

Sabina Nowak\*

Joanna Olbryś\*\*

## Zależności korelacyjne w szeregach stóp zwrotu spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie S.A.

### Wstęp

Konsekwencje zakłóceń w procesach transakcyjnych na rynku kapitałowym (*market frictions*) mieszczą się w tematyce badań związanych z szeroko rozumianą mikrostrukturą rynku<sup>1</sup>. Analizowane w literaturze skutki występowania zakłóceń obejmują najczęściej pewne prawidłowości empiryczne, do których zaliczamy: efekty autokorelacji oraz korelacji przekrojowych międzyokresowych w szeregach stóp zwrotu spółek, efekt autokorelacji w szeregach stóp zwrotu z portfeli inwestycyjnych i indeksów giełdowych, czyli tzw. efekt Fishera [1966], problem opóźnień dostosowania ceny papieru wartościowego do napływającej na rynek informacji, efekt przedziałowy parametru ryzyka systematycznego oraz efekt przedziałowy współczynnika determinacji modelu rynku.

Wszystkie wymienione problemy empiryczne należy uznać za istotne, ponieważ, zgodnie z literaturą, prawidłowości te (nazywane często anomaliami) nie powinny występować na rynku efektywnym w sensie informacyjnym [Fama, 1970]<sup>2</sup>. W szczególności hipoteza rynku efektywnego informacyjnie implikuje brak autokorelacji oraz korelacji przekrojowych międzyokresowych w szeregach stóp zwrotu z papierów wartościowych [Hawawini, 1980a, s. 153]. Z drugiej strony występowanie istotnych, równoczesnych korelacji przekrojowych może świadczyć o dobrym i jednoczesnym przyswajaniu bieżących informacji przez spółki giełdowe. W tym kontekście celem pracy była analiza empiryczna

---

\* Dr, Katedra Ekonometrii, Wydział Zarządzania, Uniwersytet Gdański, ul. Armii Krajowej 101, 81-824 Sopot, sabina.nowak@ug.edu.pl.

\*\* Dr hab., Katedra Informatyki Teoretycznej, Wydział Informatyki, Politechnika Białostocka, ul. Wiejska 45a, Białystok 15-351, j.olbrys@pb.edu.pl.

<sup>1</sup> Więcej na temat mikrostruktury rynków finansowych można przeczytać np. w monografiach [Campbell i inni, 1997; Hasbrouck, 2007; De Jong, Rindi, 2009; Doman, 2011; Olbryś, 2014].

<sup>2</sup> Badania empiryczne dotyczące weryfikacji różnych form efektywności informacyjnej polskiego rynku giełdowego zawierają m.in. pozycje [Czekaj i inni, 2001; Brzeszczyński, Kelm, 2002; Szyszka, 2003; Buczek, 2005; Gurgul, 2012].

zależności korelacyjnych w szeregach dziennych logarytmicznych stóp zwrotu spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie S.A. Badanie objęło 53 firmy z trzech grup spółek – dużych, średnich i małych – w okresie od stycznia 2005 r. do grudnia 2014 r. Podział na grupy umożliwił zaobserwowanie wpływu efektu wielkości spółki (*size effect*) na wyniki badań, np. [Roll, 1981]. Niniejsze opracowanie jest kontynuacją i uzupełnieniem badań dotyczących zależności korelacyjnych na giełdzie warszawskiej, przedstawionych w pracy [Nowak, Olbryś, 2015], ponieważ obejmuje analizy korelacji przekrojowych i przekrojowych międzyokresowych w tej samej grupie spółek.

Przeprowadzono również analizę otrzymanych wyników pod kątem wyboru 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 artykule [Olbryś, Majewska, 2014]. Ponadto dokonano weryfikacji hipotez badawczych zakładających persystencję zależności korelacyjnych w podokresach. W tym celu testowano równość odpowiednich macierzy korelacji przekrojowych oraz przekrojowych międzyokresowych w grupach spółek, z wykorzystaniem własnej modyfikacji testu Larntza–Perlmana [1985]. Zgodnie z wiedzą autorek analogicznie badania nie były dotąd prowadzone na polskim rynku giełdowym.

Zaproponowano następującą strukturę pracy. W rozdziale pierwszym przedstawiono przegląd literatury dotyczącej różnych związków korelacyjnych w szeregach stóp zwrotu spółek giełdowych. Rozdział drugi prezentuje metody, wyniki badań empirycznych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie S.A. oraz dyskusję. Pracę kończy podsumowanie otrzymanych wyników.

## **1. Zależności korelacyjne w szeregach stóp zwrotu spółek giełdowych – przegląd wyników badań**

Na początku warto nadmienić, że bardzo trudno uporządkować literaturę światową dotyczącą zależności korelacyjnych w szeregach stóp zwrotu spółek giełdowych, ponieważ temat jest szeroki, a wnioski z badań nie są ani spójne, ani jednoznaczne. Pierwsze prace dotyczące różnych zależności korelacyjnych, stwierdzonych empirycznie w szeregach stóp zwrotu z papierów wartościowych oraz zbudowanych z nich port-

feli inwestycyjnych i indeksów giełdowych, pochodzą z lat 60. i 70. XX wieku, np. [Fisher, 1966; Scholes, Williams, 1977; Schwartz, Whitcomb, 1977]. Jednak najwięcej prac na ten temat powstało w latach 80. i 90. XX wieku. Pierwszy w literaturze przegląd wyników badań oraz propozycję usystematyzowania empirycznych konsekwencji zakłóceń w procesach transakcyjnych, obejmujących również związki korelacyjne, zawierała fundamentalna praca [Cohen i inni, 1980].

Do analizowanych zależności korelacyjnych w szeregach stóp zwrotu z papierów wartościowych należą efekty autokorelacji (*autocorrelations*), korelacji przekrojowych (*contemporaneous cross-correlations*) oraz korelacji przekrojowych międzyokresowych (*intertemporal cross-correlations*).

Jedną z najczęściej badanych prawidłowości jest efekt autokorelacji pierwszego rzędu stóp zwrotu pojedynczych spółek, głównie ujemnej w przypadku spółek małych oraz dodatniej dla większości dużych spółek, np. [Perry, 1985]. Efekt ten jest często określany w literaturze jako autokorelacja pozorna (*spurious autocorrelation*), np. [Campbell i inni, 1997, s. 85]. Można go uzasadnić analitycznie, korzystając zarówno z modelu niesynchronicznych transakcji Lo–MacKinlaya [1990], jak również stosując model cen papierów wartościowych Rolla [1984], oparty na rozpiętości cen sprzedaż/kupno<sup>3</sup>. Z tematem autokorelacji stóp zwrotu spółek oraz portfeli, w kontekście niesynchroniczności transakcji, związane były też inne prace. Na przykład, Kadlec i Patterson [1999] przedstawili własny symulacyjny model niesynchronicznych transakcji. Głównym celem autorów było sprawdzenie, w jakim stopniu niesynchroniczność wyjaśnia autokorelacje stóp zwrotu. Natomiast w pracy [Campbell i inni, 1993] przedstawiono empiryczne obserwacje prawidłowości polegającej na zmniejszaniu się efektu autokorelacji pierwszego rzędu dziennych stóp zwrotu spółek wraz ze wzrostem wolumenu. Z kolei Chelley–Steeley i Steeley [2014] zaproponowali uogólnienie modelu Lo–MacKinlaya [1990] oraz przedstawili nowe wyniki empiryczne na giełdach amerykańskich.

Analizy teoretyczno-empiryczne dotyczące innych zależności korelacyjnych zaprezentowano m.in. w pracach Hawawiniego [1980a, 1980b]. Zawierały one głównie badania korelacji przekrojowych i prze-

<sup>3</sup> Szczegóły dotyczące uzasadnienia efektu autokorelacji pierwszego rzędu stóp zwrotu spółek na podstawie wymienionych modeli można znaleźć m.in. w pozycjach [Campbell i inni, 1997; Tsay, 2010; Olbrys, 2014; Nowak, Olbrys, 2015].

krojowych międzyokresowych w szeregach dziennych stóp zwrotu spółek na giełdzie nowojorskiej New York Stock Exchange (NYSE), w latach 1970–1973. Zdaniem autora, występowanie korelacji przekrojowych międzyokresowych jest wystarczającym uzasadnieniem innych anomalii, w tym np. efektu Fishera w szeregach stóp zwrotu z portfeli inwestycyjnych [Hawawini 1980a, s. 164].

Zdecydowana większość pozycji literatury zawiera wyniki badań empirycznych dotyczących jednocześnie różnych związków korelacyjnych. Należy podkreślić, że nie ma jednorodności w literaturze co do przyczyn powstawania tych zależności w szeregach stóp zwrotu spółek giełdowych. Na przykład Chan [1993] podkreślił, że chociaż wspomniane prawidłowości zostały dobrze udokumentowane, to jednak nadal ich źródła nie zostały jednoznacznie wskazane. Chan wprowadził model wyjaśniający dodatnie przekrojowe skorelowanie stóp zwrotu z papierów wartościowych działaniami market-makerów, którzy obserwują zakłócone sygnały dotyczące zmian cen innych spółek i nie mogą natychmiast dostosować do nich ceny posiadanych walorów. W pewnym sensie „spóźnione” dostosowanie ceny posiadanych papierów do cen, które zmieniły się wcześniej, powoduje powstanie efektu dodatnich korelacji przekrojowych w wielowymiarowym szeregu stóp zwrotu spółek. Chan wykazał również, że efekty autokorelacji oraz korelacji przekrojowych w szeregach stóp zwrotu z papierów wartościowych są silniejsze w okresach bardziej gwałtownych zmian na rynku.

Rosenberg i Rudd [1982] zaproponowali interesujący model czynnikowy, wspomagający identyfikację związków korelacyjnych w szeregach stóp zwrotu z papierów wartościowych. Analizy empiryczne dotyczyły giełdy nowojorskiej w latach 1973–1980. Autorzy modelowali logarytmiczne miesięczne stopy zwrotu papierów wartościowych jako sumę dwu składowych: pierwszej, związanej ze wspólnymi dla wszystkich papierów czynnikami (*factor-related return*), oraz drugiej, specyficznej dla danego waloru (*specific return*). Podejście czynnikowe miało na celu identyfikację struktury stóp zwrotu. Rosenberg i Rudd określili tzw. „efektywną” stopę zwrotu jako taką, która występuje w przypadku braku kosztów transakcyjnych oraz kosztów pozyskania informacji, jak również braku innych przeszkód w procesie transakcyjnym. Na podstawie przedstawionego modelu zaproponowali wyjaśnienie zarówno ujemnych autokorelacji w szeregach specyficznych stóp zwrotu, jak i dodatnich autokorelacji w szeregach składowych czynnikowych.

Boudoukh i inni [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 niesynchronizacji 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 efektywności.

Inne wyjaśnienie źródeł efektu autokorelacji dziennych stóp zwrotu z papierów wartościowych 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. Wynik był zgodny z hipotezą, że transakcje inwestorów instytucjonalnych, reprezentujące podobne wzorce transakcyjne, odzwierciedlają wszystkie dostępne informacje i przyspieszają dostosowanie cen papierów wartościowych.

Z kolei praca Hameeda [1997] zawierała trzy zasadnicze wnioski dotyczące autokorelacji, korelacji przekrojowych oraz przekrojowych międzyokresowych w szeregach stóp zwrotu papierów wartościowych, analizowanych na giełdach NYSE/AMEX w okresie od lipca 1962 r. do grudnia 1989 r. Po pierwsze, zdaniem Hameeda, główną przyczyną asymetrycznych przekrojowych zależności korelacyjnych w szeregach stóp zwrotu spółek była ich zróżnicowana wrażliwość na zmienne w czasie czynniki ryzyka. Po drugie, autor stwierdził brak istotnego wpływu przyczynowego opóźnionych stóp zwrotu dużych spółek na stopy zwrotu spółek małych. Po trzecie, zaobserwował istotną zależność korelacyjną w postaci korelacji przekrojowych w szeregach bieżących stóp zwrotu dużych spółek oraz opóźnionych stóp zwrotu spółek małych, przy wysokim wolumenie.

Krytycznym głosem w dyskusji na temat możliwych przyczyn związków korelacyjnych w szeregach stóp zwrotu spółek 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 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, zmienne w czasie oczekiwane stopy zwrotu, koszty transakcyjne oraz stosowanie strategii z grupy tzw. *feedback trading*. Na podstawie przeprowadzonych badań empirycznych wnioskował, że na giełdzie szwedzkiej bardzo prawdopodobną przyczyną istotnych dodatnich autokorelacji pierwszego rzędu dziennych stóp zwrotu spółek może być stosowanie strategii inwestycyjnych z grupy strategii negatywnego *feedback trading*, gdy inwestorzy sprzedają papiery wartościowe po wzrostach cen, a kupują po spadkach cen<sup>4</sup>.

W wielowątkowej i często cytowanej pracy z 2000 roku Chordia i Swaminathan badali m.in. związek pomiędzy wielkością wolumenu a występowaniem zależności korelacyjnych w szeregach stóp zwrotu spółek, w szczególności pod kątem autokorelacji, korelacji przekrojowych i przekrojowych międzyokresowych. Jako przyczynę zależności korelacyjnych wskazali m.in. różnicowanie szybkości dostosowania cen papierów wartościowych do napływającej na rynek informacji. Autorzy stwierdzili, że generalnie ceny akcji małych spółek wolniej dostosowują się do zmian w zbiorze informacji rynkowych. Wyniki analogicznych badań na polskim rynku giełdowym, przedstawione w pracy [Olbryś, 2013], nie dały podstaw do odrzucenia tej hipotezy. Temat diagnozowania oraz identyfikacji związków korelacyjnych w szeregach stóp zwrotu spółek, jako konsekwencji występowania zakłóceń w procesach transakcyjnych, pojawia się również w innych pozycjach dotyczących polskiego rynku kapitałowego. Na przykład, autokorelacja dziennych stóp zwrotu spółek była analizowana m.in. w opracowaniach [Czekaj i inni, 2001; Wójtowicz, 2010; Olbryś, 2012; Nowak, Olbryś, 2015].

---

<sup>4</sup> Szczegółowy przegląd literatury dotyczącej związków korelacyjnych w szeregach stóp zwrotu spółek i indeksów giełdowych zawiera monografia [Olbryś, 2014].

W ostatniej z wymienionych prac nie stwierdzono podstaw do falsyfikacji hipotezy badawczej przyjmującej, że na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie S.A. 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 błędzenie losowe. Wykorzystano w tym celu test Andersona [1993]. Badanie przeprowadzono na podstawie tej samej bazy 53 spółek z trzech grup, w okresie od stycznia 2005 r. do grudnia 2014 r.

Inne, oprócz autokorelacji, związki korelacyjne obejmujące korelacje przekrojowe oraz przekrojowe międzyokresowe były diagnozowane na polskim rynku giełdowym w pracy [Olbryś, 2011], jednak badanie to nie wyodrębniło w analizach podokresu ostatniego globalnego kryzysu finansowego 2007–2009 oraz dotyczyło znacznie mniejszej grupy spółek.

## **2. Diagnozowanie korelacji przekrojowych i przekrojowych międzyokresowych w szeregach stóp zwrotu spółek na giełdzie warszawskiej**

### **2.1. Opis bazy danych**

Baza danych spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie S.A., w okresie od 3 stycznia 2005 r. do 30 grudnia 2014 r., objęła grupę 147 firm. Uzasadnienie wyboru metody tworzenia bazy, zawierającej stałą liczbę spółek w całym analizowanym okresie, można znaleźć np. w pozycjach [Mech, 1993; Olbryś, 2014]. Szczegółowy opis tworzenia bazy danych zawiera praca [Nowak, Olbryś, 2015].

W celu identyfikacji spółek dużych, średnich i małych spółki posortowano według wartości rynkowej MV w ostatnim dniu roboczym grudnia, łącznie 10 razy w latach 2004–2013. W każdym roku wyodrębniono trzy grupy (BIG, MEDIUM, SMALL), wykorzystując wartości percentyli 70% oraz 30% [Fama, French, 1993]. Następnie wybrano te spółki, które w całym analizowanym okresie, od grudnia 2004 r. do grudnia 2013 r., pozostawały w tej samej grupie. Ostatecznie wszystkie warunki spełniły 53 spółki. Otrzymano w ten sposób trzy reprezentatywne grupy spółek. Odpowiednio, w grupie BIG znalazło się 27 spółek, w grupie MEDIUM – 18 spółek, natomiast w grupie SMALL – 8 spółek. Przeprowadzenie badania w wymienionych grupach umożliwiło obser-

wagę związków korelacyjnych pod kątem występowania na polskim rynku efektu wielkości spółki.

W literaturze rozważa się możliwość wyboru firm dużych, średnich i małych na podstawie przynależności do odpowiedniego indeksu giełdowego, np. [Perry, 1985]. Nie jest to jednak metoda adekwatna w przypadku polskiego rynku giełdowego z powodu znacznej rotacji spółek wchodzących w skład głównych indeksów, np. [Olbryś, 2012].

Wszystkie obliczenia wykonano na podstawie dziennych logarytmicznych stóp zwrotu. W celu dokonania korekty obserwacji odstających (*outliers*) zastosowano procedurę przedstawioną w pracy [Korajczyk, Sadka, 2008, s. 49], wykorzystującą percentyle 1% oraz 99% szeregów stóp zwrotu.

Dodatkowym celem pracy była analiza wrażliwości uzyskanych wyników na wybór okresu badania, z uwzględnieniem całej próby statystycznej (styczeń 2005–grudzień 2014) oraz trzech jednakowo licznych podokresów [Nowak, Olbryś, 2015, s. 729]:

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

Wymienione przedziały czasowe ustalono na podstawie wyników pracy [Olbryś, Majewska, 2014]. 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.

Przed przystąpieniem do diagnozowania związków korelacyjnych zbadano stacjonarność szeregów dziennych logarytmicznych stóp zwrotu spółek, korzystając z testu ADF–GLS [Elliott i inni, 1996]. Wyniki testu 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 [Nowak, Olbryś, 2015, s. 730].

## 2.2. Korelacje przekrojowe

W pierwszej kolejności wyznaczono wartości współczynnika korelacji przekrojowej (*contemporaneous cross-correlation coefficient*) dla par spółek z grup SMALL i BIG, SMALL i MEDIUM oraz MEDIUM i BIG, w całej próbie statystycznej oraz w trzech podokresach: przed kryzysem, kryzys, po kryzysie. Przy założeniu, że hipoteza zerowa ma postać



$H_0 : r_{ij} = 0$ , wartości krytyczne współczynnika korelacji dla poszczególnych prób obliczono ze wzoru, np. [Olbryś, 2014, s. 198]:

$$r^* = \sqrt{\frac{t_{\alpha, n-2}^2}{n-2 + t_{\alpha, n-2}^2}}, \quad (1)$$

gdzie  $t_{\alpha, n-2}$  jest wartością statystyki  $t$ -Studenta dla poziomu istotności  $\alpha$  i  $(n-2)$  stopni swobody. Współczynnik korelacji  $r_{ij}$  można uznać za istotnie różniący się od zera, jeśli  $|r_{ij}| > r^*$ .

W tablicach 1–3 zestawiono wielkości procentowego udziału istotnych statystycznie współczynników korelacji przekrojowej dla par spółek z grup SMALL i BIG, SMALL i MEDIUM oraz MEDIUM i BIG. W pierwszym (drugim, trzecim) przypadku obliczono odpowiednio  $8 \times 27 = 216$  ( $8 \times 18 = 144$ ,  $18 \times 27 = 486$ ) współczynników korelacji przekrojowej dla każdego z czterech podokresów. W zestawieniu nie uwzględniono współczynników autokorelacji.

**Tablica 1. Procent istotnych statystycznie współczynników korelacji przekrojowej dla spółek z grup SMALL i BIG**

Okres	1	2	3	4	5	6	7	8
	APL	BDL	EFK	ENP	KMP	MZA	PLA	SME
I	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	92,6%	96,3%	96,3%	96,3%
II	88,9%	74,1%	92,6%	88,9%	85,2%	88,9%	40,7%	59,3%
III	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	96,3%	63,0%	100,0%	92,6%
IV	81,5%	88,9%	74,1%	88,9%	51,9%	7,4%	81,5%	51,9%

Objaśnienia: W drugim wierszu tablicy wymieniono spółki z grupy SMALL w kolejności alfabetycznej według pełnych nazw. Oznaczenia spółek w postaci trzyliterowych symboli. Pierwsza kolumna tablicy zawiera oznaczenia okresów: I – cały okres, styczeń 2005–grudzień 2014 (2502 obserwacje), II – podokres przed kryzysem, wrzesień 2005–maj 2007 (436 obserwacji), III – podokres kryzys, czerwiec 2007–luty 2009 (436 obserwacji), IV – podokres po kryzysie, marzec 2009–listopad 2010 (436 obserwacji). Przyjęto poziom istotności 0,10.

Źródło: Opracowanie własne.

**Tablica 2. Procent istotnych statystycznie współczynników korelacji przekrojowej dla spółek z grup SMALL i MEDIUM**

Okres	1	2	3	4	5	6	7	8
	APL	BDL	EFK	ENP	KMP	MZA	PLA	SME
I	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	94,4%
II	94,4%	66,7%	88,9%	77,8%	88,9%	94,4%	38,9%	77,8%
III	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	88,9%	77,8%	94,4%	94,4%
IV	55,6%	88,9%	61,1%	77,8%	38,9%	11,1%	88,9%	38,9%

Objaśnienia: jak do tablicy 1.

Źródło: Opracowanie własne.

**Tablica 3. Procent istotnych statystycznie współczynników korelacji przekrojowej dla spółek z grup MEDIUM i BIG**

Okres	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	ALM	AMC	ATM	ATG	COL	IPL	IND	LTX	MCI
I	100,0%	100,0%	100,0%	96,3%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
II	96,3%	92,6%	77,8%	81,5%	85,2%	81,5%	40,7%	70,4%	96,3%
III	100,0%	100,0%	96,3%	92,6%	96,3%	96,3%	96,3%	100,0%	100,0%
IV	88,9%	88,9%	85,2%	85,2%	96,3%	85,2%	55,6%	70,4%	96,3%
Okres	10	11	12	13	14	15	16	17	18
	MNI	CNG	PEK	SKA	STX	STF	TIM	VST	PUE
I	100,0%	100,0%	100,0%	92,6%	100,0%	100,0%	100,0%	96,3%	92,6%
II	92,6%	81,5%	70,4%	66,7%	85,2%	92,6%	74,1%	81,5%	81,5%
III	100,0%	96,3%	100,0%	85,2%	100,0%	100,0%	96,3%	100,0%	92,6%
IV	92,6%	85,2%	11,1%	48,1%	88,9%	85,2%	77,8%	77,8%	63,0%

Objaśnienia: W drugim wierszu tablicy wymieniono spółki z grupy MEDIUM w kolejności alfabetycznej według pełnych nazw. Pozostałe objaśnienia jak do tablicy 1.

Źródło: Opracowanie własne.

Wyniki prezentowane w tablicach 1–3 pozwalają sformułować następujące wnioski:

1. We wszystkich badanych przypadkach, zarówno par spółek z grup SMALL i BIG, SMALL i MEDIUM, jak też MEDIUM i BIG, w okresie obejmującym całą próbę statystyczną (I), zaobserwowano niemal stuprocentowy udział istotnych statystycznie współczynników korelacji przekrojowej.
2. Stwierdzono bardzo wysoki procentowy udział istotnych statystycznie współczynników korelacji przekrojowej w okresie kryzysu

(III), w porównaniu z okresami przed (II) i po kryzysie (IV). Jest to zgodne np. z wynikami Chana [1993], który wykazał, że efekty korelacji przekrojowych w wielowymiarowym szeregu dziennych stóp zwrotu spółek giełdowych są silniejsze w okresach gwałtownych zmian na rynku.

3. Znaczący procentowy udział istotnych statystycznie współczynników korelacji przekrojowej dla wszystkich badanych par spółek, zaobserwowany zarówno w całym analizowanym okresie, jak i w trzech wyodrębnionych podokresach, może świadczyć o dobrym i jednoczesnym przyswajaniu bieżących informacji rynkowych przez wszystkie grupy spółek giełdowych, bez względu na ich wielkość.

### 2.3. Korelacje przekrojowe międzyokresowe

W drugiej części badania obliczono wartości współczynnika korelacji przekrojowej międzyokresowej (*intertemporal cross-correlation coefficient*) rzędu  $-1$ , oznaczanego przez  $\rho_{ij}^{-1}$ , gdzie stopy zwrotu z akcji  $i$  (grupa SMALL) są opóźnione o jeden dzień w stosunku do stóp zwrotu z akcji  $j$  (grupa BIG lub MEDIUM) [Hawawini, 1980a]. Celem było zbadanie, czy na giełdzie warszawskiej występuje istotna zależność pomiędzy bieżącymi cenami (stopami zwrotu) spółek dużych i średnich a cenami (stopami zwrotu) spółek małych w dniu następnym. Tablice 4 i 5 przedstawiają wyniki szczegółowe dla grup (SMALL, BIG) oraz (SMALL, MEDIUM), w całym analizowanym okresie.

Tablica 4. Wartości współczynnika korelacji przekrojowej międzyokresowej rzędu  $-1$  dla spółek z grup SMALL i BIG (styczeń 2005–grudzień 2014)

		1	2	3	4	5	6	7	8
		APL	BDL	EFK	ENP	KMP	MZA	PLA	SME
1	BPH	<b>0,0442</b>	0,0179	0,0296	0,0233	<b>0,0440</b>	<b>0,0356</b>	0,0198	0,0251
2	BNP	0,0289	0,0271	<b>0,0357</b>	0,0198	0,0162	0,0258	<b>0,0461</b>	0,0253
3	BOS	0,0218	0,0051	0,0096	-0,0092	-0,0151	-0,0235	0,0177	0,0003
4	BDX	0,0136	0,0272	0,0278	0,0120	0,0050	-0,0126	0,0304	0,0114
5	BZW	<b>0,0455</b>	0,0166	<b>0,0355</b>	0,0168	0,0303	-0,0046	<b>0,0358</b>	<b>0,0337</b>
6	DBC	0,0202	0,0272	0,0262	0,0218	-0,0105	0,0161	0,0316	-0,0015
7	ECH	<b>0,0348</b>	0,0215	<b>0,0554</b>	0,0181	0,0312	<b>0,0346</b>	-0,0040	0,0274
8	GTN	0,0271	0,0271	0,0313	0,0000	0,0304	0,0022	<b>0,0416</b>	0,0255
9	GTC	<b>0,0472</b>	-0,0056	0,0095	0,0188	<b>0,0466</b>	0,0285	<b>0,0454</b>	0,0228
10	BHW	0,0269	0,0139	<b>0,0449</b>	0,0316	0,0156	0,0272	<b>0,0497</b>	<b>0,0557</b>
11	ING	<b>0,0430</b>	0,0230	<b>0,0510</b>	<b>0,0573</b>	0,0188	0,0247	<b>0,0598</b>	0,0212
12	KTY	0,0121	0,0124	<b>0,0468</b>	0,0147	0,0037	0,0260	0,0102	0,0041

		1	2	3	4	5	6	7	8
		APL	BDL	EFK	ENP	KMP	MZA	PLA	SME
13	KGH	0,0210	-0,0196	0,0244	0,0080	0,0327	0,0120	<b>0,0371</b>	0,0150
14	LPP	<b>0,0469</b>	0,0112	0,0108	0,0289	<b>0,0376</b>	-0,0031	-0,0008	0,0312
15	MBK	<b>0,0605</b>	0,0088	0,0280	0,0141	0,0255	0,0131	<b>0,0583</b>	<b>0,0512</b>
16	MIL	<b>0,0374</b>	0,0218	<b>0,0655</b>	0,0097	<b>0,0404</b>	0,0142	<b>0,0511</b>	0,0143
17	MOL	0,0102	0,0078	0,0283	0,0276	0,0035	<b>0,0425</b>	0,0241	0,0140
18	NET	<b>0,0367</b>	0,0296	<b>0,0487</b>	0,0195	0,0108	-0,0249	0,0212	0,0124
19	ORB	<b>0,0492</b>	0,0214	<b>0,0505</b>	0,0071	0,0315	-0,0028	<b>0,0394</b>	0,0083
20	PEO	<b>0,0498</b>	-0,0094	0,0281	0,0162	0,0218	0,0205	0,0288	0,0034
21	PKN	0,0306	-0,0132	0,0226	<b>0,0391</b>	<b>0,0407</b>	0,0307	0,0244	-0,0022
22	PKO	<b>0,0393</b>	-0,0031	<b>0,0527</b>	0,0239	0,0271	-0,0078	<b>0,0353</b>	0,0273
23	STP	0,0058	0,0167	0,0161	0,0242	0,0268	<b>0,0333</b>	0,0323	<b>0,0589</b>
24	SNS	<b>0,0625</b>	-0,0030	0,0262	0,0003	0,0195	0,0229	<b>0,0470</b>	-0,0034
25	OPL	0,0253	0,0000	0,0272	0,0151	-0,0086	-0,0095	0,0102	-0,0169
26	TVN	<b>0,0474</b>	<b>0,0399</b>	0,0157	0,0044	0,0243	0,0093	<b>0,0476</b>	<b>0,0563</b>
27	ZWC	0,0037	0,0171	0,0164	0,0077	0,0189	0,0247	<b>0,0442</b>	-0,0141

Objaśnienia: W drugim wierszu (kolumnie) tablicy wymieniono spółki z grupy SMALL (BIG) w kolejności alfabetycznej według pełnych nazw. Oznaczenia spółek w postaci trzyliterowych symboli. Pogrubioną czcionką oznaczono współczynniki korelacji istotne statystycznie na poziomie istotności 0,10.

Źródło: Opracowanie własne.

**Tablica 5. Wartości współczynnika korelacji przekrojowej międzyokresowej rzędu -1 dla spółek z grup SMALL i MEDIUM (styczeń 2005–grudzień 2014)**

		1	2	3	4	5	6	7	8
		APL	BDL	EFK	ENP	KMP	MZA	PLA	SME
1	ALM	<b>0,0473</b>	-0,0120	0,0321	0,0272	<b>0,0393</b>	0,0230	0,0207	0,0099
2	AMC	0,0084	-0,0131	0,0077	0,0071	0,0173	-0,0166	-0,0166	-0,0178
3	ATM	0,0263	0,0171	<b>0,0400</b>	0,0144	0,0076	0,0026	0,0167	0,0016
4	ATG	<b>0,0394</b>	<b>0,0332</b>	<b>0,0425</b>	-0,0016	<b>0,0376</b>	<b>0,0614</b>	0,0252	-0,0042
5	COL	<b>0,0444</b>	0,0240	0,0295	0,0151	<b>0,0513</b>	0,0262	0,0325	-0,0033
6	IPL	<b>0,0527</b>	<b>0,0571</b>	<b>0,0519</b>	0,0151	0,0180	0,0263	0,0270	0,0181
7	IND	<b>0,0465</b>	0,0113	0,0037	0,0151	0,0289	-0,0076	0,0217	-0,0007
8	LTX	<b>0,0506</b>	0,0151	<b>0,0590</b>	<b>0,0432</b>	<b>0,0728</b>	<b>0,0399</b>	<b>0,0676</b>	<b>0,0424</b>
9	MCI	<b>0,0746</b>	0,0267	<b>0,0689</b>	<b>0,0541</b>	<b>0,0704</b>	<b>0,0478</b>	<b>0,0541</b>	0,0173
10	MNI	<b>0,0537</b>	0,0202	0,0205	0,0313	<b>0,0782</b>	0,0241	<b>0,0615</b>	0,0279
11	CNG	<b>0,0524</b>	<b>0,0361</b>	<b>0,0791</b>	0,0294	<b>0,0377</b>	0,0048	0,0314	0,0130
12	PEK	<b>0,0357</b>	0,0221	<b>0,0370</b>	0,0317	<b>0,0524</b>	0,0257	0,0182	-0,0110
13	SKA	0,0324	0,0129	0,0242	0,0304	0,0000	-0,0006	<b>0,0361</b>	0,0137
14	STX	0,0318	0,0272	<b>0,0388</b>	0,0111	<b>0,0415</b>	<b>0,0397</b>	<b>0,0621</b>	<b>0,0428</b>

		1	2	3	4	5	6	7	8
		APL	BDL	EFK	ENP	KMP	MZA	PLA	SME
15	STF	0,0228	0,0144	<b>0,0547</b>	0,0199	<b>0,0414</b>	-0,0005	<b>0,0436</b>	-0,0019
16	TIM	<b>0,0565</b>	0,0217	0,0097	0,0230	<b>0,0446</b>	0,0002	0,0302	0,0165
17	VST	<b>0,0359</b>	-0,0258	0,0148	0,0019	0,0237	0,0036	0,0266	0,0276
18	PUE	<b>0,0465</b>	0,0045	0,0265	-0,0128	0,0219	0,0311	<b>0,0418</b>	0,0024

Objaśnienia: W drugim wierszu (kolumnie) tablicy wymieniono spółki z grupy SMALL (MEDIUM) w kolejności alfabetycznej według pełnych nazw. Oznaczenia spółek w postaci trzyliterowych symboli. Pogrubioną czcionką oznaczono współczynniki korelacji istotne statystycznie na poziomie istotności 0,10.

Źródło: Opracowanie własne.

Wyniki przedstawione w tablicach 4–5 nie są tak jednoznaczne jak te z tablic 1–3 oraz nie są też zgodne z intuicjami dotyczącymi występowania problemu opóźnień dostosowania cen akcji małych spółek na polskim rynku. Na przykład, w pracy Olbryś [2013] stwierdzono, że małe spółki notowane na giełdzie warszawskiej charakteryzują się większymi wartościami miary opóźnienia Chordii–Swaminathana [2000], co oznacza, że ich ceny wolniej dostosowują się do zmian w zbiorze informacji rynkowych. Wynik ten nie znalazł jednak potwierdzenia w znacznej liczbie istotnie dodatnich wartości współczynnika korelacji przekrojowej międzyokresowej, zawartych w tablicach 4–5.

Kolejny etap badania stanowiła analiza wyników korelacji przekrojowych międzyokresowych w trzech podokresach: przed kryzysem, kryzys, po kryzysie. Procentowy udział istotnych statystycznie współczynników korelacji przekrojowej międzyokresowej rzędu  $-1$  dla par spółek z grup SMALL i BIG oraz SMALL i MEDIUM w poszczególnych podokresach przedstawiono w tablicach 6 i 7<sup>5</sup>.

Jak wspomniano w pierwszej części niniejszego opracowania, brak jest w literaturze zgodności co do wyników i interpretacji dotyczących korelacji przekrojowych międzyokresowych na różnych rynkach. Podsumowując wyniki empiryczne otrzymane dla giełdy warszawskiej, generalnie stwierdzono brak istotnego wpływu bieżących dziennych stóp zwrotu dużych i średnich spółek na stopy zwrotu spółek małych w kolejnym dniu. W skrajnych przypadkach, przedstawionych w tablicach 6–7, liczba istotnych statystycznie współczynników korelacji przekrojowej międzyokresowej była równa zero.

<sup>5</sup> Ze względu na ograniczoną objętość opracowania szczegółowe wyniki dotyczące podokresów: przed kryzysem, kryzys i po kryzysie są dostępne na życzenie Czytelnika.

**Tablica 6. Procent istotnych statystycznie współczynników korelacji przekrojowej międzyokresowej rzędu –1 dla spółek z grup SMALL i BIG**

Okres	1	2	3	4	5	6	7	8
	APL	BDL	EFK	ENP	KMP	MZA	PLA	SME
I	51,85%	3,70%	37,04%	7,41%	18,52%	14,81%	51,85%	18,52%
II	14,81%	11,11%	11,11%	29,63%	29,63%	3,70%	0,00%	7,41%
III	33,33%	3,70%	18,52%	7,41%	3,70%	0,00%	0,00%	44,44%
IV	18,52%	3,70%	7,41%	7,41%	7,41%	7,41%	7,41%	18,52%

Objaśnienia: jak do tablicy 1.

Źródło: Opracowanie własne.

**Tablica 7. Procent istotnych statystycznie współczynników korelacji przekrojowej międzyokresowej rzędu –1 dla spółek z grup SMALL i MEDIUM**

Okres	1	2	3	4	5	6	7	8
	APL	BDL	EFK	ENP	KMP	MZA	PLA	SME
I	72,22%	16,67%	50,00%	11,11%	61,11%	22,22%	38,89%	11,11%
II	16,67%	16,67%	16,67%	22,22%	38,89%	5,56%	16,67%	11,11%
III	22,22%	0,00%	33,33%	0,00%	11,11%	5,56%	22,22%	16,67%
IV	11,11%	27,78%	0,00%	5,56%	27,78%	0,00%	5,56%	11,11%

Objaśnienia: jak do tablicy 1.

Źródło: Opracowanie własne.

## 2.4. Testowanie persystencji zależności korelacyjnych w podokresach

Ostatnim etapem badania była weryfikacja hipotez badawczych zakładających persystencję zależności korelacyjnych w grupach spółek. W tym celu testowano równość macierzy korelacji przekrojowych oraz przekrojowych międzyokresowych w podokresach: (kryzys, przed kryzysem) oraz (kryzys, po kryzysie). Sformułowano następującą hipotezę zerową:

$$H_0 : P_K = P_{PK} , \quad (2)$$

wobec hipotezy alternatywnej:

$$H_1 : P_K \neq P_{PK} , \quad (3)$$

gdzie  $P_K, P_{PK}$  oznaczają macierze korelacji w podokresach kryzysu ( $P_K$ ) oraz przed lub po kryzysie ( $P_{PK}$ ), odpowiednio. Statystyczna weryfikacja hipotezy zerowej została przeprowadzona z wykorzystaniem własnej modyfikacji testu Larntza–Perlmana [1985] równości macierzy

zawierających współczynniki korelacji Pearsona, w dwóch jednakowo licznych podokresach ( $n_K = n_{PK} = n = 436$  obserwacji). Zaproponowana procedura testowania równości macierzy o jednakowym wymiarze (ale niekoniecznie symetrycznych) składała się z następujących etapów:

1. Przekształcenie wszystkich elementów obu macierzy  $\hat{P}_K = (\hat{r}_{ij}^K)$  oraz  $\hat{P}_{PK} = (\hat{r}_{ij}^{PK})$ , zawierających korelacje empiryczne, za pomocą transformacji z-Fishera [1921], określonej wzorem (4):

$$\hat{z}_{ij} = \frac{1}{2} \ln \left( \frac{1 + \hat{r}_{ij}}{1 - \hat{r}_{ij}} \right). \quad (4)$$

2. Obliczenie wartości statystyki testowej  $T$ , danej wzorem (5):

$$T = \sqrt{\frac{n-3}{2}} \cdot \max_{\substack{1 \leq i \leq p_1 \\ 1 \leq j \leq p_2}} \left| \hat{z}_{ij}^K - \hat{z}_{ij}^{PK} \right|, \quad (5)$$

gdzie  $p_1, p_2$  oznaczają odpowiednio liczbę wierszy ( $p_1$ ) oraz kolumn ( $p_2$ ) analizowanych macierzy.

3. Dla ustalonego poziomu istotności  $\alpha$ , odrzucenie hipotezy zerowej (2), gdy wartość statystyki testowej  $T > b_\alpha$ , gdzie  $b_\alpha > 0$  spełnia następującą równość:

$$[\Phi(b_\alpha) - \Phi(-b_\alpha)]^{p_1 \cdot p_2} = 1 - \alpha. \quad (6)$$

$\Phi(b_\alpha)$  jest wartością dystrybuanty rozkładu normalnego standardowego, natomiast  $p_1 \cdot p_2$  jest liczbą wszystkich współczynników korelacji w danej macierzy.

Modyfikacja oryginalnej wersji testu Larntza–Perlmana dotyczyła metody porównywania macierzy niesymetrycznych. Konsekwencją tego są odpowiednio dostosowane wzory (5) oraz (6)<sup>6</sup>. Tablice 8–9 prezentują wyniki weryfikacji hipotezy zerowej (2).

<sup>6</sup> Test Larntza–Perlmana [1985] służy do porównywania macierzy symetrycznych o jednakowym wymiarze. Porównywane są jedynie elementy nad główną przekątną obu macierzy. Modyfikacja testu polega na tym, że w przypadku macierzy niesymetrycznych porównywane są wszystkie elementy obu macierzy, odpowiednio. W tym celu obliczane są wartości bezwzględne różnic „element po elemencie” (wzór 5). Natomiast modyfikacja we wzorze (6) polega jedynie na uwzględnieniu liczby wszystkich porównywanych elementów macierzy ( $p_1 \times p_2$ ) w wykładniku (zamiast liczby elementów nad główną przekątną w oryginalnej wersji testu).

**Tablica 8. Wyniki zmodyfikowanego testu Larntza–Perlmana równości macierzy współczynników korelacji przekrojowej**

Testowane podokresy	(SMALL, BIG)		(SMALL, MEDIUM)		(MEDIUM, BIG)	
	statystyka testowa	wartość krytyczna	statystyka testowa	wartość krytyczna	statystyka testowa	wartość krytyczna
	$T$	$b_\alpha$	$T$	$b_\alpha$	$T$	$b_\alpha$
III, II	4,49	3,49 ( $H_1$ )	5,38	3,38 ( $H_1$ )	5,60	3,70 ( $H_1$ )
III, IV	3,95	3,49 ( $H_1$ )	5,70	3,38 ( $H_1$ )	5,36	3,70 ( $H_1$ )

Objaśnienia: jak do tablicy 1.

Źródło: Opracowanie własne.

**Tablica 9. Wyniki zmodyfikowanego testu Larntza–Perlmana równości macierzy współczynników korelacji przekrojowej międzyokresowej rzędu –1**

Testowane podokresy	(SMALL, BIG)		(SMALL, MEDIUM)	
	statystyka testowa $T$	wartość krytyczna $b_\alpha$	statystyka testowa $T$	wartość krytyczna $b_\alpha$
III, II	2,62	3,49 ( $H_0$ )	2,53	3,38 ( $H_0$ )
III, IV	2,42	3,49 ( $H_0$ )	2,39	3,38 ( $H_0$ )

Objaśnienia: jak do tablicy 1.

Źródło: Opracowanie własne.

Wyniki zestawione w tablicach 8–9 wskazują, iż na poziomie istotności  $\alpha = 0,10$  należy odrzucić hipotezę zerową (2) o równości macierzy współczynników korelacji przekrojowej w podokresach, w przypadku badanych grup spółek (tablica 8). Potwierdza to obserwację, że efekty korelacji przekrojowych były silniejsze w okresie kryzysu 2007–2009 (tablice 1–3). Nie stwierdzono natomiast podstaw do odrzucenia hipotezy (2) dla macierzy współczynników korelacji przekrojowej międzyokresowej rzędu –1 (tablica 9).

## Zakończenie

Głównym celem pracy była analiza korelacji przekrojowych oraz przekrojowych międzyokresowych w szeregach dziennych logarytmicznych stóp zwrotu spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie S.A. Badanie objęło 53 firmy z trzech grup spółek: dużych, średnich i małych, w okresie od stycznia 2005 r. do grudnia 2014 r. Dokonano również analizy wyników pod kątem wyboru okresu badania, z uwzględnieniem całej próby statystycznej oraz trzech podokresów: przed kryzysem, kryzys, po kryzysie. W pracy kontynuowano



badania przedstawione w opracowaniu [Nowak, Olbryś, 2015], a dotyczące efektu autokorelacji pierwszego rzędu dziennych stóp zwrotu spółek na giełdzie warszawskiej.

Pierwsza część artykułu obejmowała badanie, czy spółki giełdowe absorbują w sposób równoczesny bieżące informacje rynkowe na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie S.A. W tym celu sformułowano hipotezę badawczą zakładającą występowanie korelacji przekrojowych w szeregach dziennych logarytmicznych stóp zwrotu spółek. Wyniki empiryczne nie dały podstaw do odrzucenia tej hipotezy. Ponadto stwierdzono, że efekty korelacji przekrojowej były istotnie silniejsze w okresie kryzysu 2007–2009. Otrzymano wyniki zgodne z literaturą przedmiotu.

Celem drugiej części badania była odpowiedź na pytanie, czy na giełdzie warszawskiej występuje istotna zależność pomiędzy bieżącymi cenami (stopami zwrotu) spółek dużych i średnich, a cenami (stopami zwrotu) spółek małych w dniu następnym. Dokonano oszacowania korelacji przekrojowych międzyokresowych rzędu  $-1$  i stwierdzono stosunkowo niewielką liczbę współczynników istotnych statystycznie, niezależnie od analizowanych grup. Natomiast nie odrzucono hipotezy badawczej o persystencji wyników w podokresach.

Podsumowując, istotność korelacji przekrojowych, przy przeważającym braku istotności korelacji międzyokresowych rzędu  $-1$ , może świadczyć raczej o równoczesnym i dobrym przyswajaniu przez spółki bieżących informacji rynkowych. Zatem otrzymane wyniki empiryczne nie dają argumentów przemawiających przeciw pól silnej formie efektywności informacyjnej polskiego rynku kapitałowego.

## Literatura

1. 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”, No. 14.
2. Boudoukh J., Richardson M., Whitelaw R. (1994), *A Tale of Three Schools: Insights on Autocorrelations of Short-Horizon Returns*, „Review of Financial Studies”, No. 7.
3. Brzeczzyński J., Kelm R. (2002), *Ekonometryczne modele rynków finansowych. Modele kursów giełdowych i kursów walutowych*, WIG-Press, Warszawa.
4. Buczek S. B. (2005), *Efektywność informacyjna rynków akcji. Teoria a rzeczywistość*, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa.

5. 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.
6. Campbell J. Y., Lo A. W., MacKinlay A. C. (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, New Jersey.
7. Chan K. (1993), *Imperfect Information and Cross-Autocorrelation Among Stock Prices*, „Journal of Finance”, No. Vol. 48, No. 4.
8. 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.
9. Chordia T., Swaminathan B. (2000), *Trading Volume and Cross-Autocorrelations in Stock Returns*, „Journal of Finance”, Vol. 55.
10. 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.
11. Czekaj J., Woś M., Żarnowski J. (2001), *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce*. PWN, Warszawa.
12. De Jong F., Rindi B. (2009), *The Microstructure of Financial Markets*. Cambridge University Press, Cambridge.
13. Doman M. (2011), *Mikrostruktura giełd papierów wartościowych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań.
14. Elliott G., Rothenberg T. J., Stock J. H. (1996), *Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root*, „Econometrica”, Vol. 64, No. 4.
15. Fama E. F. (1970), *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*, „Journal of Finance”, Vol. 15.
16. 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.
17. Fisher R. A. (1921), *On the „Probable Error” of a Coefficient of Correlation Deduced From a Small Sample*. „Metron”, Vol. 1.
18. Fisher L. (1966), *Some New Stock Market Indexes*, „Journal of Business”, Vol. 39.
19. Gurgul H. (2012), *Analiza zdarzeń na rynkach akcji*, Wolters-Kluwer, Warszawa.
20. Hameed A. (1997), *Time Varying Factors and Cross-Autocorrelations in Short-Horizon Stock Returns*, „Journal of Financial Research”, Vol. 20, No. 4.
21. Hasbrouck J. (2007), *Empirical Market Microstructure*, Oxford University Press.

22. Hawawini G. A. (1980a), *The Intertemporal Cross Price Behavior of Common Stocks: Evidence and implications*, „Journal of Financial Research”, Vol. 3, No. 2.
23. Hawawini G. A. (1980b), *Intertemporal Cross-Dependence in Securities Daily Returns and the Short-Run Intervaling Effect on Systematic Risk*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis”, Vol. 15, No. 1.
24. Kadlec G. B., Patterson D. M. (1999), *A Transactions Data Analysis of Nonsynchronous Trading*, „The Review of Financial Studies”, Vol. 12, No. 3.
25. Korajczyk R., Sadka R. (2008), *Pricing the Commonality Across Alternative Measures of Liquidity*, „Journal of Financial Economics”, Vol. 87, No. 1.
26. Larntz K., Perlman M. D. (1985), *A Simple Test for the Equality of Correlation Matrices*, Technical Report No. 63, Department of Statistics, University of Washington.
27. Lo A. W., MacKinlay A. C. (1990), *An Econometric Analysis of Nonsynchronous Trading*, „Journal of Econometrics”, Vol. 45.
28. Mech T. S. (1993), *Portfolio Return Autocorrelation*, „Journal of Financial Economics”, Vol. 34.
29. 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.
30. Olbryś J. (2011), *The Intertemporal Cross Price Behavior and the „Fisher effect” on the Warsaw Stock Exchange*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. Ekonometria”, t. 31(194).
31. Olbryś J. (2012), *Tarcie w procesach transakcyjnych i jego konsekwencje*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a rynek polski”, nr 254.
32. Olbryś J. (2013), *Pomiar szybkości dostosowania ceny papieru wartościowego do zmian w zbiorze informacji rynkowych na przykładzie spółek z GPW w Warszawie S.A.*, „Studia Ekonomiczne – Zeszyty Naukowe Wydziałowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach”, nr 163.
33. Olbryś J. (2014), *Wycena aktywów kapitałowych na rynku z zakłóceniami w procesach transakcyjnych*, Difin, Warszawa.
34. Olbryś J., Majewska E. (2014), *Identyfikacja okresu kryzysu z wykorzystaniem procedury diagnozowania stanów rynku*, „Zeszyty Naukowe

- Uniwersytetu Szczecińskiego nr 802, „Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia”, nr 65.
35. Perry P. R. (1985), *Portfolio Serial Correlation and Nonsynchronous Trading*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis”, Vol. 20.
  36. Roll R. (1981), *A possible explanation of the small firm effect*, „Journal of Finance”, Vol. 36.
  37. Roll R. (1984), *A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market*, „Journal of Finance”, Vol. 39.
  38. Rosenberg B., Rudd A. (1982), *Factor-Related and Specific Returns of Common Stocks: Serial Correlation and Market Inefficiency*, „Journal of Finance”, Vol. 37.
  39. Säfvenblad P. (2000), *Trading Volume and Autocorrelation: Empirical Evidence from the Stockholm Stock Exchange*, „Journal of Banking and Finance”, Vol. 24.
  40. Scholes M., Williams J. (1977), *Estimating Betas from Nonsynchronous Data*, „Journal of Financial Economics”, Vol. 5.
  41. Schwartz R., Whitcomb D. (1977), *The Time-Variance Relationship: Evidence on Autocorrelation in Common Stock Returns*, „Journal of Finance”, Vol. 32, No. 1.
  42. Sias R. W., Starks L. T. (1997), *Return Autocorrelation and Institutional Investors*, „Journal of Financial Economics”, Vol. 46, No. 1.
  43. Szyszka A. (2003), *Efektywność Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie na tle rynków dojrzałych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań.
  44. Tsay R. S. (2010), *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley, New York.
  45. Wójtowicz T. (2010), *Wielkość obrotu a wzajemne korelacje stóp zwrotu spółek z GPW w Warszawie*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 616, „Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia. Skuteczne Inwestowanie”, nr 29.

## Streszczenie

Konsekwencją obecności zakłóceń w procesach transakcyjnych mogą być różne prawidłowości empiryczne dotyczące m.in. własności szeregów stóp zwrotu spółek giełdowych. Możemy wśród nich wyróżnić pewne zależności korelacyjne, w tym efekty autokorelacji, czy też korelacji przekrojowych międzyokresowych. Z drugiej strony występowanie istotnych, równoczesnych korelacji przekrojowych może świadczyć o dobrym i jednoczesnym przyswajaniu informacji rynkowych przez spółki giełdowe. Celem pracy była analiza

empiryczna korelacji przekrojowych i przekrojowych międzyokresowych na polskim rynku kapitałowym. Badanie objęło grupę 53 spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie S.A. w okresie od stycznia 2005 r. do grudnia 2014 r., w podziale na trzy podgrupy: spółek dużych, średnich i małych. 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 kryzysu finansowego na giełdzie warszawskiej został ustalony w sposób formalny jako przedział czasowy czerwiec 2007–luty 2009. Dokonano weryfikacji hipotez badawczych zakładających persystencję zależności korelacyjnych w podokresach. W tym celu testowano równość macierzy korelacji przekrojowych oraz przekrojowych międzyokresowych w grupach spółek, z wykorzystaniem własnej modyfikacji testu Larntza–Perlmana [1985]. Wyniki przeprowadzonego badania wskazują na występowanie istotnych współczynników korelacji przekrojowej w szeregach stóp zwrotu dla par spółek ze wszystkich grup, w analizowanych podokresach. Dodatkowo, korelacje te okazały się silniejsze w okresie kryzysu. Nie potwierdzono natomiast występowania istotnych korelacji przekrojowych międzyokresowych z jednodniowym opóźnieniem w przypadku stóp zwrotu spółek małych w stosunku do spółek dużych oraz średnich.

### **Słowa kluczowe**

zakłócenia w procesach transakcyjnych, zależności korelacyjne stóp zwrotu spółek, kryzys, efektywność informacyjna rynku

### **Correlations in stock returns on the Warsaw Stock Exchange (Summary)**

According to the literature, the presence of frictions in trading processes may cause some empirical phenomena such as stock return autocorrelations and intertemporal cross-correlations in stock returns. Conversely, the presence of contemporaneous cross-correlations reveals a good assimilation of market information in the groups of stocks. The main goal of this paper was to examine various relationships based on correlations in stock returns, in the group of 53 companies listed on the Warsaw Stock Exchange. The whole sample covered period January 2005–December 2014 and three adjacent sub-periods of equal size: the pre-crisis, crisis, and post-crisis periods. The financial crisis on the WSE was formally established as the period June 2007–February 2009. The additional goal of the paper was to analyse the persistence of the stock returns correlations in the subperiods specified. The obtained results showed the statistical significance of contemporaneous cross-correlations in returns of pairs SMALL-BIG, SMALL-MEDIUM and MEDIUM-BIG stocks in the all subperiods. Moreover, such correlations turned out to be stronger in the crisis period. On

the contrary, the existence of significant intertemporal cross-correlations (with lag equal to 1 day) in pairs of SMALL-BIG and SMALL-MEDIUM stock returns was not confirmed.

**Keywords**

frictions in trading processes, stock return autocorrelation, intertemporal cross-correlation in stock returns, crisis period, informational market efficiency