

Analiza powiązań pomiędzy indeksami giełdowymi i wielkością obrotów na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie*

The Price-Volume Linkages on the Warsaw Stock Exchange

*Jerzy Rembeza***, *Grzegorz Przekota****, *Anna Szczepańska-Przekota*****

pierwsza wersja: 5 listopada 2007 r., ostateczna wersja: 14 lutego 2008 r., akceptacja: 27 lutego 2008 r.

Streszczenie

W artykule starano się określić kierunki powiązań oraz rozkład reakcji w czasie pomiędzy dwoma charakterystykami giełdowymi: indeksami giełdowymi i wielkością obrotów. Wykorzystane dane dotyczą indeksów: WIG, WIG20, mWIG40 oraz sWIG80 w latach 2000–2007. W badaniu wykorzystano narzędzia związane z modelami VAR.

Wyniki testów wskazują, że można tutaj mówić o zależności między wartością indeksów a obrotami. Jednak z drugiej strony wyniki analizy odpowiedzi na impuls oraz dekompozycji wariancji błędu prognozy wskazują na bardzo słabą zależność tych zmiennych. Przeprowadzone badania nie przeczą jednoznacznie sensowi obserwacji wielkości obrotów, ale sprawiają, że decyzje inwestycyjne podejmowane na podstawie tych obserwacji stają się dyskusyjne.

Słowa kluczowe: indeks giełdowy, ceny, obroty, przyczynowość

Abstract

This paper investigates the causal relationship between stock and volume on the Warsaw Stock Exchange. The Granger causality test and VAR model have been used. The causality test reveals that there is unidirectional causality running from prices to volume. However, impulse response functions and variance decomposition show a weak relation between price and volume. The results are consistent with the efficient market hypothesis.

Keywords: stock exchange index, prices, volume, causality

JEL: G14, G12, C32

* Praca naukowa finansowana ze środków na naukę w latach 2007–2009 jako projekt badawczy.

** Politechnika Koszalińska w Koszalinie, Instytut Ekonomii i Zarządzania, Zakład Ekonomii

*** Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, Wydział Inżynierii Produkcji, Katedra Organizacji i Inżynierii Produkcji, e-mail: grzegorzprzekota@wp.pl

**** Bank Zachodni WKB SA

1. Wstęp

Wolumen obrotów oraz poziom cen to podstawowe informacje opisujące sytuację na rynku akcji i będące przedmiotem obserwacji przez inwestorów giełdowych. W istocie jednak znaczenie charakteru powiązań pomiędzy tymi wielkościami wykracza poza problemy kształtowania strategii inwestycyjnych i dotyczy fundamentalnych problemów funkcjonowania rynków finansowych. Przesłanki zainteresowania badaczy związkami pomiędzy cenami a obrotami wynikają m.in. z następujących kwestii (Gold 2004; Karpoff 1987):

- analiza tych powiązań pozwala na ocenę funkcjonowania i struktur rynków finansowych,
- wyniki analiz relacji pomiędzy cenami a wolumenem mogą być przydatne w interpretacji innych badań, dotyczących np. rozprzestrzeniania się nowych informacji,
- relacje cena – wolumen mogą być użyteczne w analizie rozkładu cen na rynkach finansowych, odbiegającego od rozkładu normalnego,
- relacje cena – wolumen wywierają istotny wpływ na funkcjonowanie rynków terminowych,
- w wielu procedurach analizy technicznej wolumen traktowany jest jako jedno z kryteriów podejmowania decyzji inwestycyjnych.

Większość analiz empirycznych dotyczących powiązań pomiędzy cenami a wolumenem dotyczy rozwiniętych rynków finansowych. Powiązania te na mniejszych, rozwijających się rynkach mogą być jednak odmienne ze względu na różnice o charakterze instytucjonalnym (Chen, Li 2006; Gündüz, Hatemi 2005; Saatcioglu, Starks 1998), a ponadto mogą się zmieniać wraz z przekształceniami rynków (Ciner 2002).

W niniejszym opracowaniu starano się przedstawić powiązania pomiędzy obrotami a cenami w odniesieniu do wybranych indeksów na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Starano się przede wszystkim określić kierunki powiązań pomiędzy tymi wielkościami oraz opisać rozkład w czasie wzajemnych reakcji. Wyniki analizy mogą być przyczynkiem oceny efektywności funkcjonowania rynku akcji na GPW oraz dyskusji nad przydatnością niektórych strategii opartych na analizie technicznej.

2. Relacje cena – wolumen w świetle badań teoretycznych i empirycznych

Najprostsze analizy powiązań pomiędzy cenami a wolumenem ograniczały się do technik korelacji (Gold 2004). Wskazując na dodatnią korelację między stopami zwrotu a wolumenem oraz między wariancją cen a wolumenem, sugerowały, że ceny i ilości można traktować jako substytucyjne miary reakcji rynków na nowe informacje, przy czym nie wnoszą one nic do prognoz rynkowych.

W istocie takie traktowanie relacji cena – wolumen wymaga przyjęcia hipotezy efektywności rynków. Hipoteza ta jest jednak w wielu opracowaniach kwestionowana. W konsekwencji część autorów sugeruje, że informacje o wolumenie mogą być użyte do predykcji cen (Lee, Swaminathan 2000; Chen et al. 2001). Takie podejście zakłada, że wolumen zachowuje się nieco inaczej niż ceny i dostarcza innych informacji. W konsekwencji informacje o wolumenie i cenach pełniej charakteryzują rynek niż same ceny (Hiemstra, Jones 1994). W modelu Suominena (2001) wolumen może być źródłem dodatkowych informacji, gdyż pomaga w rozwiązaniu problemu asymetrii informacji na rynku. W modelu Bluma, Easleya i O'Hary (1994) również ceny nie są nośnikiem całej informacji. Wolumen dostarcza inwestorom wiedzy o precyzji nowej informacji napływającej na rynek.

Istnieją również zróżnicowane opinie o zachowaniu się cen w zależności od wolumenu. Autorzy części prac uważają, że tendencje cenowe wykazują większą skłonność do odwrócenia, gdy mamy do czynienia z małym wolumenem (Stickel, Verrecchia 1994). Niski wolumen jest bowiem skutkiem małej aktywności lepiej poinformowanych inwestorów. W innych pracach wyrażony jest pogląd, że tendencje cenowe są bardziej narażone na odwrócenie przy dużym wolumenie (Campbell et al. 1993). Wynika to z rosnących kosztów transakcyjnych.

Mechanizm powiązań pomiędzy wolumenem a cenami tłumaczą dwie teorie: teoria sekwencyjnego napływu informacji (Jennings et al. 1981) oraz teoria mieszanki rozkładów (Epps, Epps 1976). Zgodnie z pierwszą teorią nowa informacja stopniowo rozprzestrzenia się na rynku, dając kolejne pośrednie stany równowagi, a ostateczna równowaga zostaje ustalona, gdy nowa informacja dotrze do wszystkich. W modelu tym mamy do czynienia z dodatnimi zwrotnymi związkami pomiędzy wolumenem a ceną. Opóźnione dane o wolumenie wpływają na stopy zwrotu, a opóźnione stopy zwrotu wyjaśniają bieżący wolumen.

Hipoteza mieszanki rozkładów zakłada, że dane empiryczne pochodzą z mieszanki rozkładów o różnej warunkowej wariancji. Informacja jest traktowana jako zmienna nieobserwowalna, która jest odzwierciedlona w wolumenie. Wolumen można traktować jako miarę niezgody pomiędzy inwestorami co do prognoz rynkowych, a model prowadzi do wniosku, że powinny się uwidocznić dodatnie zależności wolumenu do cen.

Problem powiązań cena – wolumen zawiera również hipoteza rynku koherentnego Vagi (1990), który do danych giełdowych zaadaptował teorię społecznego naśladownictwa opracowaną przez Callana i Shapiro (1974). Główną kwestią w tej teorii jest określenie tzw. stopnia nasilenia zachowań stadnych, który właśnie obejmuje analizę struktury akcji w fazie rosnącej i malejącej oraz obrotów.

Zróżnicowane wyniki uzyskiwano też w empirycznych analizach dotyczących relacji cena – wolumen.

W większości analiz dotyczących rozwiniętych rynków kapitałowych stwierdzano wpływ stóp zwrotu na wolumen, przy braku powiązań przyczynowych skierowanych w odwrotnym kierunku (Chen et al. 2001; Lee, Swaminathan 2000). Bardziej zróżnicowane wyniki uzyskiwano w odniesieniu do rynków wschodzących. Dla wielu z nich stwierdzano istnienie dwukierunkowej przyczynowości pomiędzy cenami a wolumenem (Gündüz, Hatemi 2005; Saatcioglu, Starks 1998).

3. Metoda analizy

W opracowaniu przeprowadzono analizę powiązań pomiędzy cenami a obrotami w odniesieniu do następujących indeksów GPW w Warszawie: WIG, WIG20, mWIG40 oraz sWIG80. Wykorzystano dane za okres styczeń 2000 r. – październik 2007 r. Dobierając okres analizy, brano pod uwagę dwie możliwości: początek w 1995 r., kiedy sesje odbywały się już 5 razy w tygodniu, lub datę późniejszą – taką, aby szeregi czasowe były jak najdłuższe, która uwzględniałaby szybki rozwój technologiczny zauważalny w ostatnich latach. W ten sposób zdecydowano się na rok 2000.

Analizowane dane dzienne – wartości indeksów na zamknięciu sesji oraz obroty na danej sesji za okres 01.2000–10.2007 – przedstawiono na wykresie 1. Wiadać na nim podobną tendencję w zachowaniu się wartości poszczególnych indeksów oraz obrotów, choć wydaje się, że związki te były najwyraźniejsze w przypadku WIG oraz WIG20. W przypadku indeksu mWIG40 w pierwszym roku analizy następował spadek obrotów przy dość stabilnym poziomie cen. W późniejszym okre-

sie, tak jak w przypadku pozostałych indeksów, wzrostowi wartości towarzyszył wzrost obrotów.

Najprostsze metody analizy powiązań pomiędzy indeksami giełdowymi opierają się na obliczaniu współczynników korelacji. Technicznie są one najprostsze, ale ze względu na pewne cechy szeregów czasowych (niestacjonarność, heteroscedastyczność) mogą dawać mało wiarygodne wyniki. Większe możliwości analityczne mają modele autoregresyjne odwołujące się do koncepcji integracji i kointegracji. W pracy wykorzystano oba podejścia.

Za pomocą współczynnika korelacji określono siłę i kierunek zależności pomiędzy notowaniami indeksów giełdowych a wielkością obrotów. Aby osiągnąć bardziej precyzyjną analizę powiązań, wykorzystano procedury odwołujące się do koncepcji integracji i kointegracji. Przeprowadzono analizę przyczynowości Grangera oraz zastosowano narzędzia związane z modelem VAR: funkcję odpowiedzi na impuls oraz dekompozycję wariancji błędu prognozy. Metody te pozwolą odpowiedzieć na pytania o kierunek przyczynowości w związku pomiędzy wartościami indeksów giełdowych a wielkością obrotów oraz o siłę wzajemnego oddziaływania tych zmiennych.

Punktem wyjścia był model VAR o postaci:

$$Y_t = A_0 D_t + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_k Y_{t-k} + e_t \quad (1)$$

gdzie:

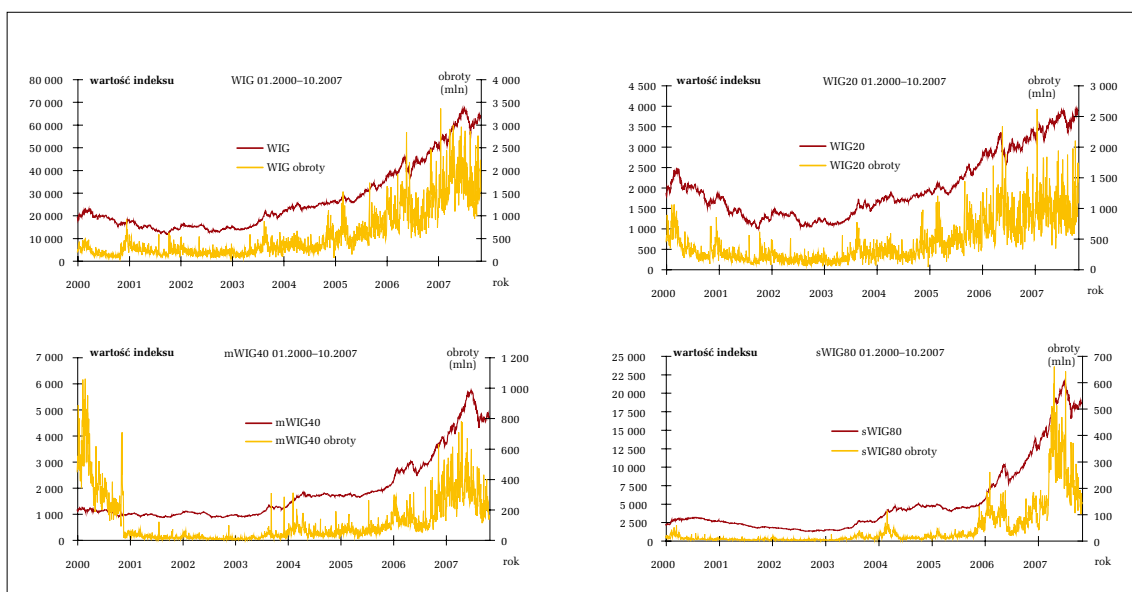
$Y_t = [Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{nt}]'$ – wektor obserwacji bieżących wartości n zmiennych,

D_t – wektor deterministycznych zmiennych modelu,

A_0 – macierz parametrów stojących przy niestochastycznych zmiennych,

A_i – macierze parametrów przy opóźnionych zmiennych wektora Y_t ,

Wykres 1. Szeregi czasowe indeksów giełdowych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GPW w Warszawie.

Tabela 1. Korelacje pomiędzy wartościami indeksów giełdowych a wielkością obrotów

Korelacje	Obserwacje	Pierwsze przyrosty
WIG ↔ WIG ob.	0,9073	0,1081
WIG20 ↔ WIG20 ob.	0,8303	0,1413
mWIG40 ↔ mWIG40 ob.	0,4461	0,0846
sWIG80 ↔ sWIG80 ob.	0,8703	0,0329

Źródło: opracowanie własne.

$e_t = [e_{1t}, e_{2t}, \dots, e_{mt}]$ – wektor stacjonarnych zakłóceń losowych.

Wykorzystując w analizie funkcję odpowiedzi na impuls oraz dekompozycji wariancji błędów prognozy, przekształcono model (1) do postaci strukturalnej:

$$BY_t = \Gamma_0 D_t + \Gamma_1 Y_{t-1} + \Gamma_2 Y_{t-2} + \dots + \Gamma_k Y_{t-k} + \xi_t \quad (2)$$

Pomiędzy postacią podstawową a strukturalną zachodzą następujące związki:

$$\begin{aligned} A_0 &= B^{-1}\Gamma_0 \\ A_i &= B^{-1}\Gamma_i \\ e_i &= B^{-1}\xi_i \end{aligned}$$

Funkcja odpowiedzi na impuls pozwala ocenić reakcję pojedynczej zmiennej na jednostkową zmianę innych zmiennych wchodzących w skład wielowymiarowego systemu. W celu interpretacji funkcji odpowiedzi na impuls system został przedstawiony w postaci reprezentacji średniej ruchomej:

$$Y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \theta_i \xi_{t-i} \quad (3)$$

gdzie $\theta_i = \Phi_i B^{-1}$, a ξ_t jest białym szumem z macierzą wariancji i kowariancji. Elementy macierzy θ_j zawierają odpowiedzi systemu na jednostkowe zaburzenia. Element $\theta_{jk,i}$ opisuje reakcję j -tej zmiennej na jednostkowe zaburzenie zmiennej k , które nastąpiło i okresów wcześniej. Aktualizacja o i okresów powoduje, że $\theta_{jk,i}$ opisuje reakcję j -tej zmiennej w i -tym okresie wprzód na aktualne jednostkowe zaburzenie zmiennej k .

Wzór (3) umożliwia prognozowanie przyszłych stanów systemu. Wartość zmiennych w okresie $t+n$ wynosi:

$$Y_{t+n} = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \theta_i \xi_{t+n-i} \quad (4)$$

a błąd prognozy:

$$Y_{t+n} - E_t Y_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \theta_i \xi_{t+n-i} \quad (5)$$

W przeprowadzonej analizie dla każdego indeksu posługiwano się systemem dwuwymiarowym (wartość indeksu oraz obroty).

4. Analiza powiązań pomiędzy indeksami giełdowymi i wielkością obrotów

Ogólną charakterystykę powiązań pomiędzy wartością indeksów a obrotami przeprowadzono, posługując się analizą korelacji (tabela 1). Wyniki otrzymane dla zmiennych na ich poziomach wskazują na ogólnie silny związek pomiędzy tymi zmiennymi, co nie odbiega od wyników osiąganych dla innych giełd. Słabsze związki stwierdzono jedynie dla indeksu mWIG40.

Powyższe wyniki wskazują na zwiększoną aktywność inwestorów przy wysokich cenach akcji oraz słabszą aktywność przy niskich cenach akcji. Z punktu widzenia stosowania narzędzi analizy technicznej związek między przyrostami jest jednak ważniejszy od związku między obserwacjami. Jeśli prawdziwe jest twierdzenie, że rosnąca wartość obrotów wzmacnia trend (malejący bądź rosnący), to warunkiem koniecznym, choć niewystarczającym jest, aby współczynnik korelacji pomiędzy przyrostami wartości indeksów a przyrostami wielkości obrotów był zbliżony do zera. Sytuację taką stwierdzono jedynie w przypadku indeksu sWIG80. W przypadku pozostałych indeksów współczynniki korelacji istotnie różniły się od zera.

Przyczynowość związku pomiędzy wartością indeksu a wielkością obrotów zweryfikowano za pomocą testu przyczynowości Grangera (tabela 2). Testowano dwie hipotezy zerowe: wartości indeksu giełdowego nie są przyczyną wielkości obrotów oraz wielkości obrotów nie są przyczyną wartości indeksu giełdowego. Badania przeprowadzono dla szeregow czasowych obserwacji oraz dla pierwszych przyrostów obserwacji. W modelach przyjęto liczbę opóźnień zapewniającą brak autokorelacji zakłóceń.

Wyniki dla indeksu giełdowego WIG, WIG20 oraz mWIG40 jednoznacznie wskazują, że zarówno w przypadku obserwacji, jak i pierwszych przyrostów obserwacji przyczyną wielkości obrotów są wartości indeksów (hipoteza zerowa o nieprzyczynowości zostaje odrzucona na poziomie istotności $p < 0,1$). Nie mamy natomiast podstaw do odrzucenia hipotezy, że wielkości obrotów nie są przyczyną wartości indeksu.

Dla indeksu giełdowego sWIG80 uzyskano zbliżone rezultaty, tutaj także hipoteza zerowa, że wartości indeksu nie są przyczyną wielkości obrotów, zostaje od-

Tabela 2. Testowanie przyczynowości w sensie Grangera

H0: „X” nie jest przyczyną „Y”	Obserwacje			Pierwsze przyrosty		
	liczba opóźnień	statystyka F	poziom istotności	liczba opóźnień	statystyka F	poziom istotności
WIG → WIG ob.	2	153,4550	0,0000	3	3,9053	0,0086
WIG ob. → WIG	2	0,3764	0,6864	3	0,7012	0,5513
WIG20 → WIG20 ob.	2	161,4600	0,0000	4	2,3619	0,0512
WIG20 ob. → WIG20	2	1,1374	0,3209	4	0,4648	0,7616
mWIG40 → mWIG40 ob.	2	6,1039	0,0023	3	3,9182	0,0084
mWIG40 ob. → mWIG40	2	0,6415	0,5266	3	1,2305	0,2971
sWIG80 → sWIG80 ob.	2	54,0904	0,0000	2	10,0077	0,0000
sWIG80 ob. → sWIG80	2	10,3651	0,0000	2	1,4076	0,2450

Źródło: opracowanie własne.

rzucana (na poziomie istotności $p < 0,00005$). W odróżnieniu od pozostałych indeksów dla obserwacji odrzucona zostaje także hipoteza zerowa, że wielkości obrotów nie są przyczyną wartości indeksu. Z kolei dla pierwszych przyrostów obserwacji nie ma podstaw do odrzucenia tej hipotezy.

Kolejnym etapem badań jest określenie stacjonarności użytych szeregów czasowych. W przypadku szeregów niestacjonarnych test zachowuje swoją moc tylko w przybliżeniu. Ponadto stacjonarność zmiennych jest ważna dla modelowania zależności związku. Stacjonarność badanych szeregów czasowych weryfikowano testem ADF w dwóch wersjach: bez stałej oraz ze stałą (tabela 3).

W przypadku wszystkich wartości indeksów stwierdzano, że są szeregami niestacjonarnymi. Stacjonarne były pierwsze przyrosty obserwacji szeregów czasowych indeksów giełdowych. Innymi słowy były one zintegro-

wane w stopniu jeden, czyli w zapisie formalnym $I(1)$. Zbliżone wyniki uzyskano dla zmiennych opisujących obroty.

Ponieważ wartości indeksów oraz obroty były zasadniczo zmiennymi zintegrowanymi w stopniu jeden, większą wiarygodność mają testy przyczynowości przeprowadzone dla pierwszych przyrostów zmiennych. Wyniki testów integracji wskazują również, że modelowanie zależności pomiędzy wartościami indeksów a wielkością obrotów powinno dotyczyć pierwszych przyrostów.

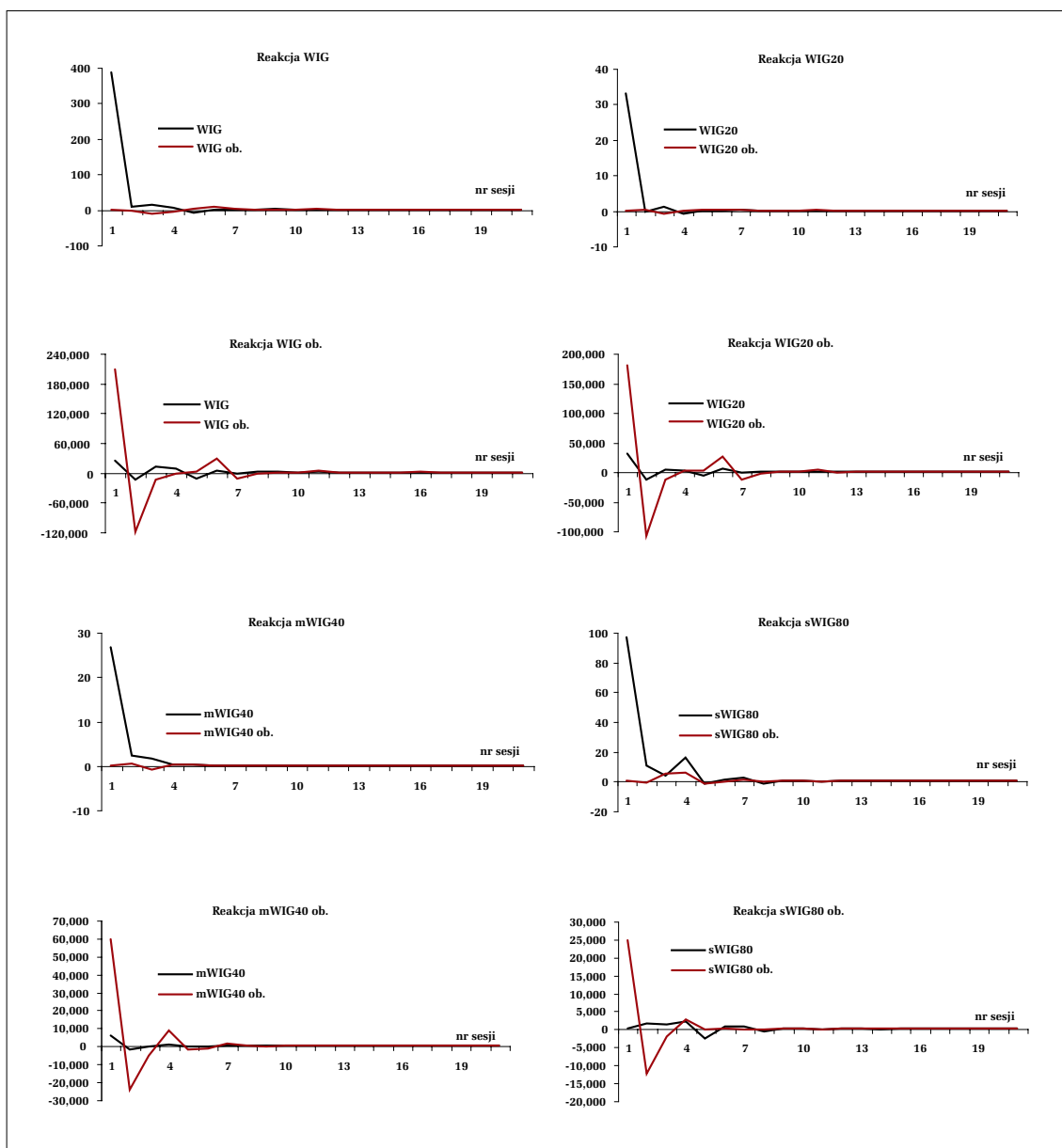
Pomiędzy badanymi zmiennymi nie stwierdzono kointegracji. Dlatego kolejnym krokiem analizy było skonstruowanie modeli VAR dla przyrostów wartości indeksów giełdowych i wielkości obrotów, uwzględniających jedynie związki krótkoterminowe. W modelach tych na podstawie kryterium Schwarzera przyjęto 4 opóź-

Tabela 3. Test integracji szeregów czasowych wartości indeksów giełdowych i wielkości obrotów

Zmienna	ADF bez stałej				ADF ze stałą			
	I(0)		I(1)		I(0)		I(1)	
	ADF	p	ADF	p	ADF	p	ADF	p
WIG	3,2026	0,9997	-43,1961	0,0001	1,9377	0,9999	-43,3321	0,0000
WIG obr.	0,1673	0,7347	-15,9761	0,0000	-0,7651	0,8280	-16,0023	0,0000
WIG20	1,5023	0,9676	-44,5662	0,0001	0,5809	0,9892	-44,6012	0,0001
WIG20 obr.	-0,2977	0,5787	-16,8292	0,0000	-1,3039	0,6299	-16,8340	0,0000
mWIG40	2,7390	0,9987	-19,6300	0,0000	1,4439	0,9992	-19,7894	0,0000
mWIG40 obr.	-3,5301	0,0004	-23,0450	0,0000	-4,0472	0,0012	-23,0498	0,0000
sWIG80	3,5438	0,9999	-20,3115	0,0000	2,2449	1,0000	-20,5313	0,0000
sWIG80 obr.	-1,2496	0,1948	-10,9829	0,0000	-1,6870	0,4378	-10,9884	0,0000

Źródło: opracowanie własne.

Wykres 2. Funkcje reakcji przyrostów wartości indeksów giełdowych i przyrostów wielkości obrotów na impulsy z ich strony



Źródło: opracowanie własne.

nienia i kolejność równań zgodną z wynikami testów Grangera (przyrost wartości indeksu, przyrost obrotów). Z punktu widzenia tematyki pracy najważniejsze jest określenie reakcji przyrostów wartości indeksów giełdowych i przyrostów wielkości obrotów na impulsy z ich strony. Dlatego w pracy przedstawiono finalne wyniki dotyczące funkcji odpowiedzi na impuls (wykres 2). Wyznaczono je dla 21 sesji, czyli około miesiąca notowań.

Reakcja przyrostów wartości indeksów giełdowych WIG, WIG20 oraz mWIG40 na impuls wielkości jednego odchylenia standardowego ze strony ich własnych wartości jest silna, ale trwa tylko jedną sesję. Na drugiej sesji impuls ten jest już bardzo stłumiony, a na ko-

lejnych praktycznie niewidoczny. W przypadku indeksu sWIG80 reakcja przyrostu jego wartości na impuls ze strony własnych wartości trwa dłużej; widoczna jest jeszcze na czwartej sesji, a później dalej jest silnie tłumiona. Inaczej przedstawia się reakcja przyrostów wartości indeksów giełdowych na impuls wielkości jednego odchylenia standardowego ze strony przyrostu wielkości obrotów. W porównaniu z reakcją na impuls ze strony własnych wartości jest ona praktycznie niewidoczna.

Reakcja przyrostu wielkości obrotów na impuls ze strony ich własnych wartości jest silna i trwa w przypadku indeksów WIG i WIG20 do siódmej sesji, a w przypadku mWIG40 i sWIG80 do czwartej sesji.

Tabela 4. *Dekompozycja wariancji błędu prognozy przyrostów wartości indeksów giełdowych*

Nr sesji	Dekompozycja wariancji błędu prognozy							
	WIG		WIG20		mWIG40		sWIG80	
	WIG	WIG ob.	WIG20	WIG20 ob.	mWIG40	mWIG40 ob.	sWIG80	sWIG80 ob.
1	100	0	100	0	100	0	100	0
2	99,9861	0,0139	99,9983	0,0017	99,9894	0,0106	99,9895	0,0105
3	99,8943	0,1057	99,9122	0,0878	99,7315	0,2685	99,7461	0,2539
4	99,8533	0,1467	99,9121	0,0879	99,6323	0,3677	99,4337	0,5663
5	99,8533	0,1467	99,9111	0,0889	99,5646	0,4355	99,4059	0,5941
6	99,8253	0,1747	99,9062	0,0938	99,5424	0,4576	99,4048	0,5952
7	99,8252	0,1748	99,9061	0,0939	99,5424	0,4576	99,3926	0,6074
8	99,8242	0,1758	99,9045	0,0955	99,5391	0,4609	99,3919	0,6081
9	99,8234	0,1766	99,9044	0,0956	99,5388	0,4612	99,3919	0,6081
10	99,8233	0,1767	99,9044	0,0956	99,5388	0,4612	99,3918	0,6082
11	99,8229	0,1771	99,9043	0,0957	99,5388	0,4612	99,3917	0,6083
12	99,8229	0,1771	99,9043	0,0957	99,5388	0,4613	99,3917	0,6083
13	99,8228	0,1772	99,9042	0,0958	99,5387	0,4613	99,3917	0,6084
14	99,8228	0,1772	99,9042	0,0958	99,5387	0,4613	99,3916	0,6084
15	99,8228	0,1772	99,9042	0,0958	99,5387	0,4613	99,3916	0,6084
21	99,8228	0,1772	99,9042	0,0958	99,5387	0,4613	99,3916	0,6084

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5. *Dekompozycja wariancji błędu prognozy przyrostów wielkości obrotów*

Nr sesji	Dekompozycja wariancji błędu prognozy							
	WIG ob.		WIG20 ob.		mWIG40 ob.		sWIG80 ob.	
	WIG	WIG ob.	WIG20	WIG20 ob.	mWIG40	mWIG40 ob.	sWIG80	sWIG80 ob.
1	1,2903	98,7097	2,6841	97,3159	0,5761	99,4239	0,0029	99,9971
2	1,3188	98,6812	2,3809	97,6192	0,5307	99,4693	0,2759	99,7241
3	1,5145	98,4855	2,4087	97,5913	0,5233	99,4767	0,4411	99,5589
4	1,6024	98,3977	2,4179	97,5821	1,1646	98,8354	1,0008	98,9992
5	1,8495	98,1505	2,5016	97,4984	2,0461	97,9539	1,8745	98,1255
6	1,8565	98,1435	2,5076	97,4924	2,0736	97,9264	1,9238	98,0762
7	1,8579	98,1421	2,5038	97,4962	2,1138	97,8862	1,9867	98,0133
8	1,8595	98,1405	2,5037	97,4963	2,1453	97,8547	2,0372	97,9628
9	1,8626	98,1374	2,5040	97,4960	2,1506	97,8494	2,0417	97,9583
10	1,8666	98,1334	2,5055	97,4945	2,1506	97,8494	2,0421	97,9579
11	1,8665	98,1335	2,5054	97,4946	2,1517	97,8483	2,0441	97,9559
12	1,8665	98,1335	2,5053	97,4947	2,1526	97,8474	2,0449	97,9551
13	1,8665	98,1335	2,5053	97,4947	2,1527	97,8473	2,0449	97,9551
14	1,8666	98,1334	2,5053	97,4947	2,1527	97,8473	2,0450	97,9550
15	1,8666	98,1334	2,5053	97,4947	2,1528	97,8472	2,0451	97,9549
21	1,8666	98,1334	2,5053	97,4947	2,1528	97,8472	2,0451	97,9549

Źródło: opracowanie własne.

Na następnych sesjach jest już silnie stłumiona. Reakcja przyrostu wielkości obrotów na impuls ze strony przyrostu wartości indeksów giełdowych jest zdecydowanie słabsza i szybko tłumiona.

Szybka reakcja na pojawiające się w systemie impulsy i ich równie szybkie tłumienie świadczą o stabilności opisywanego systemu. Reakcja przyrostu wartości indeksów giełdowych na impuls ze strony przyrostu wielkości obrotów oraz reakcja przyrostu wielkości obrotów na impuls ze strony przyrostu wartości indeksów giełdowych są słabe, co oznacza niski poziom zależności między tymi zmiennymi. Potwierdzają to wyniki dekompozycji wariancji błędu prognozy (tabela 4 i tabela 5).

Błąd prognozy przyrostów wartości indeksów giełdowych zależy praktycznie tylko od ich opóźnionych wartości. W prognozie na jedną sesję do przodu jest to nawet 100% dla wszystkich badanych indeksów. W prognozach o dłuższych horyzontach czasowych nieznacznie spada, jednak dla wszystkich indeksów wynosi zawsze ponad 99%, a udział przyrostów wielkości obrotów w błędzie prognozy przyrostów wartości indeksów giełdowych jest zawsze niższy niż 1%.

Z kolei błąd prognozy przyrostów wielkości obrotów praktycznie również zależy tylko od ich opóźnionych wartości. W prognozie na jedną sesję do przodu jest to od 98,7097% dla WIG do 99,9971% dla sWIG80. W prognozach o dłuższych horyzontach czasowych odsetek ten nieznacznie spada i waha się od 97,4947% dla WIG20 do 98,1334% dla WIG. Udział przyrostów wartości indeksów giełdowych w błędzie prognozy przyrostów wielkości obrotów waha się od 1,8666% dla WIG do 2,5053% dla WIG20.

Wartości dekompozycji wariancji błędu prognozy przyrostów wartości indeksów giełdowych i przyrostów

wielkości obrotów potwierdzają wcześniej zauważoną niezależność tych zmiennych. Oznacza to, że przyrosty wartości indeksów giełdowych oraz przyrosty wielkości obrotów zależą prawie wyłącznie od swoich przeszłych wartości.

5. Podsumowanie

Przeprowadzone w pracy analizy wskazały na bardzo silną, dodatnią korelację pomiędzy wartościami indeksów giełdowych a wielkością obrotów oraz na bardzo słabą zależność pomiędzy przyrostami wartości indeksów giełdowych a przyrostami wielkości obrotów. Wyniki testów na przyczynowość Grangera wskazują, że w przypadku analizowanych indeksów można mówić o zależności od wartości indeksów do obrotów. Należy jednak zwrócić uwagę, że wyniki analizy odpowiedzi na impuls oraz dekompozycji wariancji błędu prognozy wskazują na bardzo słaby poziom zależności tych zmiennych. Przeprowadzone badania nie przeczą jednoznacznie sensowi obserwacji wielkości obrotów, ale czynią dyskusyjnymi decyzje inwestycyjne podejmowane na podstawie tych obserwacji.

Uzyskane wyniki są zasadniczo zbliżone do uzyskiwanych w odniesieniu do dużych, rozwiniętych rynków kapitałowych. Świadczą o stosunkowo wysokim poziomie efektywności rynku akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Różnią się tym od wyników uzyskanych w pracy Gündüza i Hatemiego (2005). Przeprowadzone badania nie potwierdzają hipotezy będącej podstawą konstrukcji wielu wskaźników technicznych, że wzrost obrotów wzmacnia trend cenowy. Jeżeli można mówić o jakiejś zależności, to ma ona odwrotny charakter, a więc trend określa poziom obrotów.

Bibliografia

- Blume L.D., Easley D., O'Hara M. (1994), *Market statistics and technical analysis: The role of volume*, "Journal of Finance", Vol. 49, No. 1, s. 153–181.
- Callan E., Shapiro D. (1974), *A Theory of Social Imitation*, "Physics Today", Vol. 27, No. 3, s. 23–28.
- Campbell J.S., Grossman S., Wang J. (1993), *Trading volume and serial correlation in stock returns*, "Quarterly Journal of Economics", Vol. 108, No. 4, s. 905–939.
- Ciner C. (2002), *The stock price-volume linkage on the Toronto Stock Exchange before and after automation*, "Review of Quantitative Finance and Accounting", Vol. 19, No. 4, s. 335–349.
- Chen G., Firth M., Rui O.M. (2001), *The dynamic relation between stock returns, trading volume, and volatility*, "Financial Review", Vol. 38, No. 3, s. 153–174.
- Chen K., Li X. (2006), *Is technical analysis useful for stock traders in China? Evidence from the S2SE component A-Share Index*, "Pacific Economic Review", Vol. 11, No. 4, s. 477–488.
- Epps T.W., Epps M.L. (1976), *The stochastic dependence of security price changes and transaction volumes: Implication for the mixture-of-distribution hypothesis*, "Econometrica", Vol. 44, No. 2, s. 305–321.
- Gündüz L., Hatemi-J, A. (2005), *Stock price and volume relation in emerging markets*, "Emerging Markets Finance and Trade", Vol. 41, No. 1, s. 29–44.
- Gold S.C. (2004), *Price-volume relationships and stock returns*, "Journal of Accounting and Finance Research", No. 2, s. 85–94.
- Hiemstra C., Jones J. (1994), *Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price-volume relation*, "Journal of Finance", Vol. 49, No. 5, s. 1639–1664.
- Jennings R.H., Starks L., Fellingham J. (1981), *An equilibrium model of asset trading with sequential information arrival*, "Journal of Finance", Vol. 36, No. 1, s. 143–161.
- Karpoff J.M. (1987), *The relation between price changes and trading volume: A survey*, "Journal of Financial and Quantitative Analysis", Vol. 22, No. 1, s. 109–126.
- Lee C., Swaminathan B. (2000), *Price momentum and trading volume*, "Journal of Finance", Vol. 55, No. 5, s. 2017–2069.
- Stickel S., Verrecchia R. (1994), *Evidence that trading volume sustains stock price changes*, "Financial Analysts Journal", Vol. 50, No. 6, s. 57–67.
- Suominen M. (2001), *Trading volume and information revelation in stock markets*, "Journal of Financial and Quantitative Analysis", Vol. 36, No. 4, s. 546–565.
- Vaga T. (1990), *The Coherent Market Hypothesis*, "Financial Analysts Journal", Vol. 46, No. 6, s. 36–49.