PRACE NAUKOWE UNIWERSYTETU EKONOMICZNEGO WE WROCŁAWIU nr 176
Taksonomia 18. Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania 2011

Joanna Olbryś
Politechnika Białostocka

PROBLEM DANYCH NIESYNCHRONICZNYCH W MODELACH MARKET TIMING*

Streszczenie: Problem danych niesynchronicznych nie został do tej pory zbadany w przypadku modeli market timing polskich funduszy inwestycyjnych. Celem artykułu jest analiza porównawcza wyników estymacji zarówno klasycznych (H-M oraz T-M), jak i zmodyfikowanych trójczynnikowych (uwzględniających czynniki Famy i Frencha) modeli market timing wybranych 15 polskich OFI akcji w okresie styczeń 2003-czerwiec 2010, w oparciu o dane dzienne, po uwzględnieniu tzw. poprawki Dimsona.

Słowa kluczowe: dane niesynchroniczne, modele market timing.

1. Wstęp

Campbell, Lo i MacKinlay w monografii *The Econometrics of Financial Markets* przedstawili szczegółowo problem tzw. niesynchronicznych transakcji na rynku papierów wartościowych (*nonsynchronous trading*, *infrequent trading*, *thin trading*) [Campbell i in., 1997, s. 84-99]. Powstało też wiele prac, których autorzy zwrócili uwagę na istotne zaburzenia wartości podstawowych charakterystyk rozkładów empirycznych stóp zwrotu z akcji czy też indeksów giełdowych, spowodowanych sporadycznymi transakcjami (m.in. [Atchison i in. 1987; Fisher 1966; Perry 1985; Shanken 1987]). Badania przeprowadzone między innymi na rynku amerykańskim (np. [Busse 1999]) potwierdzają istotną poprawę jakości modeli estymowanych z wykorzystaniem danych dziennych po wprowadzeniu tzw. poprawki Dimsona [1979], polegającej na uwzględnieniu w danym modelu opóźnienia zmiennych objaśniających.

* Praca naukowa finansowana ze środków na naukę w latach 2009-2011 jako projekt badawczy własny Nr N N113 173237.

2. Niesynchroniczne transakcje

Przykładem danych, w uproszczeniu przyjmowanych za dane synchroniczne, są tzw. ceny zamknięcia, np. akcji na giełdzie. Cena zamknięcia jest ceną ostatniej zawartej transakcji, która oczywiście nie codziennie ma miejsce o tej samej godzinie, jednak przyjmuje się, że są to dane cykliczne, rejestrowane w każdym dniu roboczym, dokładnie co 24 godziny. Jeśli weźmiemy pod uwagę dwa papiery wartościowe A i B, z których jeden, np. A, znacznie częściej podlega transakcjom niż drugi (B), to szanse na to, że cena zamknięcia akcji A uwzględni istotną informację pojawiającą się tuż przed zamknięciem sesji, są znacznie większe niż w przypadku akcji B. Jednocześnie ceny ostatniej transakcji zarówno w przypadku akcji A, jak i akcji B nazywane są cenami zamknięcia i inwestorzy mają prawo oczekiwać, że obie te ceny odzwierciedlają najświeższą informację rynkową. W przypadku akcji B jednak najprawdopodobniej informacja ta wpłynie na cenę z opóźnieniem (np. dopiero następnego dnia), co może spowodować efekt pozornej korelacji wzajemnej (*spurious cross – autocorrelation*) szeregów dziennych stóp zwrotu akcji A oraz B [Campbell i in. 1997, s. 85]. Konsekwencją niesynchronicznych transakcji może być również ujemna autokorelacja rzędu pierwszego stóp zwrotu z pojedynczych akcji, a także autokorelacja rzędu pierwszego stóp zwrotu z portfela akcji.

Prawdopodobnie L. Fisher [1966] jako pierwszy zauważył problem danych niesynchronicznych, wykazując autokorelację pierwszego rzędu szeregów dziennych stóp zwrotu indeksów giełdowych, znaną w literaturze jako efekt Fishera [Atchison i in. 1987, s. 112]. Można przypuszczać, że problem danych niesynchronicznych w mniejszym stopniu dotyczy wartości jednostek uczestnictwa funduszy inwestycyjnych, ponieważ są one szacowane i podawane do publicznej wiadomości raz dziennie. Jednak wartość jednostki uczestnictwa, np. funduszu akcji, jest zależna od składu portfela i od cen akcji. J.A. Busse, budując model zmienności wyczucia rynku w przypadku funduszy inwestycyjnych na rynku amerykańskim i analizując wiele kombinacji uwzględniających opóźnienia i wyprzedzenia zmiennych objaśniających, stwierdził, że jedynie opóźnienia pierwszego rzędu okazały się istotne statystycznie [Busse 1999, s. 1014].

Problem danych niesynchronicznych nie został do tej pory zbadany w przypadku modeli market timing polskich funduszy inwestycyjnych. Celem artykułu będzie analiza porównawcza wyników estymacji zarówno klasycznych (model H-M [Henriksson, Merton 1981] oraz model T-M [Treynor, Mazuy 1966]), jak i zmodyfikowanych trójczynnikowych (uwzględniających czynniki Famy i Frencha [Fama, French 1993]) modeli market timing wybranych 15 polskich OFI akcji w okresie styczeń 2003-czerwiec 2010, po uwzględnieniu tzw. poprawki Dimsona. Estymację modeli przeprowadzono w oparciu o dane dzienne, zgodnie z wynikami zawartymi w pracy [Olbryś 2008].

3. Klasyczne modele market timing

Klasyczny parametryczny model market timing T-M ma postać [Treynor, Mazuy 1966]:

$$r_{P,t} = \alpha_P + \beta_P \cdot r_{M,t} + \gamma_P \cdot (r_{M,t})^2 + \varepsilon_{P,t}\,, \tag{1}$$

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

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

$R_{P,t}$ − jednookresowa stopa zwrotu z portfela P,

$R_{M,t}$ − jednookresowa stopa zwrotu z portfela rynkowego M,

$R_{F,t}$ − jednookresowa wolna od ryzyka stopa zwrotu,

α_P − miara umiejętności zarządzającego portfelem P w zakresie selektywności aktywów (współczynnik alfa Jensena),

β_P − miara ryzyka systematycznego portfela P,

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

$\varepsilon_{P,t}$ − składnik losowy, spełniający następujące standardowe założenia modelu CAPM: $E(\varepsilon_{P,t}) = 0;\quad E(\varepsilon_{P,t} | \varepsilon_{P,t-1}) = 0$.

Współczynnik α_P w równaniu (1) jest dodatni, jeśli menadżer ma zdolność przewidywania w zakresie selektywności aktywów. Zgodnie z interpretacją Jensena, dodatnia, ale nieistotna statystycznie, wartość parametru α_P może być efektem dodatniego obciążenia estymatora tego parametru i niekoniecznie musi świadczyć o umiejętnościach zarządzającego portfelem. Równanie (1) jest modelem regresji kwadratowej. Jeśli zarządzający portfelem zwiększa (zmniejsza) ekspozycję portfela na ryzyko rynkowe w przypadku wzrostów (spadków) stopy zwrotu z portfela rynkowego, wtedy stopa zwrotu z portfela jest wypukłą funkcją rynkowej stopy zwrotu i parametr γ_P jest dodatni.

Klasyczny parametryczny model H-M [Henriksson, Merton 1981] umożliwia identyfikację i ocenę umiejętności zarządzającego portfelem inwestycyjnym w zakresie stosowania techniki market timing, a także selekcji aktywów. Model H-M ma postać:

$$r_{P,t} = \alpha_P + \beta_P \cdot r_{M,t} + \gamma_P \cdot y_{M,t} + \varepsilon_{P,t}\,, \tag{2}$$

gdzie: $r_{P,t}$, $r_{M,t}$, α_P, β_P, γ_P, $\varepsilon_{P,t}$ – jak we wzorze (1),

$y_{M,t} = \max\{0,\ R_{F,t} - R_{M,t}\} = \max\{0, -r_{M,t}\}$.

Równanie (2) wynika z modelu Mertona, który uzasadnił, że doskonałe wyczucie rynku można teoretycznie uzyskać, budując strategię opcyjną typu *protective put*, replikującą strukturę stóp zwrotu uzyskaną w wyniku perfekcyjnego stosowania strategii market timing. Estymator $\hat{\alpha}_P$ jest miarą wpływu umiejętności menadżera w zakresie doboru papierów wartościowych (*selectivity*) na wyniki inwestycyjne. Testowana hipoteza zerowa ma postać:

$$H_0 : \alpha_P = 0, \tag{3}$$

tzn. przypuszczamy, że zarządzający portfelem nie posiada umiejętności w zakresie selektywności aktywów, czyli przewidywania w skali mikro.

Estymator $\hat{\beta}_P$ reprezentuje część środków zainwestowaną w portfel rynkowy zgodnie ze strategią opcyjną Mertona, natomiast estymator $\hat{\gamma}_P$ liczbę „darmowych" opcji sprzedaży. W tym kontekście badanie umiejętności w zakresie wyczucia rynku jest równoznaczne z testowaniem hipotezy zerowej:

$$H_0 : \gamma_P = 0, \tag{4}$$

czyli zarządzający portfelem nie posiada umiejętności w zakresie wyczucia rynku lub ich nie wykorzystuje. Ujemna wartość estymatora $\hat{\gamma}_P$ oznacza negatywny wpływ stosowania techniki market timing na wartość portfela.

4. Trójczynnikowe modyfikacje klasycznych modeli market timing

Trójczynnikowa modyfikacja klasycznego parametrycznego modelu market timing Treynora–Mazuya (1), czyli model T-M-FF ma postać [Olbryś 2010]:

$$r_{P,t} = \alpha_P + \beta_P \cdot r_{M,t} + \delta_{1P} \cdot r_{SMB,t} + \delta_{2P} \cdot r_{HML,t} + \gamma_P \cdot (r_{M,t})^2 + \varepsilon_{P,t}, \tag{5}$$

gdzie: $r_{P,t}$, $r_{M,t}$, α_P, β_P, γ_P, $\varepsilon_{P,t}$ – jak we wzorze (1),

$r_{SMB,t} = R_{SMB,t} - R_{F,t}$ – nadwyżką zwykłej stopy zwrotu z portfela naśladującego SMB nad wolną od ryzyka stopą zwrotu w okresie t,

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

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

δ_{2P} – miara wrażliwości stopy zwrotu z portfela P na zmiany stopy zwrotu portfela HML.

Model H-M-FF, czyli trójczynnikowa modyfikacja klasycznego parametrycznego modelu market timing Henrikssona–Mertona (2), uwzględniająca czynniki rozpiętościowe Famy i Frencha, ma postać [Olbryś 2010]:

$$r_{P,t} = \alpha_P + \beta_P \cdot r_{M,t} + \delta_{1P} \cdot r_{SMB,t} + \delta_{2P} \cdot r_{HML,t} + \gamma_P \cdot y_{M,t} + \varepsilon_{P,t}\,, \qquad (6)$$

gdzie $r_{P,t}$, $r_{M,t}$, $y_{M,t}$, $r_{SMB,t}$, $r_{HML,t}$, α_P, β_P, γ_P, δ_{1P}, δ_{2P}, $\varepsilon_{P,t}$ – jak we wzorach (2) oraz (5).

Portfele naśladujące SMB (*Small-minus-Big*) oraz HML (*High-minus-Low*) skonstruowano na polskim rynku w pracy [Olbryś 2010], z wykorzystaniem procedury zaproponowanej przez Famę i Frencha [Fama, French 1993].

5. Wyniki empiryczne

Estymację modeli market timing 15 polskich funduszy inwestycyjnych akcji przeprowadzono z wykorzystaniem dziennych logarytmicznych nadwyżek stóp zwrotu jednostek uczestnictwa z okresu 2.01.2003-30.06.2010 (po 1884 obserwacjach dla każdego funduszu). Dzienne 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. Logarytmiczne nadwyżki stóp zwrotu zostały wyznaczone zgodnie z zależnością:

$$\text{stopa logarytmiczna} = \ln(1 + \text{stopa prosta}).$$

Celem badania była weryfikacja hipotezy, że proponowana w literaturze przedmiotu tzw. poprawka Dimsona wpływa na poprawienie jakości uzyskanych modeli market-timing przy założeniu, iż w przypadku danych dziennych mogą wystąpić zaburzenia spowodowane prawdopodobnym brakiem synchroniczności. Wprawdzie Dimson proponował uwzględnienie w modelu zmiennych z opóźnieniem oraz wyprzedzeniem do rzędu trzeciego włącznie, jednak biorąc pod uwagę wyniki późniejszych prac innych autorów (m.in. [Busse 1999]), zostały przetestowane jedynie opóźnienia rzędu pierwszego. Do estymacji wszystkich modeli wykorzystano tzw. estymatory odporne Neweya-Westa (HAC), z korektą heteroskedastyczności i autokorelacji. Podsumowanie wyników badań empirycznych przedstawiono w sposób zwarty w tab. 1 i 2. Ze względu na ograniczoną objętość niniejszego opracowania szczegółowe wyniki estymacji modeli są dostępne na życzenie, natomiast interpretacje wartości estymatorów zawiera praca [Olbryś 2010].

Tabela 1. Podsumowanie wyników estymacji modeli T-M (1) oraz T-M-FF (5) (dane z okresu 2 stycznia 2003-30 czerwca 2010)

Fundusz akcji	Model T-M (1)					Istotność opóźnień zmiennych objaśniających $k = -1$		Model T-M-FF (5)							Istotność opóźnień zmiennych objaśniających $k = -1$			
	$\hat{\alpha}_P$	$\hat{\beta}_P$	$\hat{\gamma}_P$	SBC	$\overline{R^2}$	$r_{M,t-1}$	$r^2_{M,t-1}$	$\hat{\alpha}_P$	$\hat{\beta}_P$	$\hat{\gamma}_P$	$\hat{\delta}_{1P}$	$\hat{\delta}_{2P}$	SBC	$\overline{R^2}$	$r_{M,t-1}$	$r^2_{M,t-1}$	$r_{SMB,t-1}$	$r_{HML,t-1}$
Arka BZ WBK Akcji FIO	0,0006	0,721	–2,28	–12 921	0,632	***		0,0005	0,740	–1,95	0,072	0,054	–12 939	0,639	***	*		*
Aviva Investors FIO Polskich Akcji	0,0005	0,758	–1,85	–13 356	0,704	***	*	0,0005	0,762	–1,82	0,004	0,031	–13 349	0,705	***	**	**	
BPH FIO Akcji	0,0002	0,720	–0,93	–13 813	0,730	***	**	0,0001	0,725	–0,86	0,012	0,036	–13 812	0,731	***	**		*
DWS Polska FIO Top 25 Małych Spółek	0,0005	0,408	–2,35	–11 970	0,256	***	**	0,0002	0,456	–1,39	0,215	0,080	–12 107	0,313	***	*	***	**
DWS Polska FIO Akcji	0,0002	0,647	–1,38	–11 560	0,399	***		0,0001	0,656	–1,22	0,034	0,031	–11 550	0,400	***		**	
DWS Polska FIO Akcji Plus	0,0003	0,554	–1,53	–11 913	0,372	***		0,0001	0,575	–1,12	0,093	0,036	–11 925	0,380	***			
ING FIO Akcji	0,0001	0,755	–0,89	–13 456	0,711	***	*	0,0000	0,761	–0,82	0,011	0,037	–13 453	0,713	***	*		***
Legg Mason Akcji FIO	0,0003	0,696	–1,04	–13 774	0,713	***		0,0003	0,703	–0,95	0,017	0,038	–13 773	0,715	***			**
Millennium FIO Akcji	0,0001	0,684	–1,14	–13 609	0,687	***		0,0000	0,696	–0,98	0,033	0,057	–13 625	0,692	***			**
Pioneer Akcji Polskich FIO	0,0001	0,811	–1,57	–13 158	0,709	***		0,0000	0,815	–1,56	0,0001	0,036	–13 154	0,711	***			***
PKO/CREDIT SUISSE Akcji FIO	0,0003	0,565	–2,27	–12 374	0,444	***		0,0002	0,575	–2,12	0,031	0,037	–12 367	0,446	***		*	
PZU FIO Akcji KRAKOWIAK	0,0002	0,708	–1,37	–13 617	0,704	***	**	0,0001	0,712	–1,35	–0,0007	0,041	–13 621	0,706	***	**		*
SEB 3 – Akcji FIO	0,0004	0,512	–2,04	–11 744	0,319	***		0,0003	0,529	–1,68	0,081	0,020	–11 748	0,325	***		*	
Skarbiec – Akcja FIO	0,0003	0,473	–0,61	–11 961	0,303	***		0,0002	0,489	–0,29	0,071	0,030	–11 963	0,309	***			
UniKorona Akcja FIO	0,0005	0,514	–1,41	–11 717	0,314	***		0,0003	0,532	–1,03	0,086	0,026	–11 723	0,321	***			

Źródło: opracowanie własne (z wykorzystaniem pakietu Gretl 1.8.5).

Tabela 2. Podsumowanie wyników estymacji modeli H-M (2) oraz H-M-FF (6) (dane z okresu 2 stycznia 2003-30 czerwca 2010)

Fundusz akcji	Model H-M (2)					Istotność opóźnień zmiennych objaśniających $k = -1$		Model H-M-FF (6)							Istotność opóźnień zmiennych objaśniających $k = -1$			
	$\hat{\alpha}_P$	$\hat{\beta}_P$	$\hat{\gamma}_P$	SBC	$\overline{R}^2$	$r_{M,t-1}$	$y_{M,t-1}$	$\hat{\alpha}_P$	$\hat{\beta}_P$	$\hat{\gamma}_P$	$\hat{\delta}_{1P}$	$\hat{\delta}_{2P}$	SBC	$\overline{R^2}$	$r_{M,t-1}$	$y_{M,t-1}$	$r_{SMB,t-1}$	$r_{HML,t-1}$
Arka BZ WBK Akcji FIO	0,0012	0,630	–0,19	–12 917	0,632	***		0,0009	0,664	–0,16	0,072	0,054	–12 936	0,638	***			*
Aviva Investors FIO Polskich Akcji	0,0009	0,683	–0,16	–13 354	0,704	***		0,0009	0,688	–0,16	0,004	0,031	–13 347	0,705	***		**	
BPH FIO Akcji	0,0004	0,677	–0,09	–13 814	0,730	***		0,0004	0,686	–0,08	0,012	0,036	–13 812	0,731	***	**		*
DWS Polska FIO Top 25 Małych Spółek	0,0010	0,311	–0,20	–11 968	0,256	***	***	0,0004	0,402	–0,11	0,215	0,080	–12 106	0,312	***	**	***	**
DWS Polska FIO Akcji	0,0005	0,591	–0,12	–11 560	0,399	***		0,0004	0,608	–0,10	0,034	0,031	–11 549	0,400	***		**	
DWS Polska FIO Akcji Plus	0,0007	0,487	–0,14	–11 913	0,372	***		0,0004	0,526	–0,10	0,093	0,036	–11 925	0,380	***			
ING FIO Akcji	0,0004	0,711	–0,09	–13 458	0,711	***		0,0003	0,721	–0,08	0,011	0,037	–13 454	0,713	***			***
Legg Mason Akcji FIO	0,0006	0,649	–0,10	–13 774	0,713	***		0,0005	0,661	–0,09	0,017	0,038	–13 774	0,715	***			**
Millennium FIO Akcji	0,0005	0,627	–0,12	–13 612	0,688	***		0,0003	0,647	–0,10	0,033	0,057	–13 627	0,692	***			**
Pioneer Akcji Polskich FIO	0,0005	0,746	–0,14	–13 157	0,709	***		0,0005	0,751	–0,14	0,0001	0,036	–13 153	0,711	***			***
PKO/CREDIT SUISSE Akcji FIO	0,0008	0,471	–0,20	–12 373	0,444	***		0,0007	0,487	–0,18	0,031	0,037	–12 365	0,445	***		*	
PZU FIO Akcji KRAKOWIAK	0,0005	0,647	–0,13	–13 618	0,704	***		0,0005	0,653	–0,13	–0,0010	0,041	–13 622	0,706	***			*
SEB 3 – Akcji FIO	0,0009	0,432	–0,17	–11 742	0,318	***		0,0007	0,465	–0,13	0,081	0,020	–11 746	0,324	***		*	
Skarbiec – Akcja FIO	0,0006	0,434	–0,08	–11 963	0,304	***		0,0004	0,464	–0,05	0,071	0,030	–11 964	0,309	***			
UniKorona Akcja FIO	0,0009	0,450	–0,13	–11 718	0,314	***		0,0006	0,485	–0,10	0,086	0,026	–11 723	0,321	***			

Źródło: opracowanie własne (z wykorzystaniem pakietu Gretl 1.8.5).

Zmodyfikowane modele trójczynnikowe T-M-FF (5) oraz H-M-FF (6), po uwzględnieniu opóźnienia zmiennej $r_{M,t}$, przyjmą zatem postać:

Model T-M-FF:

$$\begin{aligned} r_{P,t} = \alpha_P + \beta_{1P} \times r_{M,t} + \beta_{2P} \times r_{M,t\text{-}1} + \delta_{1P} \times r_{SMB,t} + \\ +\delta_{2P} \times r_{HML,t} + \gamma_P \times (r_{M,t})^2 + \varepsilon_{P,t} \end{aligned} . \tag{7}$$

Model H-M-FF:

$$r_{P,t} = \alpha_P + \beta_{1P} \cdot r_{M,t} + \beta_{2P} \cdot r_{M,t-1} + \delta_{1P} \cdot r_{SMB,t} + \delta_{2P} \cdot r_{HML,t} + \gamma_P \cdot y_{M,t} + \varepsilon_{P,t} . \tag{8}$$

6. Podsumowanie

Na podstawie wyników badań empirycznych przedstawionych w tab. 1 i 2 można wnioskować, że problem niesynchronicznych transakcji najprawdopodobniej występuje na polskim rynku giełdowym. Istotność opóźnień rzędu pierwszego rynkowej zmiennej objaśniającej $r_{M,t}$ wskazuje zasadność uwzględnienia opóźnienia tej zmiennej w modelach market timing polskich OFI. Potwierdzają to również wartości kryterium informacyjnego Schwartza (*SBC*) oraz skorygowanego współczynnika determinacji $\overline{R}^2$.

Literatura

Atchison M., Butler K., Simonds R., *Nonsynchronous security trading and market index autocorrelation*, „Journal of Finance” 1987, 42, s. 111-118.

Busse J. A., *Volatility timing in mutual funds: Evidence from daily returns*, „The Review of Financial Studies” 1999, 12, no. 5, s. 1009-1041.

Campbell J.Y., Lo A.W., MacKinlay A.C., *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, New Jersey 1997.

Dimson E., *Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading*, „Journal of Financial Economics” 1979, 7, s. 197-226.

Fama E.F., French K.R., *Common risk factors in the returns on stocks and bonds*, „Journal of Financial Economics” 1993, 33, s. 3-56.

Fisher L., *Some new stock market indexes*, „Journal of Business” 1966, 39, s. 191-225.

Henriksson R., Merton R., *On market timing and investment performance. II. Statistical procedures for evaluating forecasting skills*, „Journal of Business” 1981, 54, no. 4, s. 513-533.

Olbryś J., *Three-factor market-timing models with Fama and French’s spread variables*, „Operations Research and Decisions” 2010, 2, s. 91-106.

Olbryś J., *Czynniki Famy i Frencha w wieloczynnikowych modelach market-timing polskich funduszy inwestycyjnych*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia” 2010, z. 29, s. 33-48.

Olbryś J., *Ocena umiejętności stosowania strategii market-timing przez zarządzających portfelami funduszy inwestycyjnych a częstotliwość danych*, „Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania” nr 10, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin 2008, s. 96-105.

Perry P.R., *Portfolio serial correlation and nonsynchronous trading*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis” 1985, 20, s. 517-523.

Shanken J., *Nonsynchronous data and the covariance-factor structure of returns*, „Journal of Finance” 1987, 42, s. 221-232.

Treynor J., Mazuy K., *Can mutual funds outguess the market?*, „Harvard Business Review” 1966, 44, s. 131-136.

NONSYNCHRONOUS TRADING PROBLEM IN MARKET TIMING MODELS

Summary: A nonsynchronous trading problem has not been investigated in the case of market timing models of Polish equity mutual funds. The main goal of this paper is a comparative analysis of regression results of classical (T-M and H-M) and modified (T-M-FF and H-M-FF) models of 15 selected funds in the period January 2003 – June 2010. We used Dimson’s correction and include lagged values of the factors as additional independent variables in the regressions to accommodate infrequent trading.