1 w modelu MT-FF o opóźnieniach rozłożonych

Fundusz akcji	β_0^1	β_1^1	β_3^1	β_5^1	$\sum_{k=1}^5 \beta_k^1$
r1353	0,81819	0,03046			0,84865
r1908	0,97653	0,02697			1,00350
r3261	1,02425	0,07657			1,10082
r3262	1,05802	0,06600			1,12402
r1033	0,39974	0,23610			0,63584
r1934	0,93361	0,03772			0,97133
r2906	1,05542	-0,04415			1,01127
r4072	0,86539	0,04613			0,91152
r1396	0,90064	0,04457	0,03856		0,98377
r1047	0,91361	0,09691	0,05842		1,06895
r1049	0,89850	0,05340	0,04233		0,99422
r1440	0,90986	0,04146	0,04030		0,99162
r1767	0,80058	0,03862	0,04104		0,88024
r2987	0,70831	0,20407	0,10316		1,01554
r2686	0,89599	0,04479		0,03049	0,97128
r1439	0,88523	0,03533		0,04689	0,96744
r1378	1,00311		0,03053		1,03364
r1981	0,85300		0,05742		0,91042
r1984	0,89694		0,17261		1,06955
r2644	0,96428		0,01596		0,98025
r3403	0,96787		0,02527		0,99314
r3448	0,85986		0,03531		0,89517
r3889	0,95475		0,04248		0,99723
r3916	0,92688		0,02040		0,94728
r1419	0,81803		0,05119	0,03789	0,90711
r2986	1,02151			-0,05680	0,96471
r3315	0,94771			-0,06780	0,87991

Symbole funduszy są zgodne z ich numeracją, pochodzącą ze strony www.stooq.pl.

Źródło: opracowanie własne.

Następnie ocenie poddano parametr, świadczący o umiejętności wykorzystywania techniki market-timing, czyli wyczucia krótkookresowych trendów rynkowych i zweryfikowano wpływ opóźnionych zmiennych rynkowych r_M^2 . Wyniki estymacji przedstawiono w tabeli 2.

Tabela 2Wyniki estymacji β^2_0 i istotnych β^2_k w modelu MT-FF o opóźnieniach rozłożonych

Fundusz akcji	β^2_0	β^2_1	β^2_2	β^2_3	β^2_4	β^2_5	$\sum_{k=1}^5 \beta^2_k$
r1033	0,04354	-0,01311					0,03043
r1047	0,01090	-0,00457					0,00633
r2894	0,00174	-0,00155					0,00020
r3929	0,00975	-0,01098					-0,00123
r2645	0,00280	-0,00202		-0,00155			-0,00077
r1051	0,00697	-0,00567				0,00463	0,00593
r1049	0,00499	-0,00414				0,00365	0,00450
r2956	0,01316		-0,00138				0,01178
r1984	0,01093			-0,01125			-0,00032
r1055	0,01384				-0,00884		0,00500
r1439	0,00852				-0,00396		0,00456
r3261		-0,00503					-0,00503
r3262		-0,00291					-0,00291
r3889			-0,00316				-0,00316
r3919			-0,00290				-0,00290
r2644			-0,00158		-0,00135		-0,00293
r1378			0,00523	0,00359			0,00882
r2987					-0,02212		-0,02212

Źródło: opracowanie własne.

Okazało się, że również w tym przypadku istotne okazały się opóźnienia. Zatem przystępując do oceny umiejętności zarządzających funduszami w zakresie wycucia rynku, obliczając korektę o ewentualne pesymistyczne oczekiwania zarządzającego funduszem, co do przyszłego kształtowania stopy rynkowej należy kierować się nie samą wartością parametru β^2_0 , ale odpowiednim mnożnikiem długookresowym. Ze względu na fakt, że rząd opóźnienia zmiennej r_M^2 wyniósł pięć, należy zastosować $\sum_{k=1}^5 \beta_k^2$.

W ostatnim etapie analizy, którą objęto modele DLM, zweryfikowano istotność opóźnionych czynników Famy-Frencha, które pozwalają ocenić premię za ryzyko związaną z inwestycją w spółki odpowiednio o małej kapitalizacji i wysokiej wartości wskaźnika bilansowego. Wyniki estymacji parametrów β^k_{SMB} i β^k_{HML} w wersji bez opóźnień i z opóźnieniami przedstawiono w tabelach 3 i 4.

Wprowadzenie do proponowanego modelu DLM opóźnionych czynników Famy-Frencha pozwoliło zauważyć, że również w przypadku współczynników *HML* i *SMB* występują istotne opóźnienia. Należy jednak podkreślić, że w przeciwieństwie do opóźnień rynkowych stóp zwrotu, w tym przypadku występują zarówno istotne opóźnienia krótkookresowe (rzędu maksymalnie pięć), jak również dodatkowo obserwuje się istotne opóźnienia rzędu 16–18, co oznacza opóźnienie o kwartał. Wynika to z faktu, że współczynniki te

określają premię za ryzyko inwestycji w spółki bardziej ryzykowne, o których sytuacji finansowej informację zarządzający funduszem otrzymali z kwartalnym opóźnieniem.

Tabela 3

Wyniki estymacji β^0_{SMB} i istotnych β^k_{SMB} w modelu MT-FF o opóźnieniach rozłożonych

Fundusz akcji	β^0_{SMB}	β^1_{SMB}	β^3_{SMB}	β^5_{SMB}	β^{13}_{SMB}	β^{15}_{SMB}	β^{16}_{SMB}	β^{17}_{SMB}	β^{18}_{SMB}	$\sum_{k=1}^{18} \beta^k_{SMB}$
r3889	-0,0080	0,0082				-0,0068		0,0059		-0,0007
r3403	-0,0081	0,0049						0,0050	0,0049	0,0067
r1990	-0,0137	0,0092	-0,0065					-0,0101		-0,0211
r1353	-0,0038					-0,0051				-0,0089
r3929	-0,0131					-0,0152			0,0166	-0,0116
r2956	-0,0024						0,0032			0,0008
r1033	-0,0094							-0,0112		-0,0206
r1051	-0,0060							0,0059		0,0000
r1942	-0,0093							-0,0114		-0,0207
r1993	-0,0085		-0,0146			-0,0138				-0,0369
r3087	-0,0030		-0,0055	-0,0031				-0,0067		-0,0183
r3077	-0,0073			0,0130						0,0057
r1396						-0,0055		0,0124		0,0069
r1378								0,0047		0,0047
r1439						-0,0042				-0,0042
r3944					-0,0048	0,0089				0,0041
r3909					-0,0115				0,0114	-0,0001
r2701						-0,0080			0,0090	0,0009
r2702					-0,0048				0,0044	-0,0003
r1934						-0,0058	0,0054			-0,0004
r1984							-0,0118			-0,0118
r1909							-0,0058	0,0065		0,0007
r1767								0,0084		0,0084
r2894									0,0033	0,0033
r2645									0,0025	0,0025
r2906									0,0048	0,0048
r4072									0,0063	0,0063
r1913								0,0148		0,0148
r2798			-0,0032							-0,0032
r2835			-0,0094						0,0056	-0,0038
r1908			-0,0053	0,0047						-0,0006
r3086				-0,0022	0,0031			-0,0066		-0,0057

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4

Wyniki estymacji β^0_{HML} i istotnych β^k_{HML} w modelu MT-FF o opóźnieniach rozłożonych

Fundusz akcji	β^0_{HML}	β^2_{HML}	β^4_{HML}	β^5_{HML}	β^{13}_{HML}	β^{15}_{HML}	β^{16}_{HML}	β^{17}_{HML}	β^{18}_{HML}	$\sum_{k=1}^{18} \beta^k_{HML}$
r1353	-0,0030				-0,0030	-0,0028				-0,0089
r1033	-0,0067							-0,0099		-0,0165
r3929	-0,0132					-0,0110	-0,0095			-0,0338
r2956	-0,0027						-0,0014		-0,0031	-0,0072
r1990	-0,0088							-0,0075		-0,0162
r1942	-0,0075							-0,0099		-0,0174
r3403	-0,0057	0,0038								-0,0019
r3889	-0,0062	0,0045	-0,0058			-0,0053	-0,0047			-0,0175
r1993	-0,0068		-0,0083	-0,0073		-0,0134				-0,0358
r3087	-0,0041		-0,0036	-0,0019				-0,0057		-0,0153
r3077	-0,0074		0,0080	0,0070						0,0076
r1396					-0,0075			-0,0041	0,0062	-0,0054
r1442					0,0068	-0,0061				0,0007
r1056									-0,0072	-0,0072
r1308									-0,0076	-0,0076
r3909					-0,0108					-0,0108
r3086					0,0023			-0,0042		-0,0018
r2913					-0,0024					-0,0024
r2644					-0,0035					-0,0035
r2701					-0,0058		-0,0067	-0,0035		-0,0161
r1934						-0,0041				-0,0041
r2702						-0,0030	-0,0019			-0,0049
r3944							0,0052			0,0052
r1909							-0,0036			-0,0036
r1984							-0,0086	-0,0088		-0,0174
r1913								-0,0081		-0,0081
r1425									-0,0048	-0,0048
r1440									-0,0074	-0,0074
r1378									0,0042	0,0042
r1986									-0,0076	-0,0076
r2840								-0,0033		-0,0033
r3311									-0,0121	-0,0121
r3916									0,0025	0,0025
r1419									-0,0099	-0,0099
r3448										0,0000
r2986									-0,0076	-0,0076
r2987									-0,0172	-0,0172
r3315									-0,0094	-0,0094
r2798			-0,0021							-0,0021
r2835			-0,0040		-0,0029			-0,0029		-0,0098
r1908			-0,0049	0,0035					-0,0030	-0,0044

Źródło: opracowanie własne.

Taka wersja modelu wyjaśnia pełniej różnice stóp zwrotu z funduszy inwestycyjnych akcji, co potwierdziły wartości współczynnika Akaike'a. Ponadto jego reszty są wolne od autokorelacji¹.

Uwagi końcowe

Wprowadzenie do proponowanego modelu zagregowanego opóźnionych obciążeń zmiennych rynkowych i czynników Famy-Frencha poprawiło jego moc objaśniającą, a współczynniki *HML* i *SMB* tych obciążeń okazały się istotnie różne od zera. Również estymatory opóźnionego wektora premii za ryzyko i oceny umiejętności market-timing okazały się istotne. W konsekwencji oznacza to, że do oceny rzeczywistego ryzyka systematycznego i efektywności zarządzających funduszami inwestycyjnymi akcji, należy wykorzystywać nie parametry klasycznych modeli MT-FF, ale również odpowiednich mnożników pośrednich lub długookresowych, wynikających z poprawności zastosowania modeli MT-FF w wersji dynamicznej o opóźnieniach rozłożonych.

Literatura

- Bhandari L.Ch. (1988), *Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence*, „Journal of Finance” no. 2, s. 507–528.
- Bollen N.P.B., Busse J.A. (2001), *On the timing ability of mutual fund managers*, „The Journal of Finance” vol. LVI, no. 3.
- Czapkiewicz A., Skalna I. (2011), *Użyteczność stosowania modelu Famy i Frencha w okresach hossy i bessy na rynku akcji GPW w Warszawie*, „Bank i Kredyt” vol. 42, nr 3, s. 61–80.
- Fama E.F., French K.R. (1992), *The Cross Section of Expected Stock Returns*, „Journal of Finance” no. 2, s. 427–465.
- Fama E.F., French K.R. (1993), *Common risk factors in the returns on stocks and bonds*, „Journal of Financial Economics” vol. 33, s. 3–56.
- Fama E.F., French K.R. (1996), *Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies*, „Journal of Finance” vol. 51, no. 1, s. 55–84.
- Fletcher J. (1995), *An examination of the selectivity and market timing performance of UK unit trusts*, „Journal of Business Finance & Accounting” vol. 22.
- Henriksson R. (1984), *Market timing and mutual fund performance: an empirical investigation*, „Journal of Business” vol. 57.
- Henriksson R., Merton R. (1981), *On market timing and investment performance. II. Statistical procedures for evaluating forecasting skills*, „Journal of Business” vol. 54, s. 513–533.
- Homa M., Mościbrodzka M. (2015), *Application of multifactorial market-timing models to assess risk and effectiveness of equity-linked insurance funds in Poland*, „Statistics in Transition” vol. 16, no. 2, s. 279–292.
- Jajuga K., Jajuga T. (2006), *Inwestycje. Instrumenty finansowe, aktywa niefinansowe, ryzyko finansowe, inżynieria finansowa*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Jensen M.C. (1972), *Optimal utilization of market forecasts and the evaluation of investment performance*, w: *Mathematical Methods in Investment and Finance*, red. G.P. Szego, K. Shell, Amsterdam.
- Kao G., Cheng L., Chan K. (1998), *International mutual fund selectivity and market timing during up and down market conditions*, „The Financial Review” vol. 33.
- Kowerski M. (2008), *Trójczynnikowy model Famy i Frencha dla Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie*, „Przegląd Statystyczny” nr 55 (4), s. 131–145.

¹ Ze względu na ograniczony rozmiar artykułu, wyniki poszczególnych testów dla wszystkich FI nie zostały zaprezentowane w pracy, ale mogą być udostępnione na życzenie.

- Mościbrodzka M. (2014), *Stabilność czynników ryzyka w modelu Famy-Frencha wyceny kapitału na GPW w Warszawie*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 803, „Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia” nr 66, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, s. 305–319.
- Olbrys J. (2011a), *Obciążenie estymatora współczynnika alfa Jensena a interpretacje parametrów klasycznych modeli market-timing*, „Przegląd Statystyczny”, s. 42–59.
- Olbrys J. (2011b), *Wieloczynnikowe hybrydowe modele market-timing polskich funduszy inwestycyjnych*, Studia Ekonomiczne, Zeszyty Naukowe Wydziałowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach nr 1 (97), s. 149–161.
- Olbrys J. (2010a), *Czynniki Famy-Frencha w wieloczynnikowych modelach market-timing polskich funduszy inwestycyjnych*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, „Finanse. Rynki Finansowe. Ubezpieczenia” nr 29, s. 33–48.
- Olbrys J. (2010b), *Three-factor market-timing models with Fama and French's spread variables*, „Operations Research and Decisions” vol. 2, s. 91–106.
- Olbrys J. (2010c), *Ocena efektywności zarządzania portfelem funduszu inwestycyjnego z wykorzystaniem wybranych wieloczynnikowych modeli market-timing*, „Optimum. Studia Ekonomiczne” nr 4 (48), s. 44–61.
- Olbrys J. (2009), *Conditional market-timing models for mutual fund performance evaluation*, Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego nr 4 (2), s. 519–532.
- Olbrys J. (2008a), *Parametryczne testy umiejętności wyczucia rynku – porównanie wybranych metod na przykładzie OFI akcji*, w: *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych IX*, red. Z. Binderman Wydawnictwo SGGW, Warszawa, s. 81–88.
- Olbrys J. (2008b), *Ocena umiejętności stosowania strategii market-timing przez zarządzających portfelami funduszy inwestycyjnych a częstotliwość danych*, Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania nr 10, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, s. 96–105.
- Olbrys J. (2008c), *Parametric tests for timing and selectivity in Polish mutual fund performance*, „Optimum. Studia Ekonomiczne” nr 3 (39), s. 107–118.
- Reilly F.K., Brown K.C. (2001), *Analiza inwestycji i zarządzanie portfelem*, t. II, PWE, Warszawa.
- Romacho J.C., Cortez M.C. (2006), *Timing and selectivity in Portuguese mutual fund performance*, „Research in International Business and Finance” vol. 20.
- Treynor J., Mazuy K. (1966), *Can mutual funds outguess the market?*, „Harvard Business Review” vol. 44, s. 131–136.

DYNAMIC VERSIONS OF THE HYBRID MODELS OF MARKET TIMING AND VERIFICATION OF THEIR USEFULNESS IN ASSESSING THE RISK AND THE EFFICIENCY OF THE INVESTMENT FUNDS

Abstract: *Purpose* – The aim of the work is an attempt to examine the influence of delayed Famy-French factors and the delayed return rate in the three-factor model on the return rate of the shares investment funds. *Research methodology* – Application and verification of the DLM dynamic models with the distributed delays. The research covered a group of 67 shares investment funds, within the period from January 2009 to June 2015.

Result – The influence of the delayed market variables (including market timing) and Famy-French on the return rate of return from the shares investment funds was verified. It was observed that the market return rates were influenced by the monthly delays, and Famy-French factors were influenced on the quarterly delays.

Originality/value – The result of the analysis is to indicate the need to replace the classic parameters of the MT-FF model by their counterparts in the form of long-term multipliers, which reflect the actual systematic risk and the funds effectiveness.

Keywords: models of market timing, dynamic models, Famy-French factors, systematic risk

Cytowanie

Homa M., Mościbrodzka M. (2016). Dynamiczne wersje hybrydowych modeli market timing oraz weryfikacja ich przydatności w ocenie ryzyka i efektywności funduszy inwestycyjnych. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 1 (79), 73–85; www.wneiz.pl/irfu.