

Ewa Widz

Uniwersytet Marii Curie-Skłodowskiej w Lublinie

e-mail: ewa.widz@umcs.lublin.pl

**WAHANIA KONIUNKTURY GIELDOWEJ A WAHANIA
KONIUNKTURY GOSPODARCZEJ W POLSCE –
ANALIZA PRZYCZYNOWOŚCI W SENSIE GRANGERA**

**GRANGER CAUSALITY ANALYSIS BETWEEN
THE STOCK MARKET INDICES FLUCTUATIONS
AND FLUCTUATIONS OF THE ECONOMIC SITUATION
IN POLAND**

DOI: 10.15611/pn.2018.531.40

JEL Classification: G1, O1

Streszczenie: Celem artykułu jest analiza przyczynowości w sensie Grangera między stopami zwrotu głównych indeksów giełdowych Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie a koniunkturą gospodarczą w Polsce mierzoną tempem wzrostu realnego produktu krajowego brutto oraz odpowiedź na pytania: czy zmiany indeksów na rynku giełdowym są przyczyną zmian PKB oraz czy zmiany PKB są przyczyną zmian indeksów giełdowych. Analiza objęła lata 2003-2017. Podstawę badań stanowiły kwartalne wskaźniki dynamiki PKB i zmian indeksów giełdowych. Porównując otrzymane wyniki z wynikami wcześniej prowadzonych badań, można potwierdzić jedynie istnienie przyczynowości w kierunku od indeksów do PKB.

Słowa kluczowe: przyczynowość w sensie Grangera, indeksy GPW w Warszawie, stopy zwrotu indeksów giełdowych, koniunktura gospodarcza w Polsce.

Summary: The paper examines the relationships between the stock market situation, represented by the rates of returns of the main market indices on the Warsaw Stock Exchange, and the economic situation in Poland, measured by dynamics of GDP. The aim of the study is to answer the question if fluctuations of stock market indices determine the GDP fluctuations and vice versa in the scenario of Poland. To test this the Granger causality test is used. The analysis is based on the quarterly dynamics of change in the period of 2003–2017. The tests prove that the market indices fluctuations have impact on the GDP fluctuations.

Keywords: Granger causality, stock market fluctuations, Warsaw Stock Exchange indices, dynamics of GDP in Poland.

1. Wstęp

Zależności między giełdą a gospodarką interesują naukowców od wielu lat. Po wszechnie uważa się, że zachowanie giełdy wyprzedza zmiany w gospodarce, a sama giełda stanowi barometr przyszłej koniunktury gospodarczej. Wyprzedzające zachowanie giełdy można łatwo uzasadnić w sytuacji, gdy gospodarka jest proporcjonalnie reprezentowana na giełdzie. W badaniach zarówno teoretycznych, jak i empirycznych wskazuje się na stymulujący wpływ giełdy na wzrost gospodarczy i pozytywne zależności między jej rozwojem a tempem wzrostu gospodarczego. Do najbardziej znanych w świecie z tej dziedziny należą prace publikowane przez R. Levine'a i jego współpracowników, jak np. S. Zervosa czy R. Kinga [King, Levine 1993; Levine, Zervos 1998].

Istnieje kilka mechanizmów wyjaśniających dwustronność związków pomiędzy koniunkturą giełdową a koniunkturą gospodarczą. Naukowcy wskazują na to, że płynność rynku giełdowego ułatwia transfer kapitału poprzez emisję akcji i w ten sposób poprawia perspektywy wzrostu gospodarczego. Ponadto, zgodnie z teorią Tobina oraz Brainarda, wzrost cen akcji zachęca zarządzających firmami do podjęcia dodatkowych inwestycji [Brzeszczyński, Gajdka, Schabek 2009]. Wyższe ceny akcji, powodując wystąpienie efektu bogactwa, prowadzą do wzrostu konsumpcji i przez efekt mnożnikowy do wzrostu dochodu narodowego. Wzrost cen akcji powoduje także spadek kosztu kapitału własnego, co zwiększa liczbę opłacalnych inwestycji oraz ilość pozyskanego kapitału. Wyższe ceny akcji powodują również występowanie tzw. efektu oczekiwania, poprawiającego nastawienie inwestorów [Malkiel 1999].

Z kolei wpływ sytuacji gospodarczej na giełdę można uzasadnić większym zainteresowaniem różnego rodzaju produktami i usługami finansowymi w warunkach dobrej koniunktury gospodarczej. Oddziaływanie gospodarki na rynek giełdowy widać bezpośrednio w reakcjach inwestorów na publikowane dane makroekonomiczne i prowadzoną przez państwo politykę makroekonomiczną [Widz 2016].

Jak wskazują wyniki prowadzonych badań, w przeciwieństwie do tendencji zaobserwowanej w długim okresie w krajach wysoko rozwiniętych, w państwach Europy Środkowo-Wschodniej obserwowany jest pozytywny związek pomiędzy koniunkturą giełdową a realną sferą gospodarki, mierzony siłą korelacji pomiędzy stopą zwrotu na rynku akcji a stopą wzrostu PKB. W tych krajach, w których rynek kapitałowy znajduje się w fazie początkowego rozwoju, związek pomiędzy gospodarką realną a rynkiem kapitałowym jest pozytywny i silniejszy niż w państwach o znacznie silniej rozwiniętych rynkach kapitałowych, w których w długim okresie dochodzi do negatywnej korelacji pomiędzy wynikami uzyskiwanymi w realnej gospodarce a wynikami na rynku kapitałowym [Gajdka, Pietraszewski 2014].

Nie ma jednakże wśród badaczy zgodności, czy to gospodarka realna wpływa na rynek kapitałowy, czy też zależność taka jest odwrotna, i to rynek kapitałowy wpływa na koniunkturę gospodarczą. Na rynku polskim badacze wskazują

na wyraźny związek między zmianami cen akcji a koniunkturą giełdową mierzoną wskaźnikiem wzrostu PKB w Polsce. Brzeszczyński, Gajdka, Schabek dla danych o częstotliwości kwartalnej wykryli przyczynowość w sensie Grangera w obydwu kierunkach, jednak silniej w kierunku od PKB do WIG-u. Natomiast dla danych o częstotliwości miesięcznej przyczynowości nie zaobserwowali [Brzeszczyński i in. 2009b]. Z kolei Wyżnikiewicz wykazał istnienie przyczynowości tylko w jednym kierunku: od zmiany indeksów giełdowych do zmian PKB, choć słabszej niż np. w USA i Wielkiej Brytanii [Fundowicz, Wyżnikiewicz 2006].

Głównym problemem metodologicznym prowadzonych badań zależności jest kwestia porównywalności pomiaru indeksów giełdowych i PKB. Indeksy giełdowe i wskaźniki PKB oblicza się w odmienny sposób, co znacznie utrudnia empiryczne badania. Różnice odnoszą się zarówno do częstotliwości pomiaru, momentu pomiaru, uaktualniania pomiaru, a także do okresu odniesienia [Fundowicz 2003; Fundowicz, Wyżnikiewicz 2006]. W przedstawionych badaniach kwartalne stopy zwrotu indeksów giełdowych powstały poprzez obliczenie średniej dziennej wartości indeksów dla każdego kwartału i przyrównaniu do analogicznej średniej dla tego samego kwartału roku poprzedniego.

Podstawowym celem artykułu jest analiza zależności między stopami zwrotu głównych indeksów giełdowych Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie a koniunkturą gospodarczą w Polsce mierzoną tempem wzrostu produktu krajowego brutto i odpowiedź na pytanie, czy zmiany indeksów na rynku giełdowym w Polsce są przyczyną zmian PKB oraz czy zmiany PKB są przyczyną zmian indeksów giełdowych. W tym celu wykorzystano test przyczynowości Grangera. Obliczenia zostały wykonane za pomocą programu Gretl. Analiza objęła okres badawczy 2003-2017 i została oparta na kwartalnych wskaźnikach dynamiki. W pracy zaproponowano nową metodologię wyznaczania dynamiki indeksów giełdowych w celu dostosowania do metodologii wyznaczania dynamiki PKB.

2. Dane i metodologia badań

Badania empiryczne w niniejszej pracy zostały przeprowadzone na podstawie kwartalnych wskaźników tempa wzrostu produktu krajowego brutto w cenach stałych. Wskaźniki dynamiki PKB wyznaczone są przez Główny Urząd Statystyczny zgodnie z metodologią Europejskiego Systemu Rachunków Narodowych i Regionalnych (ESA 2010)¹ i są wyrównane sezonowo przy użyciu procedury TRAMO/SEATS. Wskaźniki kwartalne prezentowane są w dwóch wariantach: w porównaniu z analogicznym kwartałem roku poprzedniego (wariant A1) oraz narastająco, od początku roku do końca danego kwartału, w porównaniu z analogicznym okresem roku poprzedniego (wariant A2). Stąd przykładowo wskaźnik dynamiki PKB w II kwartale 2016 r. oznacza w wariantcie A1 wzrost produkcji w II kwartale 2016 r.

¹ Dane pochodzą z portalu stat.gov.pl.

w stosunku do wielkości produkcji w II kwartale 2015 r., a w wariancie A2 – wzrost produkcji w I półroczu 2016 r. w stosunku do wielkości produkcji w I półroczu 2015 r. Dane w wariancie I obejmują okres od I kwartału 2003 r. do ostatniego kwartału 2017 r. (co stanowi 60 obserwacji), natomiast dane w wariancie II od I kwartału 2011 r. do III kwartału 2017 r. (co stanowi 28 obserwacji). Przyjęty okres badawczy wynika z dostępności danych.

Dynamika wzrostu PKB została zestawiona w badaniach z dynamiką zmian głównych indeksów Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie. Analizie poddano notowania w zakresie pięciu indeksów: WIG, WIG20, WIG30, mWIG40 i sWIG80². Celem uzyskania porównywalności uzyskanych wielkości tempo zmian poziomu indeksu wyznaczono w trzech wariantach:

- Wariant B1, w którym poziom indeksu na koniec danego kwartału porównano z poziomem indeksu na koniec analogicznego kwartału roku poprzedniego, zgodnie z wzorem:

$$I = \frac{P_t}{P_{t-4}} - 1,$$

gdzie: I – dynamika indeksu giełdowego; P_t – poziom indeksu giełdowego na zamknięcie notowań sesji t kończącej kwartał, gdzie t przyjmuje wartości od 1 do 4.

- Wariant B2, w którym zmiana poziomu indeksu w danym kwartale została porównana ze zmianą poziomu indeksu w analogicznym kwartale roku poprzedniego, zgodnie ze wzorem (oznaczenia jak wyżej):

$$I = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-4} - P_{t-5}} - 1.$$

- Wariant B3, w którym zmiana poziomu indeksu od początku roku do końca danego kwartału została porównana ze zmianą poziomu indeksu w analogicznym okresie roku poprzedniego, zgodnie ze wzorem (oznaczenia jak wyżej):

$$I = \frac{P_t - P_0}{P_{t-4} - P_{0-4}} - 1.$$

Wprowadzenie dodatkowo wariantu B3 miało na celu dostosowanie do metodologii wyznaczania dynamiki PKB w sposób narastający, stosowanej przez Główny Urząd Statystyczny.

Badanie zależności między zmiennymi zostało przeprowadzone dla następujących par zmiennych dla pięciu różnych indeksów:

1. Dynamika PKB według wariantu A1 i dynamika danego indeksu giełdowego według wariantu B1 (w dalszej części pracy zależność między tymi zmiennymi oznaczono jako zależność typu 1).

² Dane pochodzą z portalu stooq.pl.

2. Dynamika PKB według wariantu A1 i dynamika danego indeksu giełdowego według wariantu B2 (zależność typu 2).

3. Dynamika PKB według wariantu A2 i dynamika danego indeksu giełdowego według wariantu B1 (zależność typu 3).

4. Dynamika PKB według wariantu A2 i dynamika danego indeksu giełdowego według wariantu B3 (zależność typu 4).

Przed przeprowadzeniem testu Grangera poszczególne zmienne zostały poddane badaniu na występowanie pierwiastka jednostkowego w celu stwierdzenia stacjonarności szeregów. Posłużył temu rozszerzony test Dickeya-Fullera (ADF) [Maddala 2008]. Hipoteza o stacjonarności zmiennych była rozstrzygana przy poziomie istotności 0,05.

W dalszej kolejności analiza dotyczyła zależności korelacyjnych między zmiennymi (dla szeregów stacjonarnych), na podstawie współczynników korelacji Pearsona:

$$\rho_{X,Y} = \frac{\text{cov}(X,Y)}{\sigma_X \sigma_Y},$$

gdzie: $\rho_{X,Y}$ – współczynnik korelacji r-Pearsona pomiędzy zmiennymi X i Y ; $\text{cov}(X,Y)$ – kowariancja pomiędzy zmiennymi X i Y ; σ_X , σ_Y – odchylenie standardowe z populacji, odpowiednio X i Y .

Następnie przeprowadzone zostało badanie przyczynowości liniowej w sensie Grangera. Definicja przyczynowości w sensie Grangera mówi, że zmienna X_t jest przyczyną Y_t , jeżeli przyszłe wartości Y_t można lepiej prognozować na podstawie całego dostępnego zbioru informacji, niż używając informacji z wyłączeniem X_t [Osińska 2008]. Zmienna X_t jest więc przyczyną w sensie Grangera dla zmiennej Y_t (tzn. $X_t \rightarrow Y_t$), jeśli uwzględnienie w modelu objaśniającym Y_t opóźnionych wartości zmiennej X_t poprawia jakość prognozowania zmiennej Y_t .

Badanie przyczynowości w sensie Grangera zostało przeprowadzone z wykorzystaniem modelu VAR [Charemza, Deadman 1997; Maddala 2008]:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^k \alpha_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{t-1} + \varepsilon_t,$$

$$X_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^k \gamma_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^k \delta_j Y_{t-1} + v_t,$$

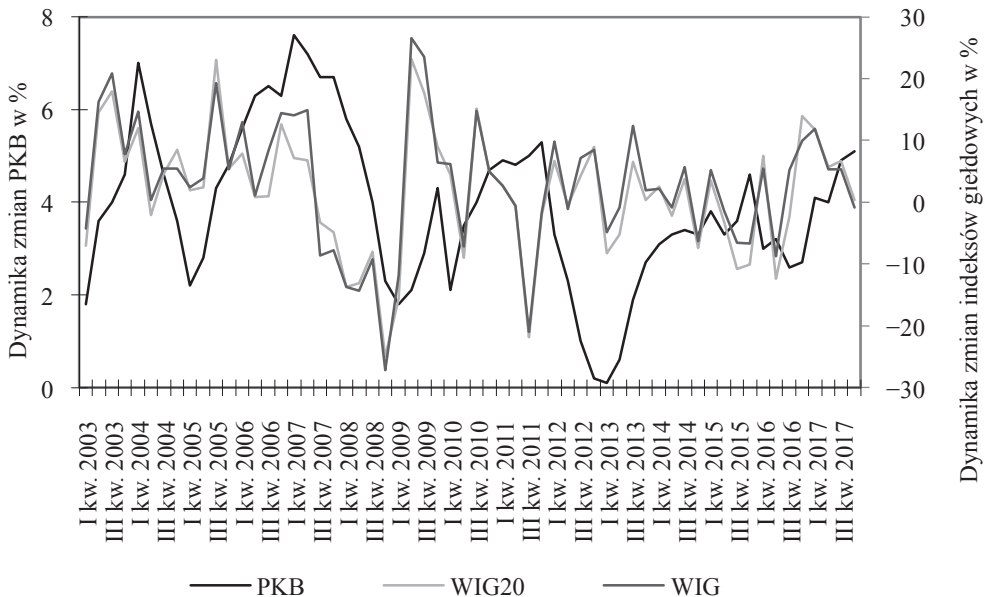
gdzie: X_t – stopa zwrotu indeksu giełdowego; Y_t – dynamika PKB; α_0, γ_0 – deterministyczna część równania (wyraz wolny, trend deterministyczny, zmienne sezonowe); $\alpha_j, \beta_j, \gamma_j, \delta_j$ (dla $j = 1, 2, \dots, k$) – parametry strukturalne równania; k – rząd opóźnień dla zmiennych X_t i Y_t ; ε_t, v_t – składniki losowe.

Hipoteza $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ oznacza, że zmienna X_t nie jest przyczyną Y_t w sensie Grangera. Fałszywość hipotezy świadczy o występowaniu przyczynowości. W pracy została ona zweryfikowana dla badanych zależności typu 1 i 2 za pomocą statystyki Walda o rozkładzie $\chi^2(k)$, przy poziomie istotności 0,05. Dla małych prób (przy zależności typu 3 i 4) lepsze własności ma statystyka w wersji $F(q, T - k)$ o $r_1 = q$ i $r_2 = T - k$ stopniach swobody, gdzie q oznacza liczbę parametrów, dla których przyjmujemy wartości zerowe, T – liczebność próby, a k – liczbę szacowanych parametrów modelu [Osińska 2008]. W tym przypadku także został przyjęty poziom istotności 0,05. Dla każdej pary zmiennych przeprowadzone zostały testy przyczynowości w obu kierunkach.

Maksymalny rząd opóźnień dla modeli VAR został wyznaczony na podstawie kryterium informacyjnego Akaike'a AIC [Kufel 2011]. Wybrany został ten rząd opóźnień, dla którego wartość kryterium była najmniejsza, ponieważ oznaczało to, że utrata informacji jest najmniejsza.

3. Wyniki badań

Dynamika zmian PKB Polski i dwóch głównych indeksów giełdowych GPW w Warszawie (WIG20 i WIG) w ujęciu kwartalnym w latach 2003-2017 została zobrazowana na rys. 1.



Rys. 1. Dynamika zmian PKB Polski na tle stóp zwrot indeksów WIG i WIG20 w latach 2003-2017 – wskaźniki kwartalne

Źródło: opracowanie własne.

W analizowanym okresie nie występowała ujemna dynamika PKB, natomiast stopy zwrotu wszystkich badanych indeksów giełdowych w okresach kwartalnych wykazywały zarówno istotne spadki (stopy zwrotu od $-32,9\%$ w IV kwartale 2008 r. dla indeksu mWIG40), jak i wzrosty (aż do $53,8\%$ w I kwartale 2006 r. dla indeksu sWIG80). Można jednak uznać, iż wysokiej dynamice wzrostu indeksów giełdowych towarzyszyła wysoka dynamika wzrostu PKB, a niższemu tempu wzrostu PKB towarzyszyły ujemne stopy zwrotu indeksów giełdowych. Największy wzrost PKB w ujęciu kwartalnym (r/r) zanotowano w I kwartale 2007 r. $-7,6\%$, zaś najniższą dynamikę w I kwartale 2013 r. $-0,1\%$.

Wartości *p-value* dla testu Dickeya-Fullera, mówiące o możliwości przyjęcia bądź odrzucenia hipotezy zerowej o występowaniu pierwiastka jednostkowego, zostały zamieszczone w tabeli 1. Stacjonarne okazały się zarówno szeregi stóp zwrotów badanych indeksów, jak i szeregi dynamiki PKB. W czterech przypadkach stacjonarne okazały się dopiero pierwsze przyrosty (zmienna zintegrowana stopnia I).

Tabela 1. Wyniki testu występowania pierwiastka jednostkowego dla szeregów zmiennych

Typ zależności	Zależność typu 1		Zależność typu 2	
	Statystyka	<i>p-value</i>	Statystyka	<i>p-value</i>
PKB	-3,4274	0,0101	-3,4274	0,0101
WIG2	-2,9989	0,0350	-7,8969	0,0000
mWIG40	-4,4635	0,0002	-7,4108	0,0000
sWIG80	-1,3528	0,6069 (*)	-7,8308	0,0000
WIG30	-3,2236	0,0187	-3,0906	0,0273
WIG	-3,6848	0,0044	-7,1309	0,0000
Typ zależności	Zależność typu 3		Zależność typu 4	
	Statystyka	<i>p-value</i>	Statystyka	<i>p-value</i>
PKB	-0,0460	0,9532 (*)	-0,0460	0,9532 (*)
WIG20	-3,1475	0,0233	-5,3923	0,0002
mWIG40	-3,8273	0,0027	-4,2219	0,0029
sWIG80	-3,6764	0,0045	-5,8598	0,0000
WIG30	-3,1069	0,0261	-5,0464	0,0004
WIG	-2,8111	0,0567 (*)	-5,2365	0,0002

(*) – szereg jest zintegrowany stopnia I.

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki badań korelacji między stopami zwrotu indeksów giełdowych a dynamiką PKB (w zależności od sposobu wyznaczania dynamiki zmian) przedstawia tabela 2. Badania przeprowadzone zostały tylko dla szeregów stacjonarnych, stąd też pominięto w analizie zależności typu 3 i 4 ze względu na niestacjonarność zmian PKB wyznaczanych narastająco (wariant A2). Badania wykazały w większości analizowanych przypadków słabą zależność korelacyjną. Wynika to z faktu występowania opóźnień zmian PKB względem zmian indeksów giełdowych. Wcześniej pro-

wadzone badania potwierdziły, iż zmiany indeksów ogólnie wyprzedzają zmiany PKB: o jeden kwartał w przypadku indeksu sWIG80 i dwa kwartały w przypadku indeksów WIG, WIG20 i mWIG40 [Widz 2016]. Najsilniejszą korelację w badanym okresie odnotowano dla zależności między zmianami PKB i indeksu mWIG40 – na poziomie 0,4322.

Tabela 2. Współczynniki korelacji stóp zwrotu głównych indeksów giełdowych GPW w Warszawie i dynamiki PKB w latach 2003-2017 (na podstawie wskaźników kwartalnych)

Typ zależności	Zależność typu 1	Zależność typu 2
PKB i WIG20	0,3754	0,0442
PKB i mWIG40	0,4322	-0,1764
PKB i sWIG80	-	-0,3480
PKB i WIG30	0,3552	0,1321
PKB i WIG	0,3855	0,1937

* pogrubioną czcionką zaznaczono współczynniki korelacji statystycznie istotne na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ (na podstawie testu istotności t), oznaczenie „-” dotyczy sytuacji, w której nie wyznaczono korelacji ze względu na niestacjonarność szeregu.

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki testowania zależności przyczynowych w sensie Grangera przedstawiają tabele 3 i 4. Wskazują one na występowanie przyczynowości w sensie Grangera w kierunku od indeksów giełdowych (WIG20, mWIG40, WIG30 i WIG) do PKB przy pierwszym typie zależności. Oznacza to, że stopy zwrotu czterech z pięciu analizowanych indeksów są przyczyną w sensie Grangera zmian PKB w ujęciu kwartalnym.

Jednocześnie przeprowadzone testy w większości przypadków sugerują brak przyczynowości w przeciwnym kierunku, tj. od PKB do indeksów (nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku przyczynowości w sensie Grangera). Jedyne dla zależności między dynamiką PKB i stopami zwrotu indeksu sWIG80 stwierdza się występowanie powiązań przyczynowych w obu kierunkach (przy typie zależności 2 i 3). Litera T w tabeli oznacza występowanie przyczynowości w sensie Grangera.

Tabela 3. Wyniki testu przyczynowości liniowej Grangera dla zależności typu 1 i 2

Kierunek oddziaływania (zależność typu 1)	Statystyka χ^2	<i>p-value</i>	Przyczynowość
1	2	3	4
WIG20→PKB	6,638120	0,009982	T
mWIG40→PKB	4,235950	0,039576	T
sWIG80→PKB	2,410660	0,120511	
WIG30→PKB	6,520560	0,010663	T
WIG→PKB	6,992750	0,008184	T
PKB→WIG20	0,141923	0,706377	

1	2	3	4
PKB→mWIG40	1,778220	0,182369	
PKB→sWIG80	0,009496	0,922372	
PKB→WIG30	0,101846	0,749626	
PKB→WIG	0,519947	0,470864	
Kierunek oddziaływania (zależność typu 2)	Statystyka χ^2	<i>p-value</i>	Przyczynowość
WIG20→PKB	2,369100	0,499412	
mWIG40→PKB	1,953970	0,582016	
sWIG80→PKB	2,180080	0,535883	
WIG30→PKB	0,795047	0,850651	
WIG→PKB	2,274300	0,517462	
PKB→WIG20	0,082103	0,774468	
PKB→mWIG40	0,694636	0,404592	
PKB→sWIG80	4,739310	0,029481	T
PKB→WIG30	0,370796	0,542571	
PKB→WIG	2,070430	0,150179	

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4. Wyniki testu przyczynowości liniowej Grangera dla zależności typu 3 i 4

Kierunek oddziaływania (zależność typu 3)	Statystyka <i>F</i>	<i>p-value</i>	Przyczynowość
WIG20→PKB	0,908990	0,349887	
mWIG40→PKB	2,858690	0,053773	
sWIG80→PKB	3,757570	0,019342	T
WIG30→PKB	1,739280	0,199676	
WIG→PKB	1,653060	0,210811	
PKB→WIG20	0,222541	0,647235	
PKB→mWIG40	0,075186	0,789511	
PKB→sWIG80	1,321960	0,276995	
PKB→WIG30	0,323789	0,581894	
PKB→WIG	0,465491	0,510563	
Kierunek oddziaływania (zależność typu 4)	Statystyka <i>F</i>	<i>p-value</i>	Przyczynowość
WIG20→PKB	0,006879	0,934586	
mWIG40→PKB	1,978360	0,141115	
sWIG80→PKB	0,189269	0,667413	
WIG30→PKB	0,605922	0,554426	
WIG→PKB	1,049030	0,315944	
PKB→WIG20	0,082220	0,776772	
PKB→mWIG40	1,196330	0,284913	
PKB→sWIG80	1,269200	0,271056	
PKB→WIG30	0,122768	0,729108	
PKB→WIG	0,000806	0,977590	

Źródło: obliczenia własne.

4. Zakończenie

W artykule przedstawiono wyniki badań mających na celu wykrycie zależności przyczynowych w sensie Grangera w średniej pomiędzy zachowaniem głównych indeksów Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie a koniunkturą gospodarczą w Polsce mierzoną kwartalną dynamiką PKB. Zastosowano procedurę testową Grangera. Test liniowy Grangera wykazał zasadniczo występowanie przyczynowości tylko w jednym kierunku. To stopy zwrotu indeksów giełdowych są przyczyną w sensie Grangera zmian PKB. Taką zależność zanotowano dla indeksów WIG20, mWIG40, WIG30 i WIG.

Test nie dał natomiast jednoznacznych podstaw do stwierdzenia istnienia przyczynowości w przeciwnym kierunku: PKB nie jest przyczyną w sensie Grangera stóp zwrotu badanych indeksów (i to bez względu na metodologię wyznaczania dynamiki indeksów giełdowych), z jednym wyjątkiem. Dwukierunkową zależność zaobserwowano między zmianami PKB i indeksu giełdowego sWIG80. Dłuższe szeregi danych będą pozwalać na dalszą weryfikację przedstawionych wyników badań.

Literatura

- Brzeszczyński J., Gajdka J., Schabek T., 2009a, *Ceny akcji a koniunktura gospodarcza w warunkach polskich*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego: Finanse, Rynki finansowe, Ubezpieczenia, nr 17, s. 39-46.
- Brzeszczyński J., Gajdka J., Schabek T., 2009b, *Koniunktura giełdowa a zmiany w realnej sferze gospodarki w Polsce*, Przegląd Organizacji, nr 7-8, s. 3-9.
- Calderon C., Liu L., 2003, *The Direction of Causality Between Financial Development and Economic Growth*, Journal of Development Economics, 72(1), s. 321-334.
- Dębski W., Bujnowicz I., 2008, *Model współzależności rozwoju systemu finansowego i wzrostu gospodarczego w Polsce*, Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania, Uniwersytet Szczeciński, Rynek kapitałowy: skuteczne inwestowanie, nr 9, s. 9-20.
- Fundowicz J., 2003, *Koniunktura giełdowa a koniunktura makroekonomiczna*, [w:] Piech K., Pangsy-Kania S. (red.), 2003, *Diagnozowanie koniunktury gospodarczej w Polsce*, Dom Wydawniczy Elipsa, Warszawa.
- Fundowicz J., Wyżnikiewicz B., 2006, *Fluktuacje koniunktury gospodarczej i giełdowej – perspektywa makroekonomiczna*, [w:] Mocek M. (red.), *Diagnozowanie i prognozowanie koniunktury gospodarczej w Polsce*, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu, Poznań.
- Gajdka J., Pietraszewski P., 2014, *Wzrost gospodarczy a ceny akcji*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, nr 804, Finanse, Rynki finansowe, Ubezpieczenia, nr 67, s. 399-408.
- Garczarzyk J., Mocek M., Olejnik I., Skikiewicz R., 2006, *Wskaźniki koniunktury finansowej w diagnozowaniu i prognozowaniu rozwoju gospodarki*, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu, Poznań.
- King R. G., Levine R., 1993, *Finance, Entrepreneurship and Growth*, Journal of Monetary Economics 32, s. 30-71.
- Levine R., Zervos S., 1998, *Stock markets and economic growth*, American Economic Review, 88, s. 537-558.

- Malkiel B., 1999, *A Random Walk Down Wall Street*, W.W. Norton&Company, New York.
- Osińska M., 2008, *Ekonometryczna analiza zależności przyczynowych*, Wydawnictwo UMK, Toruń.
- Widz E., 2016, *Wahania indeksów giełdowych a wahania koniunktury gospodarczej w Polsce*, Acta Universitatis Lodzianis, Folia Oeconomica, Vol. 4, No 323, s. 155-168.