

Joanna Olbryś

Politechnika Białostocka

POMIAR SZYBKOŚCI DOSTOSOWANIA CENY PAPIERU WARTOŚCIOWEGO DO ZMIAN W ZBIORZE INFORMACJI RYNKOWYCH NA PRZYKŁADZIE SPÓŁEK Z GPW W WARSZAWIE S.A.

Wprowadzenie

Wszystkie rynki kapitałowe, a w szczególności rynki rozwijające się (emerging markets), w tym również rynek polski, zagrożone są występowaniem niepożądanych zjawisk empirycznych, które mogą zakłócać przebieg procesów transakcyjnych oraz fałszować wyniki analiz statystycznych czy ekonometrycznych, a w konsekwencji prowadzić nawet do niewłaściwych decyzji inwestycyjnych. W światowej literaturze przedmiotu jako najważniejsze wymienia się efekty niesynchronizacji transakcji I oraz II rodzaju (nonsynchronous trading effects I and II) czy też problemy związane z kosztami transakcyjnymi, w tym z rozpiętością cen sprzedaż/kupno (bid/ask spread). Według literatury, konsekwencją tych zjawisk, interpretowanych przez wielu badaczy jako przyczyny występowania zakłóceń (frictions) lub inaczej „tarcia” (friction) w procesach transakcyjnych, mogą być różne problemy z zakresu finansów empirycznych¹.

Celem pracy jest analiza teoretyczno-empiryczna problemu opóźnień w dostosowaniu ceny papieru wartościowego do zmian w zbiorze informacji rynkowych, w kontekście polskiego rynku kapitałowego oraz pomiar szybkości dostosowania cen akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie S.A., w grupie 20 spółek, notowanych w okresie styczeń 2007-grudzień 2012.

¹ J. Olbryś: Tarcie w procesach transakcyjnych i jego konsekwencje. W: Inwestycje finansowe i ubezpieczenia. Tendencje światowe a rynek polski. Prace Naukowe. Uniwersytet Ekonomiczny, Wrocław 2012, Vol. 254.

1. Konsekwencje empiryczne zakłóceń w procesach transakcyjnych

Analizując konsekwencje występowania zakłóceń w procesach transakcyjnych, Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz i Whitcomb (1980) zaproponowali pierwszy w literaturze przegląd i podsumowanie wyników badań w tym temacie. Autorzy nawiązali do zasad dynamiki Newtona, krytykując powszechnie przyjęte w badaniach teoretycznych i empirycznych założenie, że proces transakcyjny odbywa się w warunkach idealnych, bez zakłóceń. Omówili najważniejsze prawidłowości empiryczne (określane często również jako anomalie – phenomena), dotyczące własności szeregów stóp zwrotu spółek oraz indeksów giełdowych i portfeli inwestycyjnych, jak również modeli wyceny estymowanych z wykorzystaniem tych szeregów czasowych². Wybrane prawidłowości to: 1) efekty autokorelacji, korelacji przekrojowych oraz przekrojowych międzyokresowych w szeregach stóp zwrotu spółek giełdowych, 2) efekt autokorelacji w szeregach stóp zwrotu portfeli inwestycyjnych, 3) problem opóźnień w dostosowaniu ceny papieru wartościowego do napływającej na rynek informacji, 4) problem obciążenia estymatora parametru ryzyka systematycznego, czyli tzw. efekt przedziałowy tego parametru, oraz 5) efekt przedziałowy współczynnika determinacji modelu wyceny aktywów kapitałowych.

2. Problem opóźnień w dostosowaniu ceny papieru wartościowego do napływającej na rynek informacji

Prawdopodobnie artykuł Fama, Fishera, Jensena i Rolla (1969) był jedną z pierwszych prac, w których pojawiło się pojęcie szybkości dostosowania cen akcji do napływającej na rynek informacji (speed of adjustment of prices). Celem autorów było uzupełnienie luki w badaniach empirycznych, dotyczących oddziaływania różnego rodzaju informacji na ceny papierów wartościowych, w kontekście testowania hipotezy o efektywności informacyjnej rynku³. W fundamentalnej pracy z 1970 roku Fama użył pojęcia szybkości dostosowania ceny papieru wartościowego do napływającej na rynek informacji (speed of price

² K.J. Cohen, G.A. Hawawini, S.F. Maier, R.A. Schwartz, D.K. Whitcomb: Implications of Microstructure Theory for Empirical Research on Stock Price Behaviour. „Journal of Finance” 1980, No. 35.

³ E.F. Fama, L. Fisher, M.C. Jensen, R. Roll: The Adjustment of Stock Prices to New Information. „International Economic Review” 1969, Vol. 10, No. 1.

adjustment) w kontekście testowania pól silnej formy hipotezy o efektywności informacyjnej rynku⁴. W pracach z wczesnych lat 80. pojawiają się również podobne określenia, które jednak nie przyjęły się tak powszechnie, jak stwierdzenie Fama. Na przykład Hawawini i Vora (1980) zaproponowali hipotezę szybkości dostosowania ceny (speed-of-the-price-adjustment hypothesis) realizując bardzo obszerne badania empiryczne, dotyczące wpływu opóźnień stopy zwrotu z ważonego wartościami rynkowymi portfela indeksowego na efekt estymacji modelu Sharpe'a, na przykładzie 1115 spółek z giełd NYSE (New York Stock Exchange) oraz AMEX (American Stock Exchange). Stwierdzili, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy szybkości dostosowania ceny, ponieważ papiery notowane na mniej płynnym rynku (w tym przypadku AMEX), wykazały istotne opóźnienia w stosunku do portfela rynkowego⁵. Zgodnie z literaturą przedmiotu, problem opóźnień w dostosowaniu ceny papieru wartościowego do napływającej na rynek informacji (price-adjustment delays) jest jedną z poważniejszych konsekwencji występowania zakłóceń w procesach transakcyjnych i związany jest głównie ze zjawiskiem niesynchronizacji transakcji I rodzaju, jak również z problemem rozpiętości cen sprzedaż/kupno oraz innych kosztów transakcyjnych, chociaż niektórzy autorzy stwierdzają, że oprócz wpływu niesynchronizacji transakcji są inne czynniki (price-adjustment delay factors), które powodują wspomniane opóźnienia⁶. Francis (1975) dokonał próby identyfikacji papierów wartościowych z tendencją do opóźnień lub wyprzedzeń stóp zwrotu w stosunku do stopy zwrotu z portfela rynkowego, poddając analizie 770 spółek z giełdy nowojorskiej NYSE w okresie styczeń 1958-grudzień 1967⁷. Theobald i Price (1984) zwrócili uwagę na istotny aspekt trudności w badaniach empirycznych, polegających na bezpośredniej analizie opóźnień w reakcji cen akcji na nową informację rynkową, z powodu „nieobserwowalności” opóźnień. Oznacza to, że formułując hipotezę badawczą, dotyczącą występowania ewentualnych opóźnień, nie jesteśmy w stanie ściśle określić i zapisać w sposób formalny ich przyczyny⁸. Obszerne badania Mecha

⁴ E.F. Fama: Efficient Capital Markets: a Review of Theory and Empirical Work. „Journal of Finance” 1970, No. 15, s. 388.

⁵ G.A. Hawawini, A. Vora: Evidence of Intertemporal Systematic Risks in the Daily Price Movements of NYSE and AMEX Common Stocks. „Journal of Financial and Quantitative Analysis” 1980, Vol. 15, No. 2.

⁶ M. Atchison, K. Butler, R. Simonds: Nonsynchronous Security Trading and Market Index Autocorrelation. „Journal of Finance” 1987, No. 42, s. 111.

⁷ J.C. Francis: Intertemporal Differences in Systematic Stock Price Movements. „Journal of Financial and Quantitative Analysis” 1975, Vol. 10, No. 2.

⁸ M. Theobald, V. Price: Seasonality Estimation in Thin Markets. „Journal of Finance” 1984, Vol. 39, No. 2.

(1993) dotyczyły weryfikacji hipotezy badawczej o przyczynach autokorelacji w szeregach stóp zwrotu z portfeli inwestycyjnych. W konkluzji Mech stwierdził, że podstawową przyczyną wspomnianych autokorelacji są koszty transakcyjne, powodujące opóźnienia w dostosowywaniu cen papierów wartościowych do napływającej na rynek informacji oraz zaproponował dość radykalne wnioski odnośnie do braku efektywności informacyjnej rynku, z powodu niepełnego odzwierciedlenia przez cenę rynkową wszystkich dostępnych informacji⁹.

Temat opóźnień w dostosowaniu cen do napływającej na rynek informacji pojawia się również w polskiej literaturze przedmiotu. Przykładem może być praca Wójtowicza (2010), poddająca analizie znaczenie wielkości obrotów dla szybkości reakcji cen akcji spółek, notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie S.A., na pojawiające się na rynku nowe informacje. Badania dotyczyły spółek notowanych w systemie ciągłym, na rynku podstawowym, w okresie styczeń 2003-grudzień 2009. Uzyskane przez autora wyniki potwierdziły, że napływające na rynek informacje szybciej znajdują odzwierciedlenie w cenach akcji spółek o wysokich obrotach¹⁰.

3. Pomiar szybkości dostosowania cen akcji do zmian w zbiorze informacji rynkowych

Trudności empiryczne w oszacowaniu opóźnień w reakcji cen papierów wartościowych na napływającą na rynek informację przyczyniły się do powstania miar opóźnień, nazywanych też czasem miarami szybkości dostosowania cen (measures of speed of adjustment). Miary te mogą być wyznaczone z wykorzystaniem dziennych stóp zwrotu z papierów wartościowych oraz portfeli pełniących rolę portfela odniesienia¹¹ lub indeksów giełdowych, pełniących rolę portfela rynkowego¹². Chordia i Swaminathan (2000) zaproponowali miarę szybkości dostosowania cen papierów wartościowych do zmian w zbiorze informacji rynkowych (measure of speed of adjustment), która jest pewną modyfi-

⁹ T.S. Mech: Portfolio Return Autocorrelation. „Journal of Financial Economics” 1993, No. 34, s. 343.

¹⁰ T. Wójtowicz: Wielkość obrotu a wzajemne korelacje stóp zwrotu spółek z GPW w Warszawie. „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia. Skuteczne Inwestowanie” 2010, Vol. 29, nr 616.

¹¹ G. McQueen, M. Pinegar, S. Thorley: Delayed Reaction to Good News and Cross-Autocorrelation of Portfolio Returns. „Journal of Finance” 1996, No. 51.

¹² T. Chordia, B. Swaminathan: Trading Volume and Cross-Autocorrelations in Stock Returns. „Journal of Finance” 2000, No. 55.

kacją miary z pracy (McQueen, Pinegar, Thorley 1996). Wykorzystali procedurę Dimsona (1979)¹³ korekty obciążenia parametru ryzyka systematycznego papieru wartościowego i , na rynku z problemem niesynchronizacji transakcji I rodzaju, stosując pomocniczą regresję wieloraką, z opóźnieniem i wyprzedzeniem $L = 5$ (w przypadku estymacji na podstawie danych dziennych)

$$\hat{r}_{i,t} = \hat{\alpha}_i + \sum_{k=-5}^5 \hat{\beta}_{i,k} \cdot r_{M,t+k} \quad (1)$$

W równaniu regresji (1) zmienną objaśnianą jest dzienna stopa zwrotu z akcji i -tej, natomiast zmiennymi objaśniającymi są dzienne stopy zwrotu z portfela rynkowego M , postaci $r_{M,t+k}$, $k = -5, \dots, 5$, czyli odpowiednio z wyprzedzeniem (leading), równoczesne (contemporaneous) oraz opóźnione (lagged).

Wyjaśniając ideę miary szybkości dostosowania cen, zaproponowanej przez Chordię i Swaminathana, w sposób opisowy, w najprostszym przypadku $k = \pm 1$ zauważmy, porównując szybkość dostosowania cen dwóch papierów wartościowych A i B, że cena (stopa zwrotu) akcji B szybciej reaguje na zmiany w zbiorze informacji rynkowych niż cena (stopa zwrotu) akcji A wtedy i tylko wtedy, gdy w przypadku „równoczesnych” (contemporaneous) współczynników beta zachodzi nierówność $\beta_{B,0} > \beta_{A,0}$, natomiast w przypadku „opóźnionych” (lagged) beta – nierówność $\beta_{B,-1} < \beta_{A,-1}$. Można zatem stwierdzić, że akcja B szybciej reaguje na pojawiającą się nową informację niż akcja A wtedy i tylko wtedy, gdy $\frac{\beta_{B,-1}}{\beta_{B,0}} < \frac{\beta_{A,-1}}{\beta_{A,0}}$.

W przypadku regresji Dimsona (1979), określonej równaniem (1) dla $k = -5, \dots, 5$, współczynnik szybkości dostosowania ceny akcji i -tej ma postać¹⁴

$$x = \frac{\sum_{k=-5}^{-1} \beta_{i,k}}{\beta_{i,0}} \quad (2)$$

¹³ E. Dimson: Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading. „Journal of Financial Economics” 1979, No. 7.

¹⁴ T. Chordia, B. Swaminathan: Op. cit., s. 931.

Stosując funkcję logistyczną, której argumentem jest współczynnik x określony wzorem (2), można uzyskać miarę szybkości dostosowania cen akcji i -tej w postaci¹⁵

$$DELAY_i = \frac{1}{1 + e^{-x}} \quad (3)$$

W przypadku $x > 0$, miara (3) generuje wartości spełniające warunek: $DELAY_i > 0,5$, natomiast dla $x < 0$, wartości spełniające nierówność przeciwną: $DELAY_i < 0,5$. W kontekście interpretacji wartości miary (3), interesujące są podstawowe własności funkcji logistycznej. Po pierwsze, jest to funkcja rosnąca argumentu x . Po drugie, przyjmuje wartości z przedziału $(0, 1)$. Wartości bliskie zera oznaczają szybsze dostosowanie (czyli mniejsze opóźnienie) cen akcji i -tej, natomiast wartości bliskie jedności – wolniejsze dostosowanie (czyli większe opóźnienie).

4. Charakterystyka danych i wyniki empiryczne na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie S.A.

Tak zwane surowe dane (raw data) spółek oraz głównego indeksu giełdy warszawskiej WIG stanowiły ceny zamknięcia od 29.12.2006 do 30.12.2012, pobrane ze strony www.gpwinfostrefa. Na podstawie cen zamknięcia uzyskano dzienne logarytmiczne stopy zwrotu spółek oraz indeksu WIG. Selekcja spółek do bazy odbyła się poprzez identyfikację, które spółki były notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie S.A. 29.12.2006. Następnie usunięto z bazy spółki stwarzające różne problemy empiryczne (np. takie spółki, których notowania były przez dłuższy czas zawieszane, które przestały być notowane na GPW w badanym okresie, które przeszły podział akcji itp.). Ostatecznie do bazy weszło 185 spółek¹⁶. Ze strony www.bankier.pl (na podstawie serwisu Notoria) pobrano z raportów rocznych z lat 2006-2011 (czyli stan

¹⁵ Celem dodatniej i rosnącej transformacji współczynnika (2) do postaci (3), zaproponowanej w pracy (Chordia, Swaminathan 2000) było uzyskanie wartości miary opóźnienia z przedziału $(0, 1)$.

¹⁶ Metodę tworzenia bazy danych, zawierającej stałą liczbę spółek w badanym okresie, zaproponował i uzasadnił Mech (T.S. Mech: Op. cit.). W literaturze można znaleźć również badania, prowadzone z wykorzystaniem baz danych, aktualizowanych dynamicznie, jednak nie jest to sposób odpowiedni dla ciągle rozwijającego się rynku polskiego.

na koniec danego roku) liczbę akcji. Wartość rynkową MV (Market Value), przypadającą na 1 akcję, stanowiła cena zamknięcia w ostatnim dniu roboczym grudnia danego roku. Następnie obliczono wartość rynkową MV każdej akcji, mnożąc liczbę akcji przez MV/1 akcję. Sortowanie spółek według wartości wskaźnika MV wykonano w dniach: 29.12.2006, 28.12.2007, 31.12.2008, 31.12.2009, 31.12.2010 oraz 30.12.2011. Łącznie wykonano sortowanie sześć razy. Spółki posortowane według wartości rynkowej MV były dzielone na trzy grupy:

1) spółki duże (BIG), dla których wartość rynkowa akcji MV była nie mniejsza od percentyla 70% (56 spółek),

2) spółki średnie (MEDIUM), dla których wartość rynkowa akcji MV była mniejsza od percentyla 70%, ale nie mniejsza od percentyla 30% (73 spółki),

3) spółki małe (SMALL), dla których wartość rynkowa akcji MV była mniejsza od percentyla 30% (56 spółek).

Następnie wybrano te spółki, które w całym analizowanym okresie grudzień 2006-grudzień 2011 były w tej samej grupie. W grupie BIG znalazło się 35 spółek, w grupie MEDIUM – 28 spółek, natomiast w grupie SMALL – 18 spółek.

Pomiar szybkości dostosowania cen akcji poprzez wyznaczenie wartości miary (3) wykonano, w badanym okresie styczeń 2007-grudzień 2012, dla 10 największych spółek z grupy BIG oraz dla 10 najmniejszych spółek z grupy SMALL, z wykorzystaniem dziennych logarytmicznych stóp zwrotu. W pomocniczym równaniu regresji Dimsona (1) zmiennymi objaśniającymi były dzienne logarytmiczne stopy zwrotu z indeksu WIG, odpowiednio z wyprzedzeniem, równoczesne oraz opóźnione. Podsumowanie wyników estymacji pomocniczych modeli regresji postaci (1) przedstawia tabela 1.

Tabela 1

Podsumowanie wyników estymacji pomocniczych modeli regresji postaci (1) (styczeń 2007-grudzień 2012)

Lp.	Symbol	$\hat{\beta}_{i,-5}$	$\hat{\beta}_{i,-4}$	$\hat{\beta}_{i,-3}$	$\hat{\beta}_{i,-2}$	$\hat{\beta}_{i,-1}$	$\hat{\beta}_{i,0}$	$\hat{\beta}_{i,1}$	$\hat{\beta}_{i,2}$	$\hat{\beta}_{i,3}$	$\hat{\beta}_{i,4}$	$\hat{\beta}_{i,5}$	$\overline{R^2}$
Grupa BIG													
1	BRE					**	***	***			**	*	0,56
2	BZW						***				**		0,48
3	BHW		**			***	***	*					0,33
4	KGH				***		***	**	**				0,52
5	PEO				***	**	***						0,68
6	PGN				***	***	***		***				0,28
7	PKN			*	*	*	***				***		0,58
8	PKO	***		*		**	***						0,70
9	TPS		**			**	***	**				**	0,26
10	ZWC	**					***						0,03
Grupa SMALL													
1	BCM		**		**	**	***	**			***		0,05
2	CFL						***	**					0,07
3	EFK			*			***	**					0,09
4	ENP	**					***			*			0,09
5	GMM		*	*	**		***						0,04
6	MZA						***				*		0,03
7	PMD					***	***	**				***	0,09
8	U2K	**				**	***						0,07
9	VRT		**				***					***	0,06
10	WLB						***						0,05

* Istotność parametru na poziomie 0,10; ** istotność parametru na poziomie 0,05; *** istotność parametru na poziomie 0,01.

Wyniki przedstawione w tabeli 1 wykazały niską jakość estymowanych modeli pomocniczych postaci (1), zwłaszcza w przypadku spółek z grupy SMALL ($\overline{R^2}$). Może wydawać się, że jest to związane z faktem ustalenia przez Chordię i Swaminathana (2000) dość dużej wartości stałej $L = 5$, odpowiadającej za wybór maksymalnego rzędu opóźnienia oraz wyprzedzenia zmiennej rynkowej. Należy podkreślić, że wartość stałej L jest czasem wybierana z uwzględnieniem poziomu „słabości” (degree of thinness) papieru wartościowego oraz /lub portfela rynkowego, ale z pewnością nie jest to ścisłe określenie. Dimson (1979) proponował stałą $L = 3$, podczas gdy np. Busse (1999) stwierdził istotność opóźnienia i wyprzedzenia tylko rzędu pierwszego, czyli dla $L = 1$. Jednak estymacja modeli pomocniczych (1), w skorygowanej wersji dla $L = 3$, nie poprawiła ich jakości pod względem dopasowania oraz istotności statystycznej parametrów strukturalnych. Wartości skorygowanego współczynnika determinacji $\overline{R^2}$ kształtowały się na porównywalnym, niskim poziomie¹⁷.

Ponadto, uzyskano wyraźną istotność statystyczną jedynie w przypadku parametru $\hat{\beta}_{i,0}$, stojącego przy zmiennej rynkowej $r_{M,t}$, we wszystkich modelach pomocniczych. Nie zaobserwowano natomiast wyraźnych wzorców stóp zwrotu, związanych z dniem tygodnia. Wydaje się, że otrzymane wyniki istotności parametrów w przypadku zmiennych opóźnionych i z wyprzedzeniem są raczej przypadkowe, zarówno w grupie spółek BIG, jak i SMALL.

Tabela 2 zawiera oszacowane wartości współczynnika (2) oraz miary (3) szybkości dostosowania ceny akcji do napływającej na rynek informacji (w każdej z grup, spółki w kolejności alfabetycznej).

Tabela 2

Wartości współczynnika (2) oraz miary (3) szybkości dostosowania ceny akcji do zmian w zbiorze informacji rynkowych (styczeń 2007-grudzień 2012)

Lp.	Grupa BIG	x	$DELAY$	Grupa SMALL	x	$DELAY$
1	2	3	4	5	6	7
1	BRE	0,073	0,518	BETACOM	0,861	0,703
2	BZWBK	-0,069	0,483	CASHFLOW	0,183	0,546
3	HANDLOWY	0,103	0,526	EFEKT	0,325	0,581
4	KGHM	-0,070	0,483	ENAP	0,231	0,557
5	PEKAO	-0,142	0,465	GREMMEDIA	0,717	0,672
6	PGNIG	-0,106	0,474	MUZA	0,066	0,517
7	PKNORLEN	-0,101	0,475	PERMEDIA	0,519	0,627

¹⁷ Szczegółowe wyniki estymacji modeli pomocniczych (1), dla stałej $L = 3$, są dostępne na życzenie.

cd. tabeli 2

1	2	3	4	5	6	7
8	PKOBP	-0,109	0,473	UNIMA	0,385	0,595
9	TPSA	-0,249	0,438	VARIANT	0,177	0,544
10	ZYWIEC	-0,302	0,425	WILBO	0,341	0,584
	Średnia	-0,097	0,476	średnia	0,381	0,593

W grupie SMALL najmniejszych (i najmniej płynnych) spółek uzyskano jednolite wyniki w postaci dodatniej wartości współczynnika (2) oraz miary opóźnienia $DELAY_i > 0,5$. Wartości średnie współczynnika (2) i miary (3) wyniosły odpowiednio $0,381 > 0$ oraz $0,593 > 0,5$. W grupie dużych spółek (BIG), otrzymano ujemne wartości współczynnika (2) oraz wartości miary $DELAY_i < 0,5$, jednak wyniki nie są tak jednorodne, ponieważ w przypadku dwóch banków: BRE oraz HANDLOWY, stwierdzono wartości współczynnika (2) oraz miary (3) typowe dla spółek mniejszych. Może to jednak wiązać się z faktem, że banki stanowią specyficzny sektor, najczęściej dużych spółek, w przypadku których reakcja na zmiany w zbiorze informacji rynkowych może być wolniejsza, w porównaniu z innymi dużymi spółkami. Wartości średnie współczynnika (2) i miary (3) w grupie spółek dużych wyniosły odpowiednio $-0,097 < 0$ oraz $0,476 < 0,5$.

Podsumowując wyniki z tabeli 2 należy zauważyć, że spółki małe na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie S.A. charakteryzują się większymi wartościami miary opóźnienia (3), co oznacza, że ich ceny wolniej dostosowują się do zmian w zbiorze informacji rynkowych. Wyniki są zgodne z wnioskami autorów miary (3), uzyskanymi na podstawie badań empirycznych przeprowadzonych na rynku amerykańskim w latach 1963-1996.

5. Alternatywna procedura szacowania pomocniczych modeli regresji – wyniki empiryczne

W celu dokonania analizy odporności otrzymanych wyników empirycznych na wybór procedury estymacji parametrów beta pomocniczych modeli regresji, przeprowadzono szacowanie modeli liniowych z jedną zmienną objaśniającą postaci (4), jako alternatywnych wobec modelu Dimsona (1)

$$\hat{r}_{i,t} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_{i,k} \cdot r_{M,t+k}, \quad k = -5, -4, -3, -2, -1, 0 \quad (4)$$

Następnie uzyskane wartości sześciu estymatorów parametrów beta dla każdej akcji i -tej podstawiono do wzoru (2) na współczynnik szybkości dostosowania ceny x oraz wyznaczono wartości miary opóźnienia (3). Wyniki obliczeń przedstawia tabela 3. Porównując efekty estymacji parametrów regresji pomocniczych z wynikami prezentowanymi w tabeli 1 nie stwierdzono poprawy jakości modeli, a nawet niewielkie pogorszenie wyników w kilku przypadkach, szczególnie dla spółek BRE, PEO, PKN, PKO, TPS, ZWC z grupy BIG. Alternatywna metoda estymacji nie poprawiła też jakości modeli pod względem dopasowania. W obu grupach spółek najlepsze okazały się modele (4), w których zmienną objaśniającą była równoczesna (dla $k=0$) stopa zwrotu z indeksu WIG. Wartości współczynnika determinacji R^2 tych modeli kształtowały się na prawie identycznym poziomie, jak wartości skorygowanego współczynnika determinacji \bar{R}^2 , raportowane dla poszczególnych spółek w tabeli 1¹⁸.

Tabela 3

Wyniki estymacji pomocniczych modeli regresji postaci (4) oraz wartości współczynnika (2) i miary (3) szybkości dostosowania ceny akcji do zmian w zbiorze informacji rynkowych (styczeń 2007-grudzień 2012)

	Lp.	Symbol	$\hat{\beta}_{i,-5}$	$\hat{\beta}_{i,-4}$	$\hat{\beta}_{i,-3}$	$\hat{\beta}_{i,-2}$	$\hat{\beta}_{i,-1}$	$\hat{\beta}_{i,0}$	x	$DELAY$
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Grupa BIG	1	BRE					***	***	1,181	0,765
	2	BZW					*	***	1,146	0,735
	3	BHW		*			***	***	1,213	0,771
	4	KGH				***	***	***	1,018	0,735
	5	PEO				***		***	0,939	0,719
	6	PGN			*			***	0,975	0,726
	7	PKN				**		***	1,238	0,728
	8	PKO						***	0,985	0,727
	9	TPS						***	0,813	0,693
	10	ZWC						***	0,772	0,684
								średnia	1,028	0,728
Grupa SMALL	1	BCM		*		*	***	***	2,044	0,885
	2	CFL		**				***	1,301	0,786
	3	EFK			*		*	***	1,443	0,809
	4	ENP	*					***	1,334	0,791
	5	GMM			**			***	1,928	0,873
	6	MZA						***	1,172	0,763

¹⁸ Z powodu ograniczonej objętości pracy, wartości współczynnika determinacji modeli pomocniczych nie zostały przedstawione w tabeli 3, jednak są dostępne na życzenie.

cd. tabeli 3

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
	7	PMD					***	***	1,658	0,840
	8	U2K	*				***	***	1,520	0,821
	9	VRT		*			*	***	1,292	0,786
	10	WLB		**				***	1,484	0,815
								średnia	1,518	0,817

Spółki w kolejności alfabetycznej: * istotność parametru na poziomie 0,10; ** istotność parametru na poziomie 0,05; *** istotność parametru na poziomie 0,01.

Podsumowując wyniki z tabeli 3 w kontekście analizy opóźnień w dostosowaniu cen akcji do zmian w zbiorze informacji rynkowych należy podkreślić, że z powodu istotnej pod względem metodologicznym zmiany procedury szacowania regresji pomocniczych, otrzymano odmienne wartości współczynnika (2), w porównaniu z wartościami przedstawionymi w tabeli 2¹⁹. Wartości miary (3) kształtują się również na nieco wyższym poziomie w przypadku wszystkich spółek, jednak miara (3) szereguje spółki w analogicznej kolejności, niezależnie od wyboru metody estymacji pomocniczych parametrów beta. Wyniki sortowania spółek (rosnąco) według wartości miary (3), uzyskanych z wykorzystaniem alternatywnych metod estymacji pomocniczych modeli regresji postaci (1) lub (4), przedstawia tabela 4.

Tabela 4

Spółki posortowane rosnąco według wartości miary (3) szybkości dostosowania ceny akcji do zmian w zbiorze informacji rynkowych (styczeń 2007-grudzień 2012)

Lp.	Grupa BIG	DELAY Regresja (1)	Grupa BIG	DELAY Regresja (4)	Grupa SMALL	DELAY Regresja (1)	Grupa SMALL	DELAY Regresja (4)
1	ZWC	0,425	ZWC	0,684	MZA	0,517	MZA	0,763
2	TPS	0,438	TPS	0,693	VRT	0,544	VRT	0,786
3	PEO	0,465	PEO	0,719	CFL	0,546	CFL	0,786
4	PKO	0,473	PGN	0,726	ENP	0,557	ENP	0,791
5	PGN	0,474	PKO	0,727	EFK	0,581	EFK	0,809
6	PKN	0,475	PKN	0,728	WLB	0,584	WLB	0,815
7	BZW	0,483	BZW	0,735	U2K	0,595	U2K	0,821
8	KGH	0,483	KGH	0,735	PMD	0,627	PMD	0,840
9	BRE	0,518	BRE	0,765	GMM	0,672	GMM	0,873
10	BHW	0,526	BHW	0,771	BCM	0,703	BCM	0,885

Regresje pomocnicze wyznaczone na podstawie procedury Dimsona (1) lub na podstawie modelu (4).

¹⁹ W wyniku zastosowania procedury estymacji regresji pomocniczych postaci (4) nie uzyskano wartości ujemnych współczynnika (2) w grupie BIG.

Podsumowanie

Głównym celem pracy była prezentacja problemu opóźnień w reakcji cen papierów wartościowych na zmiany w zbiorze informacji rynkowych oraz pomiar szybkości dostosowania ceny akcji w grupach spółek dużych (BIG) oraz małych (SMALL), notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie S.A. w okresie od początku stycznia 2007 do końca grudnia 2012. Uzyskano wyniki zgodne z tymi z literatury przedmiotu, w szczególności z wynikami empirycznymi otrzymanymi przez autorów miary – Chordię i Swaminathana (2000). Ze względu na jednorodność wyników, zarówno współczynnik (2), jak i miara (3) wydają się użytecznymi narzędziami do praktycznego pomiaru istniejących, chociaż „nieobserwowalnych” opóźnień dostosowania cen akcji do napływających na rynek informacji. Z powodu ścisłych związków opóźnień dostosowania cen z problemem ograniczonej płynności aktywów kapitałowych, uzasadnionym celem dalszych badań na polskim rynku giełdowym jest analiza zależności pomiędzy miarą (3) oraz miarami aktywności transakcyjnej, np. względnym wolumenem.

Literatura

- Atchison M., Butler K., Simonds R.: Nonsynchronous Security Trading and Market Index Autocorrelation. „Journal of Finance” 1987, No. 42.
- Busse J.A.: Volatility Timing in Mutual Funds: Evidence from Daily Returns. „The Review of Financial Studies” 1999, No. 12.
- Chordia T., Swaminathan B.: Trading Volume and Cross-Autocorrelations in Stock Returns. „Journal of Finance” 2000, No. 55.
- Cohen K.J., Hawawini G.A., Maier S.F., Schwartz R.A., Whitcomb D.K.: Implications of Microstructure Theory for Empirical Research on Stock Price Behaviour. „Journal of Finance” 1980, No. 35.
- Dimson E.: Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading. „Journal of Financial Economics” 1979, No. 7.
- Fama E.F.: Efficient Capital Markets: a Review of Theory and Empirical Work. „Journal of Finance” 1970, No. 15.
- Fama E.F., Fisher L., Jensen M.C., Roll R.: The Adjustment of Stock Prices to New Information. „International Economic Review” 1969, Vol. 10, No. 1.
- Francis J.C.: Intertemporal Differences in Systematic Stock Price Movements. „Journal of Financial and Quantitative Analysis” 1975, Vol. 10, No. 2.
- Hawawini G.A., Vora A.: Evidence of Intertemporal Systematic Risks in the Daily Price Movements of NYSE and AMEX Common Stocks. „Journal of Financial and Quantitative Analysis” 1980, Vol. 15, No. 2.

- Mech T.S.: Portfolio Return Autocorrelation. „Journal of Financial Economics” 1993, No. 34.
- McQueen G., Pinegar M., Thorley S.: Delayed Reaction to Good News and Cross-Autocorrelation of Portfolio Returns. „Journal of Finance” 1996, No. 51.
- Olbryś J.: Tarcie w procesach transakcyjnych i jego konsekwencje. W: Inwestycje finansowe i ubezpieczenia. Tendencje światowe a rynek polski. Prace Naukowe. Uniwersyt Ekonomiczny, Wrocław 2012, Vol. 254.
- Theobald M., Price V.: Seasonality Estimation in Thin Markets. „Journal of Finance” 1984, Vol. 39, No. 2.
- Wójtowicz T.: Wielkość obrotu a wzajemne korelacje stóp zwrotu spółek z GPW w Warszawie. „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia. Skuteczne Inwestowanie” 2010, Vol. 29, nr 616.

MEASURING OF EQUITY PRICES ADJUSTMENT DELAY TO NEW INFORMATION IN THE WARSAW STOCK EXCHANGE

Summary

In the literature, price adjustment delay is treated as one of the consequences of market frictions. The problem was probably first defined in (Fama, Fisher, Jensen, Roll, 1969), where the authors dealt with adjustment delay of asset prices to new information. Fama (1970) used the notion of price adjustment delay in the context of the semi-strong form of the Efficient Market Hypothesis (EMH). Chordia and Swaminathan (2000) proposed a measure of equity prices adjustment delay to information. To incorporate the nonsynchronous trading effect into the measure, they employed Dimson's (1979) beta regression procedure. The main goal of this paper is to investigate the problem of asset prices adjustment delay in the case of stocks from the Warsaw Stock Exchange, in the period Jan 2007-Dec 2012.