

Joanna OLBRYŚ<sup>1</sup>

## EFEKT PRZEDZIAŁOWY WSPÓŁCZYNNIKA DETERMINACJI MODELU RYNKU

### Streszczenie

W literaturze przedmiotu zauważa się, że konsekwencją obecności zakłóceń w procesach transakcyjnych mogą być pewne prawidłowości empiryczne dotyczące: własności szeregów stóp zwrotu spółek, indeksów giełdowych i portfeli inwestycyjnych, jak również modeli estymowanych z wykorzystaniem tych szeregów czasowych. Jedną z nich jest efekt wrażliwości współczynnika determinacji modelu rynku na zmiany długości przedziału czasowego pomiaru stopy zwrotu, czyli tzw. efekt przedziałowy współczynnika  $R^2$ . W artykule przedstawiono wyniki badań empirycznych, których celem była weryfikacja hipotezy badawczej zakładającej, że na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie SA występuje efekt przedziałowy współczynnika determinacji modelu rynku. Analizowano okres od stycznia 2007 roku do grudnia 2012 roku i stwierdzono brak przesłanek do odrzucenia hipotezy.

**Słowa kluczowe:** zakłócenia w procesach transakcyjnych, efekt przedziałowy współczynnika determinacji modelu rynku

## INTERVALLING EFFECT ON COEFFICIENT OF DETERMINATION OF MARKET MODEL

### Summary

According to the literature, some empirical phenomena can be attributed to frictions in trading processes. One of them is the impact of the return interval on the coefficient of determination of a market model, which is known as the intervalling effect in R-squared. In this paper, the author tests the hypothesis that the values of a market model R-squared for stocks differ significantly in the Warsaw Stock Exchange when various return intervals are used. The period investigated is from Jan 2007 to Dec 2012. The empirical results confirm that there is no reason to reject the research hypothesis that the so-called R-squared interval effect is present in the WSE.

**Key words:** market frictions, market model, R-squared, intervalling effect

### 1. Wstęp

Temat zakłóceń w procesach transakcyjnych oraz ich implikacji empirycznych na rynkach kapitałowych pojawił się w literaturze już ponad 30 lat temu. Cohen i inni

---

<sup>1</sup> dr Joanna Olbryś – Wydział Informatyki, Politechnika Białostocka; e-mail: j.olbrys@pb.edu.pl.

[Cohen i in., 1980] użyli pojęcia „tarcia” (*friction*), nawiązując do zasad dynamiki Newtona i krytykując powszechnie przyjęte w badaniach teoretycznych i empirycznych założenie, że proces transakcyjny odbywa się w warunkach idealnych, bez „tarcia” (*frictionless trading process*). Analizując konsekwencje obecności zakłóceń w procesach transakcyjnych, Cohen i inni [Cohen i in., 1980] omówili sześć podstawowych prawidłowości empirycznych, dotyczących własności szeregów stóp zwrotu spółek oraz indeksów giełdowych i portfeli inwestycyjnych, jak również modeli estymowanych z wykorzystaniem tych szeregów czasowych [Olbryś, 2011]. Niektóre spośród implikacji są związane z efektem zmiany częstotliwości danych, czyli wynikają ze skrócenia lub wydłużenia przedziału czasowego pomiaru stopy zwrotu. Często zjawisko to jest określane w literaturze jako tzw. efekt przedziałowy (*intervalling effect*). Kompleksowe badania empiryczne, obejmujące diagnozowanie wybranych konsekwencji zakłóceń na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie SA, zawiera monografia Olbryś [Olbryś, 2014]. Dokonano w niej testowania następującej hipotezy badawczej: na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie SA występują zakłócenia w procesach transakcyjnych. Podczas weryfikacji wymienionej hipotezy badawczej przeprowadzono testowanie następujących czterech hipotez dodatkowych:

1. Na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie SA występuje problem ograniczonej płynności aktywów kapitałowych;
2. W przypadku głównych indeksów giełdowych, na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie SA zachodzi efekt autokorelacji rzędu pierwszego w szeregach dziennych logarytmicznych stóp zwrotu, czyli tzw. efekt Fishera [Fisher, 1966];
3. Na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie SA występuje problem opóźnień dostosowania cen akcji do zmian w zbiorze informacji rynkowych;
4. Oceny parametru ryzyka systematycznego spółek różnią się w sposób istotny, w zależności od długości przedziału pomiaru stopy zwrotu, zatem na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie SA ma miejsce tzw. efekt przedziałowy parametru beta.

W wyniku badań nie stwierdzono przesłanek do falsyfikacji hipotezy badawczej, zakładającej obecność zakłóceń w procesach transakcyjnych na polskim rynku giełdowym, m.in. nie dały podstaw do odrzucenia hipotezy o występowaniu efektu przedziałowego parametru ryzyka systematycznego modelu rynku kapitałowego [Olbryś, 2014, s. 247]. Wśród empirycznych prawidłowości dotyczących własności modeli rynku estymowanych z wykorzystaniem szeregów czasowych stóp zwrotu spółek oraz indeksów giełdowych, oprócz efektu przedziałowego estymatora parametru beta, Cohen i inni [Cohen i in., 1980] wymieniają jeszcze m.in. efekt wrażliwości współczynnika determinacji tego modelu na zmiany długości przedziału czasowego pomiaru stopy zwrotu, czyli tzw. efekt przedziałowy współczynnika  $R^2$ .

Celem pracy była weryfikacja następującej hipotezy badawczej: na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie SA występuje efekt przedziałowy współczynnika determinacji modelu rynku kapitałowego. Weryfikacji hipotezy dokonano dzięki badaniu istotności średnich arytmetycznych wartości bezwzględnych różnic pomiędzy osza-

cowaniami współczynnika determinacji dla różnych przedziałów czasowych pomiaru stopy zwrotu. Wykorzystano autorską bazę danych spółek oraz głównych indeksów giełdowych, notowanych na giełdzie warszawskiej w okresie od stycznia 2007 roku do grudnia 2012 roku. Testowanie zostało przeprowadzone w grupach małych i dużych spółek, jak również w grupie zawierającej wszystkie spółki. Nie stwierdzono podstaw do falsyfikacji hipotezy zakładającej występowanie efektu przedziałowego współczynnika determinacji modelu polskiego rynku kapitałowego.

## 2. Efekt przedziałowy współczynnika determinacji modelu rynku

Podobnie jak w przypadku efektu przedziałowego parametru ryzyka systematycznego, prawdopodobnie to również Pogue i Solnik jako pierwsi zidentyfikowali i udokumentowali efekt wrażliwości współczynnika determinacji modelu rynku kapitałowego na zmianę długości przedziału pomiaru stopy zwrotu. W fundamentalnej pracy z 1974 roku autorzy analizowali rynek amerykański i siedem rynków europejskich. Badając na podstawie danych dziennych i miesięcznych stopień wyjaśnienia zmienności stóp zwrotu papierów wartościowych na badanych ośmiu giełdach, stwierdzili występowanie wyraźnego efektu przedziałowego współczynnika determinacji. Szacowali ilorazy średnich wartości tego współczynnika dla danych miesięcznych i dziennych, dla każdego z rynków oddzielnie. Zdiagnozowali efekt przedziałowy na podobnym poziomie (mierzonym wartością wspomnianego ilorazu) w odniesieniu do giełdy nowojorskiej i czterech największych rynków europejskich (Wielkiej Brytanii, Francji, Niemiec i Włoch) oraz na poziomie wyższym w stosunku do trzech najmniejszych rynków (Belgii, Holandii i Szwajcarii), [Pogue, Solnik, 1974, s. 927]. Zaobserwowali wzrost przeciętnej wartości współczynnika  $R^2$  w przypadku wydłużenia przedziału pomiaru stopy zwrotu, czyli zmniejszenia częstotliwości danych z dziennych na miesięczne. Autorzy próbowali wyjaśnić stwierdzoną prawidłowość błędami pomiaru stóp zwrotu (*measurement errors*) związanymi z niesynchronizacją danych transakcyjnych, nie używając jednak tego określenia [Campbell i in., 1997]. Interpretując otrzymane wyniki, Pogue i Solnik nawiązali do wyników pracy Bluma dla giełdy nowojorskiej NYSE [Blume, 1971]. Analizowany okres (od marca 1966 roku do marca 1971 roku) zawierał się w próbie statystycznej badanej przez Bluma pod kątem wartości współczynnika determinacji. Blume stwierdził zróżnicowanie znaczenia portfela rynkowego jako zmiennej objaśniającej w modelu rynku amerykańskiego w rozmaitych okresach. Pogue i Solnik podkreślili, że nawet jeśli efekt przedziałowy współczynnika determinacji jest częściowo wynikiem zróżnicowanej jakości jednoczynnikowych modeli na rynku amerykańskim w podokresach, to z pewnością istnieją inne przyczyny istotnych statystycznie dysproporcji pomiędzy wartościami tego współczynnika uzyskanymi z wykorzystaniem danych o różnorodnej częstotliwości.

Altman i inni [Altman, 1974] dokonali wieloaspektowej analizy porównawczej modeli rynku francuskiego i amerykańskiego oraz oceniali wrażliwość skorygowanego współczynnika determinacji  $\bar{R}^2$  na zmiany częstotliwości danych, stosując dane tygodniowe i miesięczne. Potwierdzili efekt przedziałowy skorygowanego współczynnika de-

terminacji, polegający na wzroście wartości tego współczynnika w przypadku wydłużania przedziału pomiaru stopy zwrotu. Autorzy starali się wyjaśnić ten fakt błędami pomiarowymi, nawiązując do problemu niesynchronizacji danych transakcyjnych.

Prawdopodobnie Schwartz i Whitcomb [Schwartz, Whitcomb, 1977a; Schwartz, Whitcomb, 1977b] jako pierwsi podjęli próbę formalnego zapisu i wyjaśnienia problemu wrażliwości współczynnika determinacji modelu rynku na zmiany długości przedziału pomiaru stopy zwrotu. Praca Schwartz i Whitcoma [Schwartz, Whitcomb, 1977a], oprócz analiz teoretycznych, zawierała również badania empiryczne w próbie 361 tygodniowych cen zamknięcia dla każdej z 20 spółek z giełdy nowojorskiej NYSE losowo wybranych z indeksu S&P500 w okresie od czerwca 1962 roku do czerwca 1968 roku. Rozważane przez autorów przedziały pomiaru stopy zwrotu były równe odpowiednio: 1, 2, 4, 8, 12, 20, 40 oraz 60 tygodni. Uzyskane wartości prostego oraz skorygowanego współczynnika determinacji potwierdziły występowanie efektu przedziałowego w badanym okresie i były zgodne z wynikami prac Altmana [Altman i in., 1974] oraz Pogue'a i Solnika [Pogue, Solnik, 1974].

Kolejni autorzy, Lee i Morimune [Lee, Morimune, 1978], zaproponowali m.in. innymi testowanie hipotezy badawczej, zakładającej, że wartości oszacowania współczynnika determinacji modelu rynku nie są niezależne od wyboru długości jednookresowego horyzontu inwestycyjnego<sup>2</sup>. Nawiązali do, wymienionego powyżej, artykułu Schwartz i Whitcoma [Schwartz, Whitcomb, 1977a].

Fowler, Rorke i Jog [Fowler, Rorke, Jog, 1979] zwrócili uwagę na inny, ważny aspekt dotyczący współczynnika determinacji modelu rynku kapitałowego. Autorzy analizowali rynek akcji giełdy w Toronto pod kątem własności reszt modelu rynku w okresie od czerwca 1965 roku do czerwca 1976 roku, dzieląc akcje na cztery grupy w zależności od poziomu intensywności transakcyjnej i badając zachowanie współczynnika determinacji. Sformułowali następującą hipotezę badawczą: istnieje istotna zależność pomiędzy niską intensywnością transakcji (*thinness of trading*) papieru wartościowego a małą wartością współczynnika  $R^2$  modelu rynku. Hipoteza badawcza nie została odrzucona na podstawie badań empirycznych, ponieważ autorzy zaobserwowali niskie wartości współczynnika determinacji w przypadku papierów o najsłabszej aktywności transakcyjnej.

Kolejnym autorem, który zajął się w sposób analityczny tematem efektu przedziałowego współczynnika determinacji modelu rynku, był Hawawini [Hawawini, 1980]. Wykorzystał on funkcję  $T-V$  (*Time-Variance function*). Wyprowadził zależność wskazującą, że efekt przedziałowy w przypadku współczynnika determinacji modelu rynku może być nawet silniejszy niż efekt przedziałowy parametru ryzyka systematycznego w tym modelu. Wynik uzyskany analitycznie potwierdził badaniami empirycznymi, przeprowadzonymi na próbie 50 spółek z giełdy nowojorskiej NYSE, w okresie od stycznia 1970 roku do grudnia 1973 roku, z wykorzystaniem dziennych logarymicznych stóp zwrotu oraz przedziałów pomiaru stopy zwrotu od 1 do 30 dni. Jako substytut port-

---

<sup>2</sup> Tutaj oznacza on przedział pomiaru jednookresowej stopy zwrotu. Należy podkreślić, że w starszych pracach, dotyczących modeli wyceny, jednookresowy horyzont inwestycyjny był utożsamiany z przedziałem pomiaru stopy zwrotu [Olbryś, 2014].

fela rynkowego zastosował indeks S&P500. Otrzymał wyniki zgodne m.in. z wnioskami Schwartza i Whitcomba [Schwartz, Whitcomb, 1977a; Schwartz, Whitcomb, 1977b].

Roll [Roll, 1988] rozszerzył analizowane modele rynku o modele wieloczynnikowe i dokonał wszechstronnej analizy wrażliwości skorygowanego współczynnika determinacji  $\overline{R}^2$  w wielu aspektach. Sformułował opinię, że stosunkowo niskie wartości współczynnika determinacji modeli badanych na rynku amerykańskim potwierdzają, iż ocena jakości modeli czynnikowych, oparta na wartości *ex post* tego współczynnika, jest jedynie paradygmatem funkcjonującym wśród teoretyków i praktyków rynku kapitałowego.

Warto podkreślić, że temat efektu przedziałowego współczynnika determinacji modelu rynku nie jest tak szeroko omawiany w literaturze, jak problem efektu przedziałowego parametru ryzyka systematycznego w tym modelu. Przede wszystkim brakuje badań empirycznych w tym zakresie dla polskiego rynku giełdowego. Brzeszczyński i inni [Brzeszczyński i in., 2011, s. 47], analizując efekt przedziałowy parametru beta na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie SA w latach 2003 – 2006, nawiązywali krótko do efektu przedziałowego współczynnika  $R^2$ , jednak nie przedstawili wyników badań empirycznych.

### 3. Diagnozowanie efektu przedziałowego współczynnika determinacji modelu rynku na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie SA

W niniejszej pracy przyjmuje się następującą postać modelu rynku kapitałowego:

$$r_{i,t} - r_{F,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{F,t}) + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

gdzie:

$r_{i,t}$  – logarytmiczna stopa zwrotu z akcji  $i$ -tej w okresie  $t$ ,

$r_{M,t}$  – logarytmiczna stopa zwrotu z portfela rynkowego  $M$  w okresie  $t$ ,

$r_{F,t}$  – logarytmiczna stopa zwrotu z wolnego od ryzyka instrumentu  $F$  w okresie  $t$ .

W badaniach empirycznych wykorzystano autorską bazę danych spółek oraz głównych indeksów giełdowych, notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie SA, w okresie od stycznia 2007 roku do grudnia 2012 roku. Dokonano identyfikacji spółek małych (*SMALL*), średnich (*MEDIUM*) oraz dużych (*BIG*) na podstawie ich wartości rynkowej *MV* (*Market Value*). Sortowanie spółek, według wskaźnika *MV*, wykonano łącznie sześć razy w ostatnim dniu roboczym każdego roku kalendarzowego. Następnie wybrano te spółki, które w całym analizowanym okresie pozostawały w tej samej grupie. Odpowiednio w grupie *SMALL* znalazło się 20 spółek, w grupie *MEDIUM* – 26 spółek, natomiast w grupie *BIG* – 35 spółek. Substytutem portfela rynkowego był indeks WIG, natomiast jako wolną od ryzyka stopę zwrotu wykorzystano średnią rentowność bonów skarbowych pięćdziesięciodwutygodniowych.

W celu zdiagnozowania efektu przedziałowego współczynnika determinacji modelu (1), zaproponowano konspekt czynności badawczych, analogiczny do stosowanego przy badaniu efektu przedziałowego parametru ryzyka systematycznego [Olbryś, 2014, s. 235-238]. W pierwszym kroku, aby uzyskać porównywalność wyników, utworzo-

no jednakowo liczne grupy spółek małych i dużych. Ponieważ grupa małych spółek składała się z 20 firm, również z grupy *BIG*, wybrano 20 największych spółek, sortowanych według wartości rynkowej w mln zł (stan na dzień 30 grudnia 2011 roku). Wybór grup z podziałem na spółki małe i duże jest uzasadniany w literaturze tzw. efektem wielkości spółki (*size effect*). Cohen i inni [Cohen i in., 1980] podkreślili, że badania empiryczne potwierdziły, iż efekt przedziałowy współczynnika determinacji może być silniejszy w przypadku mniejszych spółek, o niższej aktywności transakcyjnej (*thin securities*).

Następnie dokonano estymacji modeli rynku (1) dla wszystkich spółek z obu grup, z wykorzystaniem logarytmicznych stóp zwrotu z okresów o różnej długości. Zastosowano częstotliwości  $T = 1, 5, 10, 21$  dni, co odpowiada dziennej, tygodniowej, dwutygodniowej oraz miesięcznej stopie zwrotu. Dokonano estymacji 160 modeli (łącznie 40 spółek oraz 4 różne długości okresu) metodą estymatorów odpornych HAC [Newey, West, 1987]<sup>3</sup>. Wyniki przedstawia tabela 1.

**TABELA 1.**

**Wartości współczynnika determinacji modelu (1) dla spółek z grup *SMALL* i *BIG*, w okresie od stycznia 2007 roku do grudnia 2012 roku (przedziały czasowe pomiaru stopy zwrotu: 1, 5, 10, 21 dni)**

Lp.	Grupa <i>SMALL</i>	Wartość rynkowa <i>MV</i> (mln zł) 30.12.2011 rok	$(R^2)_i^{(1)}$	$(R^2)_i^{(5)}$	$(R^2)_i^{(10)}$	$(R^2)_i^{(21)}$
1.	KBD	53,40	0,122	0,189	0,170	0,206
2.	FSG	52,20	0,097	0,159	0,150	0,247
3.	NVT	46,63	0,047	0,068	0,052	0,152
4.	KMP	40,25	0,063	0,093	0,060	0,104
5.	ELZ	23,40	0,014	0,062	0,056	0,134
6.	HGN	20,55	0,164	0,222	0,194	0,106
7.	WDX	18,22	0,064	0,127	0,120	0,151
8.	ECD	17,212	0,084	0,131	0,185	0,149
9.	SME	17,21	0,035	0,090	0,070	0,084
10.	CFL	15,68	0,067	0,132	0,133	0,271
11.	O2O	15,42	0,077	0,103	0,069	0,072
12.	MZA	13,26	0,030	0,065	0,033	0,024
13.	PMD	13,25	0,084	0,188	0,311	0,377
14.	ENP	13,13	0,090	0,237	0,239	0,311
15.	EFK	12,49	0,089	0,225	0,064	0,188
16.	BCM	11,94	0,040	0,135	0,215	0,222
17.	GMM	10,96	0,042	0,113	0,118	0,133
18.	WLB	10,06	0,048	0,064	0,125	0,320
19.	U2K	9,57	0,072	0,162	0,180	0,286
20.	VRT	8,51	0,051	0,122	0,204	0,325

<sup>3</sup> Metoda estymatorów odpornych HAC (*Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Method*) Neweya-Westa [Newey, West, 1987] może być zastosowana zamiast klasycznej metody najmniejszych kwadratów w przypadku wystąpienia autokorelacji oraz/lub heteroskedastyczności składnika losowego.

Lp.	Grupa <i>BIG</i>	Wartość rynkowa MV (mln zł) 30.12.2011 rok	$(R^2)_i^{(1)}$	$(R^2)_i^{(5)}$	$(R^2)_i^{(10)}$	$(R^2)_i^{(21)}$
1.	CEZ	73435,60	0,165	0,145	0,075	0,112
2.	PKO	40150,00	0,696	0,684	0,420	0,612
3.	PEO	37048,36	0,673	0,642	0,381	0,682
4.	MOL	26047,97	0,177	0,321	0,248	0,290
5.	PGN	24072,00	0,274	0,262	0,157	0,237
6.	TPS	23013,23	0,251	0,180	0,185	0,113
7.	KGH	22120,00	0,513	0,515	0,325	0,331
8.	BZW	16515,18	0,475	0,549	0,368	0,631
9.	PKN	14499,34	0,571	0,473	0,359	0,553
10.	BRE	10357,28	0,555	0,619	0,434	0,620
11.	BHW	8871,79	0,324	0,391	0,305	0,614
12.	ZWC	5289,74	0,031	0,073	0,065	0,015
13.	MIL	4609,84	0,390	0,458	0,402	0,672
14.	EUR	3909,50	0,130	0,192	0,253	0,164
15.	ACP	3761,93	0,297	0,358	0,274	0,408
16.	LPP	3551,32	0,100	0,176	0,217	0,321
17.	TVN	3541,74	0,323	0,393	0,281	0,239
18.	LTS	3026,05	0,396	0,320	0,256	0,527
19.	NET	2075,49	0,106	0,149	0,134	0,181
20.	GTC	2040,17	0,372	0,392	0,204	0,386

Oznaczenia: Wartości współczynnika determinacji:  $(R^2)_i^{(1)}$ ,  $(R^2)_i^{(5)}$ ,  $(R^2)_i^{(10)}$ ,  $(R^2)_i^{(21)}$ , wyznaczone dla akcji  $i$ -tej na podstawie modelu rynku (1), z wykorzystaniem logarytmicznych stóp zwrotu o częstotliwości odpowiednio: 1, 5, 10 lub 21 dni.

Źródło: opracowanie własne.

Kolejnym etapem było testowanie efektu przedziałowego współczynnika determinacji otrzymanych modeli, dokonane przez badanie istotności średnich arytmetycznych z wartości bezwzględnych różnic pomiędzy oszacowaniami tego współczynnika dla różnych przedziałów czasowych pomiaru stopy zwrotu. Testowanie zostało przeprowadzone w grupach spółek małych i dużych, jak również w grupie połączonej 40 analizowanych spółek. Sformułowano hipotezę zerową, dotyczącą wartości średniej  $\mu$ :  $H_0: \mu = 0$  wobec dwustronnej hipotezy alternatywnej  $H_1: \mu \neq 0$ . Aby statystycznie zweryfikować hipotezę zerową, skorzystano ze zmiennej  $t$  o rozkładzie t-Studenta [Luszniewicz, Słaby, 2008]:

$$t = \frac{\bar{X}}{\hat{S}} \sqrt{N}, \quad (2)$$

gdzie:

$N$  – liczebność próby losowej,

$\bar{X}$  – średnia arytmetyczna,

$\hat{S}$  – odchylenie standardowe zmiennej  $X$ .

Odrzucono hipotezę zerową, gdy  $|t| > t_{\alpha; N-1}$ . Hipotezę zerową sformułowano oddzielnie dla każdej z sześciu zmiennych  $X = |(R^2)_i^{(m)} - (R^2)_i^{(n)}|$ ,  $m, n = 1, 5, 10, 21$ ,  $m \neq n$ .

Na przykład dla  $m = 21$  i  $n = 1$  określono zmienną losową  $X = |(R^2)_i^{(21)} - (R^2)_i^{(1)}|$ .

Tabele: 2. i 3. przedstawiają wyniki oszacowania średnich wartości modułów różnic pomiędzy ocenami współczynnika determinacji modelu (1), dla różnych częstotliwości pomiaru stopy zwrotu, w przypadku portfeli 20 spółek z grupy *SMALL*, 20 spółek z grupy *BIG* oraz 40 spółek z grup połączonych. W nawiasach podano wartości statystyki testowej  $t$ . Dla poziomu istotności  $\alpha = 0,05$  wartość krytyczna statystyki wynosi  $t_{0,05;19} = 2,09$  (tabela 2.) lub  $t_{0,05;39} = 2,02$  (tabela 3.).

TABELA 2.

**Wartości średnie modułów różnic pomiędzy ocenami współczynnika determinacji, dla różnych częstotliwości pomiaru stopy zwrotu, dla spółek z grup *SMALL* i *BIG***

Wartość średnia $\bar{X}$ , gdzie $X = \left  (R^2)_i^{(m)} - (R^2)_i^{(n)} \right _{i=1, \dots, 20}$		<i>SMALL</i>			<i>BIG</i>		
		$m$			$m$		
		5 dni	10 dni	21 dni	5 dni	10 dni	21 dni
$n$	1 dzień	0,065 (8,285)	0,072 (5,129)	0,131 (6,519)	0,056 (7,346)	0,112 (6,115)	0,106 (5,541)
	5 dni	–	0,040 (4,114)	0,082 (5,165)	–	0,108 (6,176)	0,087 (5,292)
	10 dni	–	–	0,069 (5,903)	–	–	0,144 (6,427)

Źródło: opracowanie własne.

TABELA 3.

**Wartości średnie modułów różnic pomiędzy ocenami współczynnika determinacji, dla różnych częstotliwości pomiaru stopy zwrotu, dla 40 spółek z grup połączonych**

Wartość średnia $\bar{X}$ , gdzie $X = \left  (R^2)_i^{(m)} - (R^2)_i^{(n)} \right _{i=1, \dots, 40}$		<i>SMALL+BIG</i>		
		$m$		
		5 dni	10 dni	21 dni
$n$	1 dzień	0,061 (11,094)	0,092 (7,772)	0,118 (8,561)
	5 dni	–	0,074 (6,544)	0,084 (7,487)
	10 dni	–	–	0,106 (7,701)

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie wyników empirycznych, przedstawionych w tabelach: 2. i 3., w jednoznaczny sposób odrzucono hipotezę zerową  $H_0 : \mu = 0$  we wszystkich przypadkach. Oznacza to, że na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie SA występuje efekt przedziałowy współczynnika determinacji modelu rynku (1), czyli wartość *ex post* tego współczynnika jest wrażliwa na zmiany długości przedziału czasowego pomiaru stopy zwrotu. Otrzymano wyniki zgodne z literaturą przedmiotu.



#### 4. Podsumowanie

W pracy nie stwierdzono przesłanek do falsyfikacji hipotezy zakładającej występowanie efektu przedziałowego współczynnika determinacji modelu polskiego rynku kapitałowego. Tym samym zaobserwowano na polskim rynku giełdowym kolejną prawidłowość empiryczną, którą tłumaczy się w literaturze wpływem zakłóceń w procesach transakcyjnych. Identyfikacja zakłóceń może mieć charakter bezpośredni lub pośredni [Olbryś, 2014]. Bezpośrednie zdiagnozowanie zakłóceń może być przeprowadzone przez ich „pomiar”, najczęściej z wykorzystaniem danych o ultrawysokiej częstotliwości, do których dostęp jest ograniczony na większości rynków rozwijających się [Bekaert i in., 2007]. Natomiast pośrednie diagnozowanie może odbywać się dzięki testowaniu wyraźnych prawidłowości empirycznych, uznawanych w literaturze za implikacje „tarcia” w procesach transakcyjnych. Dopuszczenie możliwości występowania „tarcia” ma poważne konsekwencje zarówno teoretyczne, jak i aplikacyjne. Przede wszystkim ma istotny wpływ na modelowanie wyceny aktywów kapitałowych w warunkach obniżonej płynności, spowodowanej obecnością zakłóceń w procesach transakcyjnych. W pewnym sensie wymusza odpowiednie modyfikacje stosowanych modeli wyceny, uwzględniające zakłócenia.

#### Literatura

- Altman E.I., Jacquillat B., Levasseur M. 1974 *Comparative Analysis of Risk Measures: France and the United States*, „Journal of Finance”, 29(5).
- Bekaert G., Harvey C.R., Lundblad C. 2007 *Liquidity and Expected Returns: Lessons from Emerging Markets*, „Review of Financial Studies”, 20(6).
- Blume M. 1971 *On the Assessment of Risk*, „Journal of Finance”, 26(1).
- Brzeczynski J., Gajdka J., Schabek T. 2011 *The Role of Stock Size and Trading Intensity in the Magnitude of the „Interval Effect” in Beta Estimation: Empirical Evidence from the Polish Capital Market*, „Emerging Markets Finance & Trade”, 47(1).
- Campbell J.Y., Lo A.W., MacKinlay A.C. 1997 *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, New Jersey.
- Cochrane D., Orcutt G.H. 1949 *Application of Least Squares Regressions to Relationship Containing Autocorrelated Error Terms*, „Journal of the American Statistical Association”, 44.
- Cohen K.J., Hawawini G.A., Maier S.F., Schwartz R.A., Whitcomb D.K. 1980 *Implications of Microstructure Theory for Empirical Research on Stock Price Behaviour*, „Journal of Finance”, 35.
- Fisher L. 1966 *Some New Stock Market Indexes*, „Journal of Business”, 39.
- Fowler D.J., Rorke C.H., Jog V.M. 1979 *Heteroscedasticity, R<sup>2</sup> and Thin Trading on the Toronto Stock Exchange*, „Journal of Finance”, 34(5).
- Hawawini G.A. 1980 *The Intertemporal Cross Dependence in Securities Daily Returns and the Short Run Intervaling Effect on Systematic Risk*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis”, 15.

- Lee C.F., Morimune K. 1978 *Time Aggregation, Coefficient of Determination and Systematic Risk of the Market Model*, „Financial Review”, 13(1).
- Luszniewicz A., Slaby T. 2008 *Statystyka z pakietem komputerowym STATISTICA PL*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
- Newey W.K., West K.D. 1987 *A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix*, „Econometrica”, 55(3).
- Olbryś J. 2011 *Tarife w procesach transakcyjnych i jego konsekwencje*, „Inwestycje finansowe i ubezpieczenia. Tendencje światowe a rynek polski”, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, 254, Wrocław.
- Olbryś J. 2014 *Wycena aktywów kapitałowych na rynku z zakłóceniami w procesach transakcyjnych*, Wydawnictwo Difin SA, Warszawa.
- Pogue G.A., Solnik B.H. 1974 *The Market Model Applied to European Common Stocks: Some Empirical Results*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis”, 9.
- Roll R. 1988  $R^2$ , „Journal of Finance”, 43(2).
- Schwartz R., Whitcomb D. 1977a *The Time-Variance Relationship: Evidence on Autocorrelation in Common Stock Returns*, „Journal of Finance”, March.
- Schwartz R., Whitcomb D. 1977b *Evidence of the Presence and Causes of Serial Correlation in Market Model Residuals*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis”, 12(2).