

Autokorelacja stóp zwrotu spółek giełdowych w kontekście zakłóceń w procesach transakcyjnych

Sabina Nowak, Joanna Olbryś*

Streszczenie: *Cel* – W literaturze zauważa się, że konsekwencją obecności zakłóceń w procesach transakcyjnych mogą być pewne prawidłowości empiryczne dotyczące m.in. własności szeregów stóp zwrotu spółek giełdowych. Jedną z nich jest efekt autokorelacji. W artykule przedstawiono wyniki badań empirycznych, których celem była weryfikacja hipotezy badawczej przyjmującej, że na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie S.A. występuje efekt autokorelacji pierwszego rzędu dziennych logarytmicznych stóp zwrotu spółek. Dodatkowym celem pracy była analiza wrażliwości uzyskanych wyników na wybór okresu badania, z uwzględnieniem całej próby statystycznej oraz trzech jednakowo licznych podokresów: przed kryzysem, kryzys, po kryzysie.

Metodologia badania – Badanie objęło grupę 53 spółek, z podziałem na spółki duże, średnie i małe, w okresie od stycznia 2005 do grudnia 2014 roku. Dokonano testowania hipotezy zerowej zakładającej, że procesem stochastycznym generującym dane szeregu czasowego stóp zwrotu spółki jest proces AR(0). Wykorzystano w tym celu test Andersona (1993).

Wynik – Nie stwierdzono podstaw do falsyfikacji przyjętej hipotezy badawczej w badanym okresie.

Oryginalność/Wartość – Zgodnie z wiedzą autorek, analogiczne badania empiryczne z zastosowaniem proponowanych testów nie były dotąd prowadzone na polskim rynku giełdowym. Otrzymane wyniki porównano z zagraniczną literaturą przedmiotu.

Słowa kluczowe: zakłócenia w procesach transakcyjnych, autokorelacja stóp zwrotu spółek, efekt wielkości spółki, okres kryzysu

Wprowadzenie

W badaniach z zakresu finansów empirycznych określenie *frictions* stosowane jest w odniesieniu do zakłóceń w procesach transakcyjnych. Wśród najważniejszych przyczyn powstawania zakłóceń, w literaturze przedmiotu wymienia się: (1) problem rozpiętości między oferowaną ceną sprzedaży i kupna (*bid/ask spread*) oraz inne koszty transakcyjne; (2) problem niesynchronizacji transakcji I rodzaju (*nonsynchronous trading effect I*) na danym rynku czy też (3) problem niesynchronizacji transakcji II rodzaju (*nonsynchronous trading effect II*) pomiędzy rynkami, w skali międzynarodowej¹. W fundamentalnej pracy z 1980 roku, Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz i Whitcomb omówili sześć podstawowych

* dr Sabina Nowak, Uniwersytet Gdański, Wydział Zarządzania, Katedra Ekonometrii, Armii Krajowej 101, 81-824 Sopot; e-mail: sabina.nowak@ug.edu.pl; dr hab. Joanna Olbryś, Politechnika Białostocka, Wydział Informatyki, Katedra Informatyki Teoretycznej, Wiejska 45A, 15-353 Białystok, e-mail: j.olbrys@pb.edu.pl.

¹ Obszerny przegląd literatury na ten temat można znaleźć w monografii Olbryś (2014).

prawidłowości empirycznych, uważanych za konsekwencje występowania zakłóceń (Cohen i in. 1980):

1. Autokorelacja pierwszego rzędu dziennych stóp zwrotu pojedynczych papierów wartościowych, głównie ujemna w przypadku spółek małych oraz dodatnia dla większości dużych spółek.
2. Dodatnia korelacja wzajemna stóp zwrotu spółek oraz indeksów giełdowych, zależna od długości przedziału czasowego pomiaru stopy zwrotu.
3. Dodatnia autokorelacja dziennych stóp zwrotu z portfeli oraz indeksów giełdowych, zawierających więcej małych spółek, czyli tzw. efekt Fishera (Fisher 1966).
4. Autokorelacja składników losowych modelu rynku, słaba dodatnia w przypadku modelu zbudowanego w oparciu o dane dzienne, która staje się głównie ujemna wraz ze wzrostem długości przedziału czasowego pomiaru stopy zwrotu.
5. Wrażliwość estymatora parametru ryzyka systematycznego na zmiany długości przedziału czasowego pomiaru stopy zwrotu, czyli tzw. efekt przedziałowy współczynnika beta.
6. Wzrost wartości współczynnika determinacji modelu rynku w przypadku wydłużenia przedziału czasowego pomiaru stopy zwrotu, czyli tzw. efekt przedziałowy współczynnika determinacji.

Analizując literaturę światową można stwierdzić, że jedną z częściej badanych prawidłowości empirycznych, spośród sześciu wymienionych powyżej, jest efekt autokorelacji stóp zwrotu spółek giełdowych na rynkach kapitałowych w różnych krajach. W tym kontekście głównym celem pracy była weryfikacja hipotezy badawczej przyjmującej, że na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie SA występuje efekt autokorelacji pierwszego rzędu dziennych logarytmicznych stóp zwrotu spółek. Weryfikacji hipotezy dokonano poprzez testowanie hipotezy zerowej zakładającej, że procesem stochastycznym generującym dane stacjonarnego szeregu czasowego dziennych logarytmicznych stóp zwrotu spółki jest proces autoregresji rzędu $p = 0$. Wykorzystano w tym celu test Andersona (1993). Badaniem objęto grupę 53 spółek z podziałem na duże, średnie i małe, w okresie od stycznia 2005 do grudnia 2014 roku. Nie stwierdzono podstaw do falsyfikacji przyjętej hipotezy badawczej.

Dodatkowym celem pracy była analiza wrażliwości otrzymanych wyników na wybór okresu badania, z uwzględnieniem całej próby statystycznej oraz trzech jednakowo licznych podokresów: przed kryzysem, kryzys, po kryzysie. Okres ostatniego kryzysu finansowego na giełdzie warszawskiej został ustalony w sposób formalny jako przedział czasowy czerwiec 2007 – luty 2009, na podstawie wyników przedstawionych w opracowaniu Olbryś i Majewskiej (2014a).

Zgodnie z wiedzą autorek, analogiczne badania empiryczne dotyczące autokorelacji stóp zwrotu spółek z wykorzystaniem proponowanych testów nie były dotąd prowadzone na polskim rynku giełdowym. Porównano uzyskane wyniki z zagraniczną literaturą przedmiotu.

Struktura pracy jest następująca. Rozdział pierwszy zawiera przegląd badań dotyczących możliwych przyczyn i konsekwencji efektu autokorelacji stóp zwrotu spółek giełdowych.

W rozdziale drugim przedstawiono konspekt czynności badawczych, zaproponowanych w procesie weryfikacji hipotezy. Rozdział trzeci prezentuje wyniki badań empirycznych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie SA oraz dyskusję. Pracę kończy podsumowanie otrzymanych wyników oraz wskazanie kierunków dalszych badań.

1. Autokorelacja stóp zwrotu spółek giełdowych

Wczesne prace dotyczące różnych zależności korelacyjnych w szeregach stóp zwrotu z papierów wartościowych oraz portfeli pochodzą z lat 60. i 70. XX wieku (np. Fisher 1966; Schwartz, Whitcomb 1977; Scholes, Williams 1977), jednak większość badań w tym zakresie powstała w latach 80. i 90. XX wieku. Przegląd literatury potwierdza, że za podstawowe przyczyny autokorelacji stóp zwrotu spółek giełdowych uważane są: (1) niesynchroniczność transakcji I rodzaju oraz (2) rozpiętość cen sprzedaż/kupno. Jako najbardziej podstawowe w tym temacie cytowane są dwie prace: artykuł Lo i MacKinlaya z 1990 roku (odnośnie niesynchroniczności transakcji I rodzaju) oraz artykuł Rolla z 1984 roku (jako bazowy na temat rozpiętości cen). Obie prace zawierają analityczne uzasadnienie ujemnej autokorelacji pierwszego rzędu szeregów stóp zwrotu papierów wartościowych o niezerowej stopie zwrotu. Ponadto, wyniki otrzymane przez Lo i MacKinlaya (1990) oraz Rolla (1984) są zgodne co do występowania tzw. efektu małych spółek. Można obrazowo podsumować spostrzeżenia autorów obu prac, dotyczące związków empirycznych pomiędzy wielkością spółki, średnią stopą zwrotu oraz autokorelacją stóp zwrotu w następujący sposób (Olbrys 2014: 143):

- mała spółka ↔ wyższa średnia stopa zwrotu ↔ istotna autokorelacja stóp zwrotu,
- duża spółka ↔ niższa średnia stopa zwrotu ↔ nieistotna autokorelacja stóp zwrotu.

Brzeszczyński i Kelm (2002) zwrócili uwagę na fakt, że analiza autokorelacji stóp zwrotu może być wstępnym testem słabej formy efektywności informacyjnej rynku, ponieważ hipoteza rynku efektywnego implikuje brak autokorelacji w szeregach stóp zwrotu z papierów wartościowych. W tym kontekście, Boudoukh, Richardson i Whitelaw (1994) dokonali przeglądu wyników badań dotyczących autokorelacji stóp zwrotu spółek giełdowych, dzieląc autorów prac związanych z tym tematem na trzy grupy: (1) lojalistów (*loyalists*), czyli zwolenników teorii rynków efektywnych, według których związki korelacyjne są wynikiem błędów pomiaru, spowodowanych np. problemem niesynchroniczności transakcji czy też efektem znaczącej rozpiętości cen sprzedaż/kupno w przypadku mniejszych spółek; (2) rewizjonistów (*revisionists*), czyli zwolenników teorii rynków efektywnych, według których związki korelacyjne są efektem zmieniającej się w czasie premii za ryzyko oraz (3) heretyków (*heretics*), odrzucających hipotezę o efektywności rynku i argumentujących, że związki korelacyjne są jedną z konsekwencji braku efektywności².

² Badania dotyczące efektywności polskiego rynku giełdowego zawierają m.in. pozycje Czekaj, Woś, Żarnowski (2001); Brzeszczyński, Kelm (2002); Szyzka (2003); Buczek (2005).

Dotychczasowe wyniki badań empirycznych potwierdziły występowanie na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie SA niektórych zależności korelacyjnych w szeregach stóp zwrotu spółek, w tym prawidłowości, która polega na efekcie słabej autokorelacji ujemnej rzędu pierwszego dziennych (logarytmicznych) stóp zwrotu mniejszych spółek oraz słabej autokorelacji dodatniej rzędu pierwszego szeregów dziennych (logarytmicznych) stóp zwrotu spółek dużych (np. Olbryś 2011a, 2012). Wyniki w różnych analizowanych okresach nie okazały się jednak homogeniczne, zatem zagadnienie to wymaga dalszych analiz.

1.1. Niesynchroniczność transakcji I rodzaju jako możliwa przyczyna autokorelacji stóp zwrotu spółek

Problem niesynchroniczności transakcji I rodzaju może dotyczyć danego rynku giełdowego i jest związany z faktem, że nie wszystkie spółki jednakowo często podlegają transakcjom, a nawet występują spółki z zerowym obrotem na danej sesji giełdowej. Stosując w badaniach empirycznych ceny zamknięcia papierów wartościowych przyjmuje się w uproszczeniu, że dane dzienne rejestrowane są w jednakowych odstępach czasu, gdy faktycznie przedziały czasowe nie zawsze są tak regularne w przypadku różnych spółek. Jednocześnie inwestorzy oczekują, że cena zamknięcia każdego papieru wartościowego odzwierciedla najświeższą informację rynkową. Może to prowadzić do zaburzeń wyników analiz empirycznych prowadzonych na rynku giełdowym (Olbryś 2014: 18).

Przykładem danych w uproszczeniu przyjmowanych za dane synchroniczne, są tak zwane ceny zamknięcia, na przykład 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 (Campbell i in. 1997: 84). Jeśli weźmiemy pod uwagę dwa papiery wartościowe A i B, z których jeden, na przykład 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 zarówno cena ostatniej transakcji 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-correlation*) szeregów dziennych stóp zwrotu akcji A oraz B. Analiza dziennych stóp zwrotu spółek giełdowych oraz portfeli inwestycyjnych pod kątem wystąpienia efektów, których przyczyną mogą być niesynchroniczne transakcje, pozwala zidentyfikować trzy podstawowe prawidłowości (Tsay 2010: 232):

1. Korelacja przekrojowa z opóźnieniem równym jeden szeregów dziennych stóp zwrotu różnych spółek (np. wymienionych powyżej spółek A oraz B).
2. Autokorelacja z opóźnieniem równym jeden szeregów dziennych stóp zwrotu portfeli inwestycyjnych (zawierających spółki typu A oraz B).

3. Autokorelacja pierwszego rzędu szeregów dziennych stóp zwrotu pojedynczych spółek, głównie ujemna w przypadku spółek małych oraz dodatnia dla większości dużych spółek.

O ile dwie pierwsze prawidłowości łatwo można uzasadnić korzystając z przytoczonej powyżej definicji danych niesynchronicznych, o tyle do uzasadnienia trzeciej z nich pomocny będzie model niesynchronicznych transakcji Lo i MacKinlaya (1990)³.

Podstawowym założeniem tego modelu jest stwierdzenie istnienia zarówno nieobserwowanych, jak i obserwowanych stóp zwrotu. Nieobserwowaną, teoretyczną stopę zwrotu $\hat{r}_{i,t}$ z papieru wartościowego i w okresie t generujemy z modelu rynku. Przez stopę nieobserwowaną rozumiemy stopę zwrotu, która odzwierciedla zmiany wartości akcji na rynku pozbawionym zakłóceń w procesach transakcyjnych, w sensie braku efektu niesynchronizacji transakcji I rodzaju. W takim przypadku stopy nieobserwowane powinny być identyczne ze stopami obserwowanymi. Obserwowana stopa zwrotu $r_{i,t}^o$ z papieru wartościowego i w momencie t modelowana jest poprzez odpowiedni rozkład prawdopodobieństwa przy założeniu, że prawdopodobieństwo p_i tego, iż dany papier wartościowy nie będzie przedmiotem transakcji jest stałe i niezależne od czasu t .

Wzór (1) określa współczynnik autokorelacji pierwszego rzędu szeregu obserwowanych stóp zwrotu, który zależy od średniej i wariancji stóp zwrotu oraz od prawdopodobieństwa dokonania transakcji w rozważanej jednostce czasu:

$$\rho_1(r_{i,t}^o) = \frac{\text{Cov}(r_{i,t}^o, r_{i,t-1}^o)}{\text{Var}(r_{i,t}^o)} = \frac{-p_i(1-p_i)\mu^2}{\sigma^2(1-p_i) + \mu^2 \cdot 2p_i} \quad (1)$$

Przy założeniu, że wartość oczekiwana $\mu \neq 0$ stwierdzamy, że niesynchroniczne (nieregularne) transakcje indukują ujemną autokorelację pierwszego rzędu w szeregu stóp zwrotu spółki (Olbryś 2014: 144).

Z tematem niesynchronizacji transakcji, jako ważnej przyczyny związków korelacyjnych w szeregach stóp zwrotu spółek giełdowych, związane były też inne prace. Na przykład Kadlec i Patterson (1999) przedstawili symulacyjny model niesynchronicznych transakcji I rodzaju, którego zaletą był brak restrykcyjnych założeń dotyczących rozkładów generujących transakcje. Z kolei artykuł Campbella, Grossmana i Wanga (1993) prezentował empiryczne obserwacje prawidłowości polegającej na zmniejszaniu się efektu autokorelacji pierwszego rzędu dziennych stóp zwrotu spółek wraz ze wzrostem wolumenu.

W ostatnich latach zauważa się wzrost zainteresowania tematem modelowania autokorelacji stóp zwrotu spółek i portfeli w kontekście niesynchronizacji transakcji. Na przykład Chelley-Steeley i Steeley (2014) zaproponowali uogólnienie modelu Lo-MacKinlaya (1990) oraz przedstawili nowe analizy empiryczne na giełdach amerykańskich.

³ Sformalizowaną postać modelu Lo-MacKinlaya można znaleźć w monografiach Campbell i in. (1997: 85–89) oraz Tsay (2010: 232–235). W polskiej literaturze prezentację tego modelu zawierają m.in. monografie Doman (2011: 131–133) oraz Olbryś (2014: 119–124).

1.2. Rozpiętość cen sprzedaż/kupno jako jedna z przyczyn autokorelacji stóp zwrotu spółek

Najczęściej cytowaną w literaturze pracą, dotyczącą modelowania cen papierów wartościowych z uwzględnieniem rozpiętości cen sprzedaż/kupno, jest artykuł Rolla z 1984 roku⁴. Autor uzasadnił analitycznie, że rozpiętość cen sprzedaż/kupno może być przyczyną występowania ujemnej autokorelacji pierwszego rzędu w szeregach cen oraz stóp zwrotu z papierów wartościowych. Nawiązał do hipotezy półsilnej formy efektywności informacyjnej rynku stwierdzając, że na rynku efektywnym w tym sensie obserwowane ceny papierów wartościowych powinny zawierać wszystkie dostępne na rynku informacje. Zmiana ceny papieru wartościowego powinna pojawić się zatem wtedy i tylko wtedy, gdy uczestnicy rynku otrzymują niespodziewaną, nową informację. Oznacza to, że kolejne obserwowane zmiany cen nie powinny być ze sobą skorelowane. Roll wykazał, że ujemna autokorelacja w szeregach obserwowanych zmian cen akcji może pojawić się wtedy, gdy w transakcjach uczestniczy dealer. Przyjął zatem upraszczające założenie, że dealer uczestniczy we wszystkich transakcjach i jego wynagrodzenie jest ustalone i równe kwotowo połowie rozpiętości cen sprzedaż/kupno. Zgodnie z literaturą przedmiotu, zachodzi wtedy zjawisko wahania się ceny transakcji pomiędzy wartościami *bid* oraz *ask*. Oznacza to, że zmiana ceny akcji w chwili t zależy od zmiany ceny tej akcji w chwili poprzedniej $t - 1$. Otrzymany przez Rolla w wyniku przekształceń współczynnik autokorelacji rzędu pierwszego w szeregu zmian ceny akcji jest niedodatni, czyli $\rho_1 (\Delta P_{i,t}) \leq 0$, gdzie $\Delta P_{i,t} = P_{i,t} - P_{i,t-1}$ (Olbryś 2014: 144).

1.3. Inne przyczyny zależności korelacyjnych w szeregach stóp zwrotu spółek

Realizując badania w nurcie mikrostruktury rynku kapitałowego, niektórzy autorzy zaproponowali odmienne podejścia, będące próbą wyjaśnienia stwierdzonych empirycznie prawidłowości dotyczących zależności korelacyjnych w szeregach stóp zwrotu spółek giełdowych. Chan (1993) podkreślił, że chociaż wspomniane prawidłowości zostały dobrze udokumentowane, to jednak nadal ich źródła nie zostały jednoznacznie wskazane.

Inne wyjaśnienie źródeł efektu autokorelacji dziennych stóp zwrotu z pojedynczych papierów wartościowych oraz portfeli inwestycyjnych podali Sias i Starks (1997). Badając w latach 1977–1991 giełdę nowojorską NYSE, pod kątem transakcji dokonywanych przez inwestorów instytucjonalnych, autorzy stwierdzili, że transakcje te wpływają w sposób istotny na powstanie efektu autokorelacji dziennych stóp zwrotu z akcji oraz portfeli.

Krytycznym głosem w dyskusji na temat możliwych przyczyn związków korelacyjnych w szeregach stóp zwrotu spółek i portfeli była praca Säfvenblada (2000). Autor analizował empirycznie giełdę w Sztokholmie i stwierdził, że o ile obserwacje dotyczące efektu autokorelacji pierwszego rzędu dziennych stóp zwrotu z indeksów giełdowych są zgodne w przypadku różnych rynków kapitałowych, o tyle obserwacje związane z efektem autokorelacji

⁴ Omówienie modelu Rolla (1984) zawierają np. monografie: Campbell i in. (1997: 101); Hasbrouck (2007); Tsay (2010: 236–237); Olbryś (2014: 111–114).

pierwszego rzędu dziennych stóp zwrotu z pojedynczych papierów wartościowych nie są tak spójne. Na przykład na giełdzie szwedzkiej w badanym okresie 1980–1995 zaobserwowane autokorelacje pierwszego rzędu dziennych stóp zwrotu spółek były istotnie dodatnie i dużo wyższe niż na rynku amerykańskim. Wśród możliwych przyczyn efektu autokorelacji autor pracy analizował: niesynchronizację transakcji I rodzaju, zmienne w czasie oczekiwane stopy zwrotu, koszty transakcyjne oraz stosowanie strategii z grupy tzw. *feedback trading* (Olbryś 2014: 149).

2. Konspekt czynności badawczych

W procesie weryfikacji hipotezy zaproponowano następujący konspekt czynności badawczych:

1. Wybór spółek poddanych analizie.

Badaniem objęto 53 spółki z bazy danych liczącej łącznie 147 spółek. Szczegółowy opis procedury wyboru spółek, z podziałem na grupy BIG, MEDIUM oraz SMALL, przedstawiono w rozdziale trzecim niniejszego opracowania.

2. Wybór okresu oraz podokresów badania.

W celu zbadania odporności uzyskanych wyników empirycznych na zmianę okresu badania, poddano analizie całą próbę statystyczną od stycznia 2005 do grudnia 2014 roku oraz trzy jednakowo liczne podokresy: (1) przed kryzysem, (2) kryzys, (3) po kryzysie. Każdy z podokresów zawierał po 436 dni transakcyjnych.

3. Badanie stacjonarności analizowanych procesów w całym okresie próby statystycznej oraz w podokresach, z wykorzystaniem odpowiednich testów.

Po ustaleniu zbioru analizowanych spółek giełdowych oraz po dokonaniu wyboru okresów badania, zbadano stacjonarność procesów z wykorzystaniem testu ADF–GLS (Elliott, Rothenberg, Stock 1996). Wartości krytyczne statystyki τ testu, dla wersji modelu ze stałą oraz wersji z trendem zawiera praca Cook i Manning (2004).

4. Oszacowanie funkcji autokorelacji cząstkowej (PACF) pojedynczych procesów oraz testowanie istotności znormalizowanych współczynników autokorelacji pierwszego rzędu za pomocą odpowiedniego testu.

Po stwierdzeniu stacjonarności procesów, kolejny etap identyfikacji efektu autokorelacji polegał na testowaniu hipotezy zerowej zakładającej, że procesem stochastycznym generującym dane stacjonarnego szeregu czasowego stóp zwrotu spółki, jest proces autoregresji AR rzędu $p = 0$:

$$H_0 : AR(0) \quad (2)$$

Wykorzystano w tym celu test Andersona (1993). Szczegółowe omówienie testu można znaleźć m.in. w pozycjach: Kwan, Wu (2005); Olbryś, Majewska (2014b); Olbryś (2014). Test Andersona (1993) jest modyfikacją dla skończonych prób popularnego, asymptotycznego testu Quenouille'a (1949). Klasyczny test Quenouille'a ma pewne istotne wady, ponieważ

w skończonych próbach zbyt często prowadzi do nieodrzućenia hipotezy zerowej, gdy jest ona fałszywa (Maddala 2008). Ponadto asymptotyczny estymator Quenouille'a znormalizowanego współczynnika autokorelacji cząstkowej pierwszego rzędu jest estymatorem obciążonym w skończonej próbie (Tsay 2010). Anderson (1993) pokazał, że w przypadku gaussowskiego białego szumu, który jest równoważny procesowi AR(0), estymator współczynnika autokorelacji cząstkowej π_k ma rozkład asymptotycznie normalny, o średniej i wariancji określonych wzorami:

$$E(\pi_k) = \mu_k = \begin{cases} -\frac{1}{T} - \frac{k-1}{T^2} + O(T^{-3}), & k \text{ nieparzyste} \\ -\frac{2}{T} - \frac{k/2-2}{T^2} + O(T^{-3}), & k \text{ parzyste} \end{cases} \quad (3)$$

$$Var(\pi_k) = \sigma_k^2 = \frac{1}{T} - \frac{k+2}{T^2} + O(T^{-3})$$

Anderson wykorzystał wartość średnią oraz wariancję, dane wzorami (3), do wyznaczenia znormalizowanego współczynnika autokorelacji cząstkowej rzędu k postaci:

$$Z_k^A = \frac{\pi_k - \mu_k}{\sigma_k} \quad (4)$$

Jeżeli oszacowany, znormalizowany współczynnik autokorelacji cząstkowej pierwszego rzędu ($k=1$) spełnia nierówność:

$$\left| Z_1^A \right| = \left| \frac{\pi_1 - \mu_1}{\sigma_1} \right| \leq 1,96 \quad (5)$$

to nie ma podstaw do odrzućenia hipotezy zerowej (2), co oznacza brak istotnego związku między procesami o odstępnie równym jeden.

3. Autokorelacja stóp zwrotu spółek – wyniki badań empirycznych na giełdzie warszawskiej

Baza danych spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie SA, w okresie od 3 stycznia 2005 do 30 grudnia 2014 roku, objęła grupę 147 firm. Tak zwane surowe dane stanowiły ceny zamknięcia od 31 grudnia 2004 do 30 grudnia 2014 roku, pobrane z <http://www.gpwinfostrafa.pl>. Wstępna selekcja spółek do bazy odbyła się poprzez identyfikację, które spółki były notowane na giełdzie w dniu 31 grudnia 2004 roku. Następnie usunięto z bazy spółki stwarzające różne problemy natury empirycznej (np. takie spółki, których notowania były zawieszane czy też takie, które przestały być notowane na giełdzie w badanym okresie). Uzasadnienie wyboru metody tworzenia bazy danych, zawierającej stałą liczbę spółek w całym analizowanym okresie można znaleźć np. w pozycjach Mech (1993); Olbryś (2014).

W celu identyfikacji spółek dużych, średnich i małych pobrano z Biuletynów statystycznych GPW (lata 2004–2013) dane dotyczące liczby akcji w obrocie. Wartość rynkową MV przypadającą na 1 akcję stanowiła cena zamknięcia w ostatnim dniu roboczym grudnia danego roku. Następnie obliczono MV każdej spółki, mnożąc liczbę akcji przez wartość MV/1 akcję. Sortowanie spółek według wartości wskaźnika MV wykonano łącznie 10 razy (w ostatnim dniu roboczym grudnia w latach 2004–2013). Spółki posortowane według wartości wskaźnika MV były dzielone na trzy grupy (Fama, French 1993):

- spółki duże (BIG), dla których wartość rynkowa akcji była nie mniejsza od percentyla 70% (44 spółki),
- spółki średnie (MEDIUM), dla których wartość rynkowa akcji była mniejsza od percentyla 70%, ale nie mniejsza od percentyla 30% (59 spółek),
- spółki małe (SMALL), dla których wartość rynkowa akcji była mniejsza od percentyla 30% (44 spółki).

Następnie wybrano te spółki, które w całym analizowanym okresie, od grudnia 2004 do grudnia 2013 roku, pozostawały w tej samej grupie. Ostatecznie wszystkie warunki spełniły 53 spółki. Otrzymano w ten sposób reprezentatywne grupy spółek dużych, średnich i małych. Odpowiednio, w grupie BIG znalazło się 27 spółek, w grupie MEDIUM – 18 spółek, natomiast w grupie SMALL – 8 spółek. Przeprowadzenie badania w wymienionych grupach spółek umożliwiło obserwację problemu autokorelacji szeregów stóp zwrotu pod kątem występowania na polskim rynku efektu wielkości spółki (*size effect*) (np. Roll 1981).

Na podstawie cen zamknięcia obliczono dzienne logarytmiczne stopy zwrotu. W celu dokonania korekty wartości ekstremalnych zastosowano procedurę przedstawioną w pracy Korajczyk, Sadka (2008: 49), wykorzystującą percentyle 1% oraz 99% szeregów stóp zwrotu. Obserwacje były korygowane w następujący sposób: (1) jeśli wartość obserwacji była mniejsza od percentyla 1%, to zastępowano ją wartością percentyla 1%; (2) jeśli wartość obserwacji była większa od wartości percentyla 99%, to zastępowano ją wartością percentyla 99%; (3) pozostałe obserwacje pozostawiono bez zmian. Problem wartości ekstremalnych w szeregach stóp zwrotu dotyczył głównie spółek, które w badanym okresie przeszły podział akcji. W analizowanej próbie 53 spółek, 12 spółek dokonało splitu akcji w badanym okresie 2005–2014: jedna z grupy SMALL, sześć z grupy MEDIUM i pięć z grupy BIG, w tym jedna dwukrotnie⁵.

Dodatkowym celem pracy była analiza wrażliwości uzyskanych wyników na wybór okresu badania, z uwzględnieniem całej próby statystycznej (styczeń 2005 r. – grudzień 2014 r.) oraz trzech jednakowo licznych podokresów:

- przed kryzysem: 6 września 2005 – 31 maja 2007 (436 dni),
- kryzys: 1 czerwca 2007 – 27 lutego 2009 (436 dni),
- po kryzysie: 2 marca 2009 – 19 listopada 2010 (436 dni).

⁵ Były to odpowiednio ENP (15.11.2007) z grupy SMALL, ATM (10.01.2008), ATG (14.03.2008), COL (14.11.2008), LTX (22.11.2011), STF (15.07.2005), VST (7.09.2007) z grupy MEDIUM, ECH (2.01.2008 i 2.08.2006), GTC (9.08.2006), ING (18.11.2011), SNS (15.11.2007), TVN (29.12.2006) z grupy BIG.

Wymienione przedziały czasowe ustalono na podstawie wyników pracy Olbryś i Majewskiej (2014a). Autorki dokonały statystycznej identyfikacji okresu ostatniego kryzysu finansowego na giełdzie warszawskiej na podstawie procedury Pagana-Sossounova (2003), służącej diagnozowaniu stanów rynku (*market states*). Długości podokresów przed i po kryzysie zostały dopasowane do długości okresu kryzysu, w celu uzyskania porównywalności wyników. Liczebność całej próby statystycznej wyniosła 2502 dzienne stopy zwrotu, natomiast każdy z podokresów zawierał po 436 danych dziennych.

Zgodnie z konspektem czynności badawczych, w pierwszej kolejności zbadano stacjonarność szeregów dziennych logarytmicznych stóp zwrotu spółek. Wyniki testu ADF-GLS potwierdziły stacjonarność szeregów czasowych logarytmicznych stóp zwrotu wszystkich badanych spółek (53) w całym badanym okresie (2502 obserwacje), jak i w każdym z wyróżnionych podokresów (436 obserwacji) na poziomie istotności 0,10.

Po stwierdzeniu stacjonarności analizowanych procesów dokonano testowania hipotezy zerowej (2) na podstawie istotności znormalizowanych współczynników autokorelacji cząstkowej (4) dla $k = 1$, za pomocą testu Andersona (5). Tabela 1 przedstawia wyniki testowania istotności statystycznej wartości funkcji PACF szeregów spółek z grup BIG, MEDIUM oraz SMALL.

W pracy z 1985 roku Perry oszacował autokorelacje rzędu pierwszego dziennych stóp zwrotu 60 spółek: 30 dużych spółek z indeksu giełdy nowojorskiej NYSE (grupa LARGE) oraz 30 małych spółek z indeksu giełdy amerykańskiej AMEX (grupa SMALL), wykorzystując próbę o liczebności 4640 danych dla każdej spółki i otrzymując niemal modelowe wyniki. W grupie LARGE aż 93% spółek (28 z 30) wykazało istotnie dodatnią autokorelację rzędu pierwszego szeregów dziennych stóp zwrotu, natomiast w grupie SMALL w przypadku 40% spółek (12 z 30) stwierdzona została istotnie ujemna autokorelacja. Wyniki otrzymane na giełdzie warszawskiej nie są tak jednoznaczne (tabele 1–2).

W grupie BIG w całym analizowanym okresie (2502 obserwacje) 44,4% spółek (12 z 27) wykazało istotnie dodatnią autokorelację rzędu pierwszego dziennych logarytmicznych stóp zwrotu. Jeszcze mniejszy udział procentowy takich spółek odnotowano w przypadku zawężenia próby do 436 obserwacji dziennych (odpowiednio 25,93, 14,81 i 11,11% w okresie przed kryzysem, kryzys, po kryzysie). Nieco inne wyniki otrzymano w grupie SMALL. W całym okresie 2005–2014, 75% spółek (6 z 8) wykazało istotnie ujemną autokorelację rzędu pierwszego stóp zwrotu. Niższy odsetek uzyskano w podokresach: 0% przed kryzysem (dla wszystkich spółek z grupy SMALL wykazano wówczas brak istotnej autokorelacji stóp zwrotu rzędu pierwszego), 25% podczas kryzysu i 62,5% po kryzysie.

Podsumowując, w przypadku grup BIG i MEDIUM, największy odsetek spółek w wyróżnionych podokresach P_2 – P_4 wykazał brak istotnej autokorelacji logarytmicznych stóp zwrotu rzędu pierwszego. Dla spółek z grupy SMALL wynik taki otrzymano dla podokresów P_2 i P_3 . Natomiast wyniki otrzymane dla całego badanego okresu P_1 nie dają podstaw

do odrzucenia hipotezy badawczej zakładającej występowanie istotnej autokorelacji pierwszego rzędu dziennych logarytmicznych stóp zwrotu badanych spółek.

Tabela 1

Wyniki testowania istotności statystycznej wartości funkcji PACF testem Andersona (5), dla szeregów spółek z grup BIG, MEDIUM i SMALL

Lp.	BIG	P ₁	P ₂	P ₃	P ₄	MEDIUM	P ₁	P ₂	P ₃	P ₄	SMALL	P ₁	P ₂	P ₃	P ₄
1.	BHW	0	0	+	0	ALM	+	+	+	+	APL	0	0	0	0
2.	BPH	+	0	+	+	AMC	+	0	0	+	BDL	-	0	0	0
3.	BNP	0	0	0	-	ATG	+	+	0	0	EFK	-	0	0	-
4.	BOS	-	-	-	-	ATM	0	+	0	0	ENP	-	0	0	-
5.	BDX	0	+	0	0	CNG	0	+	0	0	KMP	0	0	+	-
6.	BZW	0	0	0	0	COL	+	0	0	+	MZA	-	0	-	0
7.	DBC	+	+	0	0	IND	-	0	-	0	PLA	-	0	0	-
8.	ECH	+	+	0	+	IPL	0	+	0	0	SME	-	0	-	-
9.	GTN	+	0	0	0	LTX	+	+	+	+					
10.	GTC	0	0	0	0	MCI	+	0	+	0					
11.	ING	+	0	0	0	MNI	0	0	0	0					
12.	KTY	0	0	0	0	PEK	-	+	0	-					
13.	KGH	+	0	0	0	PUE	0	0	0	0					
14.	LPP	+	+	0	0	SKA	-	-	0	-					
15.	MBK	+	+	+	0	STF	+	+	+	0					
16.	MIL	+	0	+	+	STX	0	0	0	0					
17.	MOL	-	0	0	-	TIM	0	0	0	0					
18.	NET	0	0	0	0	VST	+	0	+	0					
19.	OPL	0	0	0	0										
20.	ORB	0	0	0	0										
21.	PEO	0	0	0	0										
22.	PKN	0	0	0	0										
23.	PKO	0	0	0	0										
24.	STP	+	+	0	0										
25.	SNS	+	+	0	0										
26.	TVN	+	0	0	0										
27.	ZWC	-	-	-	-										

Oznaczenia:

0 oznacza nieistotną statystycznie wartość funkcji PACF (rzęd autokorelacji =1);

+ oznacza istotnie dodatnią wartość funkcji PACF (rzęd autokorelacji =1);

- oznacza istotnie ujemną wartość funkcji PACF (rzęd autokorelacji =1).

W każdej z grup spółki wymieniono w kolejności alfabetycznej według pełnych nazw. Oznaczenia spółek w postaci trzyliterowych symboli.

P₁ – cała próba statystyczna; P₂ – przed kryzysem; P₃ – kryzys; P₄ – po kryzysie.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2Procentowy udział spółek wykazujących dany rodzaj autokorelacji lub jej brak (próby P_1 – P_4)

	Grupa BIG			Grupa MEDIUM			Grupa SMALL		
	istotna +	istotna –	brak	istotna +	istotna –	brak	istotna +	istotna –	brak
P_1	44,44	11,11	44,44	44,44	16,67	38,89	0,0	75,0	25,0
P_2	25,93	7,41	66,67	44,44	5,56	50,00	0,0	0,0	100,0
P_3	14,81	7,41	77,78	27,78	5,56	66,67	12,5	25,0	62,5
P_4	11,11	14,81	74,07	22,22	11,11	66,67	0,0	62,5	37,5

Źródło: opracowanie własne na podstawie tabeli 1.

Uwagi końcowe

W pracy nie stwierdzono przesłanek do odrzucenia hipotezy badawczej zakładającej występowanie efektu autokorelacji pierwszego rzędu dziennych logarytmicznych stóp zwrotu spółek z giełdy warszawskiej w badanym okresie. Z uwagi na fakt, że obecność zakłóceń ma wielorakie implikacje teoretyczne oraz praktyczne, jako uzasadniony cel dalszych badań można zaproponować kompleksowe diagnozowanie innych zależności korelacyjnych w szeregach stóp zwrotu spółek notowanych na giełdzie warszawskiej oraz analizę wrażliwości uzyskanych wyników na wybór okresu badania, z uwzględnieniem całej próby statystycznej oraz podokresów: przed kryzysem, kryzys, po kryzysie. Inne, oprócz autokorelacji, zależności korelacyjne obejmują m.in. korelacje przekrojowe oraz przekrojowe międzyokresowe (Hawawini 1980). Wymienione zależności były wprawdzie diagnozowane na polskim rynku giełdowym w pracy Olbryś (2011b), jednak badanie to nie wyodrębniło w analizach podokresu ostatniego globalnego kryzysu finansowego 2007–2009 oraz dotyczyło znacznie mniejszej grupy spółek.

Literatura

- Anderson O.D. (1993), *Exact general-lag serial correlation moments and approximate low-lag correlation moments for Gaussian white noise*, „Journal of Time Series Analysis” vol. 14, s. 551–574.
- Biuletyny Statystyczne GPW z lat 2004–2013.
- Boudoukh J., Richardson M., Whitelaw R. (1994), *A tale of three schools: Insights on autocorrelations of short-horizon returns*, „Review of Financial Studies” vol. 7, s. 539–573.
- Brzeszczyński J., Kelm R. (2002), *Ekonometryczne modele rynków finansowych. Modele kursów giełdowych i kursów walutowych*, WIG-Press, Warszawa.
- Buczek S.B. (2005), *Efektywność informacyjna rynków akcji. Teoria a rzeczywistość*, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie – Oficyna Wydawnicza, Warszawa.
- Campbell J.Y., Grossman S.J., Wang J. (1993), *Trading volume and serial correlation in stock returns*, „The Quarterly Journal of Economics” vol. 108, no. 4, s. 905–939.
- Campbell J.Y., Lo A.W., MacKinlay A.C. (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, New Jersey.
- Chan K. (1993), *Imperfect information and cross-autocorrelation among stock prices*, „Journal of Finance” vol. 48, no. 4, s. 1211–1230.

- Chelley-Steeley P.L., Steeley J.M. (2014), *Portfolio size, non-trading frequency and portfolio return autocorrelation*, „Journal of International Financial Markets, Institutions & Money” vol. 33, s. 56–77.
- 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” vol. 35, s. 249–257.
- Cook S., Manning N. (2004), *Lag optimization and finite-sample size distortion of unit root tests*, „Economics Letters” vol. 84, no. 2, s. 267–274.
- Czekaj J., Woś M., Żarnowski J. (2001), *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce*, PWN, Warszawa.
- Doman M. (2011), *Mikrostruktura giełd papierów wartościowych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań.
- Elliott G., Rothenberg T.J., Stock J.H. (1996), *Efficient tests for an autoregressive unit root*, „Econometrica” vol. 64, no. 4, s. 813–836.
- Fama E.F., French K.R. (1993), *Common risk factors in the returns on stocks and bonds*, „Journal of Financial Economics” vol. 33, no. 1, s. 3–56.
- Fisher L. (1966), *Some new stock market indexes*, „Journal of Business” vol. 39, s. 191–225.
- Hasbrouck J. (2007), *Empirical Market Microstructure*, Oxford University Press.
- Hawawini G.A. (1980), *The intertemporal cross price behavior of common stocks: Evidence and implications*, „Journal of Financial Research” vol. 3, s. 153–167.
- Kadlec G.B., Patterson D.M. (1999), *A transactions data analysis of nonsynchronous trading*, „The Review of Financial Studies” vol. 12, no. 3, s. 609–630.
- Korajczyk R., Sadka R. (2008), *Pricing the commonality across alternative measures of liquidity*, „Journal of Financial Economics” vol. 87, no. 1, s. 45–72.
- Kwan A.C.C., Wu Y. (2005), *On the use of the sample partial autocorrelation for order determination in a pure autoregressive process: A Monte Carlo study and empirical example*, „Applied Economics Letters” vol. 12, s. 133–139.
- Lo A.W., MacKinlay A.C. (1990), *An econometric analysis of nonsynchronous trading*, „Journal of Econometrics” vol. 45, s. 181–212.
- Maddala G.S. (2008), *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Mech T.S. (1993), *Portfolio return autocorrelation*, „Journal of Financial Economics”, 34, s. 307–344.
- Olbrys J. (2011a), *Diagnoza problemu niesynchronicznych transakcji na GPW w Warszawie*, „Optimum. Studia Ekonomiczne”, 3(51), s.114–126.
- Olbrys J. (2011b), *The intertemporal cross price behavior and the „Fisher effect” on the Warsaw Stock Exchange*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. Ekonometria” vol. 31, nr 194, s. 153–163.
- Olbrys J. (2012), *Tarcie w procesach transakcyjnych i jego konsekwencje*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a rynek polski”, 254, s. 181–189.
- Olbrys J. (2014), *Wycena aktywów kapitałowych na rynku z zakłóceniami w procesach transakcyjnych*, Difin, Warszawa.
- Olbrys J., Majewska E. (2014a), *Identyfikacja okresu kryzysu z wykorzystaniem procedury diagnozowania stanów rynku*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 802, Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia nr 65, s. 699–710.
- Olbrys J., Majewska E. (2014b), *Implications of market frictions: Serial correlations in indexes on the emerging stock markets in Central and Eastern Europe*, „Operations Research and Decisions” vol. 24, no. 1, s. 51–70.
- Pagan A.R., Sossounov K.A. (2003), *A simple framework for analysing bull and bear markets*, „Journal of Applied Econometrics” vol. 18, no. 1, s. 23–46.
- Perry P.R. (1985), *Portfolio serial correlation and nonsynchronous trading*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis” vol. 20, s. 517–523.
- Quenouille M.H. (1949), *Approximate tests of correlation in time-series*, „Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)” vol. 11, no. 1, s. 68–84.
- Roll R. (1981), *A possible explanation of the small firm effect*, „Journal of Finance” vol. 36, s. 879–888.
- Roll R. (1984), *A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market*, „Journal of Finance” vol. 39, s. 1127–1140.
- Säfvenblad P. (2000), *Trading volume and autocorrelation: Empirical evidence from the Stockholm Stock Exchange*, „Journal of Banking and Finance” vol. 24, s. 1275–1287.
- Scholes M., Williams J. (1977), *Estimating betas from nonsynchronous data*, „Journal of Financial Economics” vol. 5, s. 309–327.

- Schwartz R., Whitcomb D. (1977), *The time-variance relationship: Evidence on autocorrelation in common stock returns*, „Journal of Finance”, March, s. 41–55.
- Sias R.W., Starks L.T. (1997), *Return autocorrelation and institutional investors*, „Journal of Financial Economics” vol. 46, no. 1, s. 103–131.
- Szyska A. (2003), *Efektywność Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie na tle rynków dojrzałych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań.
- Tsay R.S. (2010), *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley, New York.

SERIAL CORRELATION OF INDIVIDUAL STOCK RETURNS IN THE CONTEXT OF FRICTION IN TRADING PROCESSES

Abstract: *Purpose* – According to the literature, some empirical phenomena can be attributed to frictions in trading processes. One of them is a stock return serial correlation. In this paper, the authors test the research hypothesis saying that the effect of serial correlation of individual daily logarithmic stock returns is present in the Warsaw Stock Exchange (WSE).

Design/methodology/approach – The 53 WSE-listed companies divided into three size groups are investigated. To compare the results obtained, firms are analyzed in the whole sample period January 2005–December 2014, and in three adjacent sub-periods of equal size: the pre-crisis, crisis, and post-crisis periods. To test the null hypothesis that the data generating process is AR(0), the Anderson (1993) procedure is employed.

Findings – The empirical results confirm that there is no reason to reject the research hypothesis.

Originality/value – To the best of the authors’ knowledge, no such research has been undertaken for the Warsaw Stock Exchange.

Keywords: frictions in trading processes, stock return autocorrelation, size effect, crisis period

Cytowanie

- Nowak S., Olbryś J. (2015), *Autokorelacja stóp zwrotu spółek giełdowych w kontekście zakłóceń w procesach transakcyjnych*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 854, „Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia” nr 73, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, s. 721–734; www.wneiz.pl/frfu.