

Jan Acedański

Akademia Ekonomiczna w Katowicach

ZWIĄZKI MIĘDZY AKTYWNOŚCIĄ GOSPODARCZĄ A KONIUNKTURĄ GIEŁDOWĄ W POLSCE W ŚWIEŁLE TESTÓW PRZYZYNOWOŚCI GRANGERA

1. Wstęp

Związki pomiędzy giełdą a aktywnością gospodarczą są dobrze udokumentowane w literaturze światowej. Indeksy giełdowe oraz wskaźniki aktywności gospodarczej charakteryzują się podobnym przebiegiem oraz cyklicznością, przy czym zwykle cykl aktywności giełdowej wyprzedza cykl koniunkturalny. Powiązania te sprawiają, że sytuacja na giełdzie stanowi jeden z najistotniejszych wskaźników koniunktury gospodarczej w kraju. Indeksy giełdowe uważane są za barometry gospodarki i wykorzystywane są do prognozowania aktywności gospodarczej w nadchodzących okresach. Nieco więcej niejasności dotyczy mechanizmów i przyczyn obserwowanych związków. Z jednej strony modele wyceny akcji wskazują na przewidywania dotyczące przyszłej sytuacji gospodarczej jako przyczynę wahań cen papierów wartościowych. Z drugiej strony podkreśla się, że sytuacja na giełdzie może w istotny sposób wpływać na gospodarkę, w szczególności na decyzje inwestycyjne.

Wiele wątpliwości budzą też powiązania między aktywnością giełdową a gospodarczą w Polsce. Prezentowane wyniki nie są jednoznaczne i generalnie wskazują na niezbyt silne zależności. Ponadto badania często opierają się na wielkościach nominalnych, co przy znacznej inflacji w latach dziewięćdziesiątych może prowadzić do błędnych wniosków oraz danych silnie wygładzonych i zagregowanych, co utrudnia analizę kierunków powiązań. W artykule podjęto próbę ponownego zbadania zależności pomiędzy giełdą a aktywnością gospodarczą. W analizach wykorzystano m.in. wyniki ankietowych badań prowadzonych przez GUS

dotyczących koniunktury gospodarczej w przedsiębiorstwach, mogące dokładnie oddawać sytuację gospodarczą w kraju w ujęciu miesięcznym, a także opisujące istotne dla badania giełdy przewidywania przedsiębiorców. Zastosowane testy przyczynowości Grangera nie wykryją faktycznych przyczyn między zmiennymi, ale są wygodnym narzędziem analiz współzależności zjawisk w przypadku przesunięć czasowych pomiędzy nimi.

W pracy wykorzystano dane dostępne na stronie internetowej GUS oraz portalu finansowym www.money.pl. Większość obliczeń wykonano za pomocą pakietu Gretl.

2. Teoretyczne zależności między aktywnością gospodarczą a giełdą

Podstawowym schematem wyjaśniającym związki pomiędzy przyszłym poziomem aktywności gospodarczej a koniunkturą giełdową jest model zdyskontowanych przepływów pieniężnych, według którego aktualna cena akcji jest równa obecnej wartości strumienia oczekiwanych w przyszłości dywidend (por. [5; 19]):

$$P_t = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E(D_i)}{\delta_i}. \quad (1)$$

Zwykle zakłada się, że przyszłe dywidendy D_i są proporcjonalne do przyszłych przychodów, które z kolei zależą od rozmiarów działalności gospodarczej. Jako miary aktywności gospodarczej wykorzystuje się zwykle PKB lub comiesięczne indeksy produkcji przemysłowej. Składnik dyskontujący δ_i utożsamiany jest zwykle ze stopami procentowymi. Przewidywania dotyczące wysokości tych stóp w przyszłości zawarte są w ich strukturze, a więc we wzajemnych relacjach między stopami krótko- i długookresowymi oraz oprocentowaniem obligacji o różnych poziomach ryzyka.

Fama [7] wykazał, że ponad 50% zmian realnych rocznych stóp zwrotu z akcji w Stanach Zjednoczonych można właśnie wyjaśniać przyszłymi wahaniami produkcji przemysłowej oraz zmianami struktury stóp procentowych. Wyniki te potwierdzają także Estrella i Mishkin [6], którzy stwierdzają, że stopy procentowe oraz sytuacja na giełdzie bardzo dobrze sprawdzają się w prognozowaniu nadchodzących recesji w gospodarce (por. także [2; 4]).

Bezpośrednie oddziaływanie giełdy na realne procesy gospodarcze przebiega kilkoma kanałami (por. [8; 11]). Po pierwsze zmiany cen akcji mogą wpływać na decyzje inwestycyjne przedsiębiorców. Zgodnie z mikroekonomiczną teorią przedstawioną przez Tobina podstawowym wskaźnikiem decydującym o rozmiarach inwestycji poszczególnych przedsiębiorstw jest relacja między rynkową wartością kapitału przedsiębiorstwa, a kosztem odtworzenia kapitału. Iloraz tych wielkości znany jest jako współczynnik q Tobina (por. [18]). Jeżeli jest on większy od 1, to oznacza to, że zyski z inwestycji powinny przewyższać jej koszty, co zachęca

przedsiębiorców do zwiększania wydatków inwestycyjnych. Wartość kapitału spółki akcyjnej określana jest przez cenę akcji i stąd wzrost cen akcji zwiększa współczynnik q^1 , a wraz z nim stopę inwestycji.

Zmiany wielkości nakładów inwestycyjnych mogą być także spowodowane tzw. efektami bilansowymi (*balance-sheet*). Przedsiębiorstwa, które mają akcje, będą w stanie przedstawić wyższe zabezpieczenie dla potencjalnych kredytodawców w sytuacji wzrostu cen akcji, a tym samym będą miały szerszy i tańszy dostęp do zewnętrznych źródeł finansowania inwestycji. W analogiczny sposób wahania kursów mogą przenosić się na wartość aktywów instytucji finansowych i ich zdolność do udzielania kredytów.

Trzecim efektem, jaki wywołują zmiany kursów akcji, są zmiany w wartości majątku gospodarstw domowych. Tym samym wahania cen akcji mogą wpływać na wielkość bieżącej konsumpcji. Należy jednak zwrócić uwagę, że zgodnie z popularnymi teoriami konsumpcji, takimi jak model cyklu życia lub dochodu permanentnego, jedynie trwałe wzrost majątku powoduje podobny wzrost spożycia, więc ewentualne efekty majątkowe mogą być istotne w dłuższym czasie.

Istnieją także inne pośrednie zależności pomiędzy giełdą a aktywnością gospodarczą. Sytuacja na giełdzie jest nie tylko efektem przewidywań przyszłego stanu gospodarki, ale także może te przewidywania kształtować. Wysokie kursy akcji mogą być interpretowane przez przedsiębiorców jako zapowiedź dobrej koniunktury i w ten sposób wpływać na ich decyzje inwestycyjne.

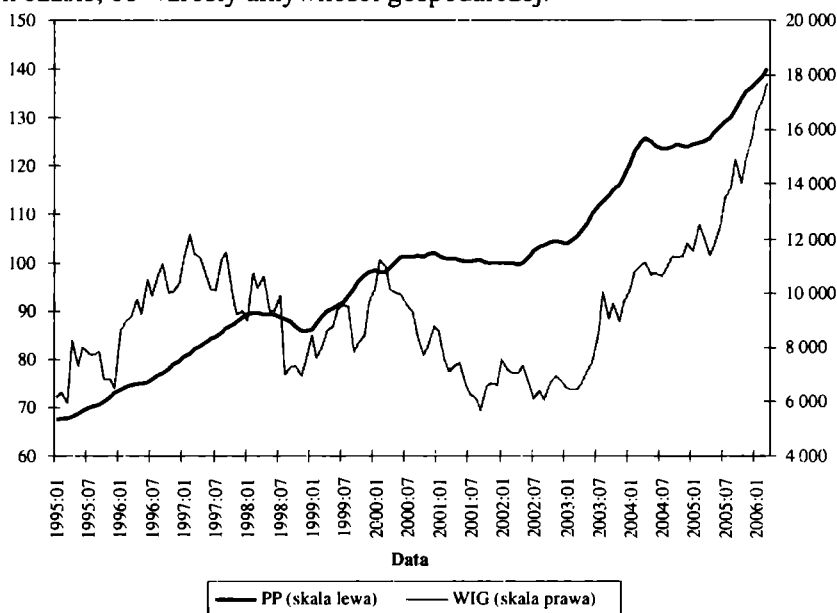
W praktyce oba kierunki oddziaływań, tj. między przewidywaniami dotyczącymi stanu gospodarki a giełdą oraz między sytuacją na giełdzie a aktywnością gospodarczą, występują razem i dlatego badanie siły wpływu każdego typu powiązań nie jest łatwe. Szczególnie w przypadku badania oddziaływania koniunktury na giełdzie na stan gospodarki trudno jest zidentyfikować, jaka część zmian aktywności gospodarczej jest rzeczywiście efektem koniunktury giełdowej, a jaka część była indukowana niezależnie, ale dzięki trafnym przewidywaniom znalazła wcześniej swoje odzwierciedlenie w cenach akcji.

3. Podstawowe zależności między koniunkturą giełdową a sytuacją gospodarczą w Polsce

Związki między giełdą a aktywnością gospodarczą w Polsce w okresie od stycznia 1995 r. do marca 2006 r. prezentuje rys. 1. Miernikiem koniunktury giełdowej jest realna wartość indeksu WIG na koniec każdego miesiąca. Jako deflator wykorzystano indeks cen towarów i usług konsumpcyjnych, przyjmując okres bazowy z początku badanego okresu. Poziom aktywności gospodarczej jest reprezentowany przez indeks produkcji przemysłowej pozbawiony wahań sezonowych

¹ Faktycznie w ten sposób można wyznaczyć przeciętny q , a na inwestycje ma wpływ q krańcowy. To rozróżnienie jest w praktyce pomijane, choć może być istotne.

(2000 = 100). Analizując wykres, można dostrzec dużą trafność sygnałów przewidujących recesję generowanych przez indeks WIG. Załamanie się produkcji przemysłowej zarówno w lutym 1998 r., jak i w grudniu roku 2000 było poprzedzone podobną zmianą długookresowej tendencji na giełdzie. W obu przypadkach wyprzedzenie wynosiło 10-12 miesięcy. Również śladów krótkiej recesji w roku 2004 można by się doszukiwać w jesiennej korekcie z roku poprzedniego. Jednocześnie wyprzedzenia takiego nie da się zauważyć przy wchodzeniu gospodarki w fazę ożywienia. Wydaje się, że wzrosty na giełdzie pojawiają się mniej więcej w tym samym czasie, co wzrosty aktywności gospodarczej.



Rys. 1. Produkcja przemysłowa (PP) oraz realna wartość WIG w latach 1995-2005
Źródło: opracowanie własne.

Chcąc szacunkowo ocenić siłę wpływu koniunktury giełdowej na aktywność gospodarczą, wystarczy zauważyć, że oddziaływanie każdego z trzech wymienionych wcześniej kanałów bezpośrednich zależy od wielkości rynku giełdowego w stosunku do całej gospodarki i może ujawniać się raczej w dłuższych horyzontach czasu. Kapitalizacja GPW na koniec 2003 r. wyniosła ok. 140 mld zł, co stanowi nieco ponad 15% PKB w tym roku. Przykładowo w tym samym czasie odsetek ten dla giełd amerykańskich znacznie przekraczał 100%, a średnia dla państw strefy euro wyniosła 60%. Powiązania między przewidywaniami koniunktury gospodarczej a sytuacją na giełdzie zależą nie tyle od wielkości rynku akcji, co od reprezentatywności notowanych spółek dla całej gospodarki. Można się więc spodziewać, że w Polsce stosunkowo niewielki będzie wpływ koniunktury giełdowej na sytuację gospodarczą.

Formalne metody nie wykazują jednak istnienia długookresowych związków między badanymi zmiennymi. Test kointegracji Grangera wykazuje, że logarytmy obu zmiennych są zintegrowane w stopniu 1, ale wartości statystyki Dickeya-Fullera dla reszt równania kointegrującego o postaci

$$\ln WIG_t = 6,51 + 0,57 \ln PP_t + u_t, \quad R^2 = 0,183 \quad (2)$$

(0,82) (0,18) (0,22)

nie dają podstaw do odrzucenia hipotezy o zintegrowaniu procesu. W nawiasach pod równaniem (2) podano odchylenia standardowe odpowiednich parametrów obliczone ze względu na autokorelację za pomocą procedury Neweya-Westa [17]. Podobne wyniki można otrzymać, wykorzystując dane kwartalne.

Tabela 1. Wyniki testu kointegracji produkcji przemysłowej oraz indeksu WIG

Zmienna	ADF	Istotność	ADF 1	Istotność 1
$\ln WIG$	-0,95	0,772	-1,04	0,936
$\ln PP$	-0,10	0,948	-1,99	0,604
u	-1,37	0,599	-0,88	0,956

ADF oznacza wartość statystyki rozszerzonego testu Dickeya-Fullera obliczonej na podstawie równania $\Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{12} \delta_i y_{t-i} + \varepsilon_t$. ADF 1 dodatkowo uwzględnia deterministyczny trend w powyższym równaniu.

Źródło: opracowanie własne.

Przyczyną takiej sytuacji mogą być niewielka długość okresu objętego badaniem oraz możliwe zakłócenia obserwowanych relacji wynikające z istotnych przemian gospodarczych. Znaczenie może mieć również niewielka rozległość polskiego rynku kapitałowego oraz fakt, że jest on zaliczany do tzw. rynków wschodzących. Ponadto indeks produkcji przemysłowej może nie być najlepszym wskaźnikiem aktywności gospodarczej, szczególnie w okresie intensywnych przemian strukturalnych w gospodarce. Produkcja przemysłowa wytwarza ok. 25% PKB. Jednak nawet gdyby analizować kwartalne dane dotyczące realnego PKB, to również nie można jednoznacznie wykryć długookresowej zależności między aktywnością gospodarczą a giełdową.

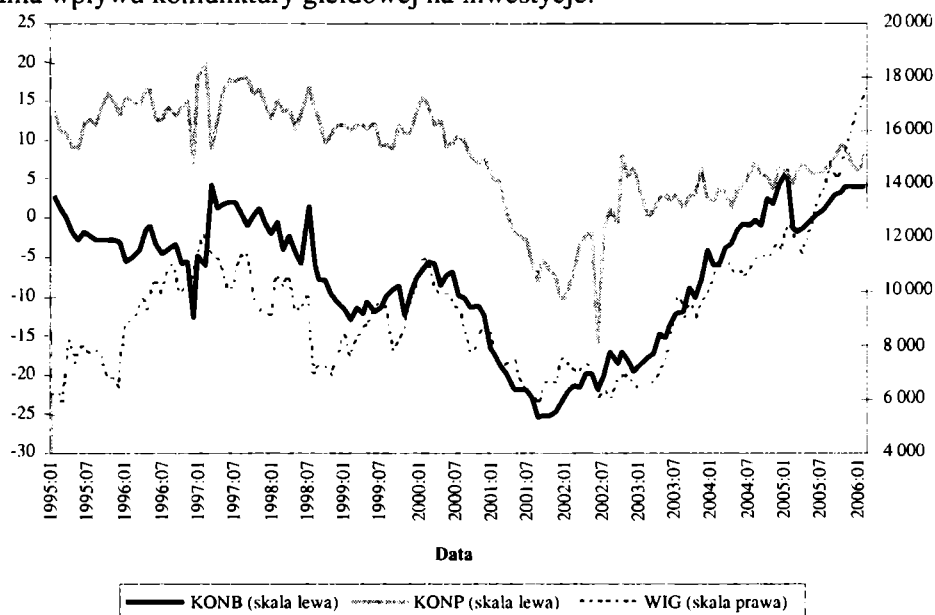
4. Badania ankietowe koniunktury

Alternatywę dla indeksu produkcji przemysłowej mogą stanowić wyniki prowadzonych przez GUS comiesięcznych badań koniunktury w przedsiębiorstwach. Obejmują one przedsiębiorstwa handlowe, usługowe, przemysłowe oraz budowlane, choć w podmiotach świadczących usługi, które mają największy wpływ pod względem wartości na PKB, prowadzone są dopiero od roku 2003 i dlatego nie uwzględniono ich w pracy. Wysyłane co miesiąc ankiety zawierają kilkanaście pytań doty-

czących aktualnej oraz przewidywanej (trzymiesięczny horyzont prognoz) koniunktury w przedsiębiorstwie i obejmują takie zagadnienia, jak: sytuacja finansowa, popyt na produkty lub usługi, zatrudnienie, wielkość produkcji, ceny, wykorzystanie zdolności produkcyjnych oraz ogólna sytuacja gospodarcza. Pytania mają charakter zamknięty. Możliwe odpowiedzi sygnalizują zmianę sytuacji w danej dziedzinie, tzn. jej poprawę, pogorszenie lub brak zmian. Dokładne wyniki oraz formularze badań dostępne są na stronie internetowej GUS. Na tej podstawie dla każdej z branż konstruowane są wskaźniki będące różnicą między odsetkiem odpowiedzi pozytywnych oraz negatywnych. Przyjmują one wartości od -100 do 100.

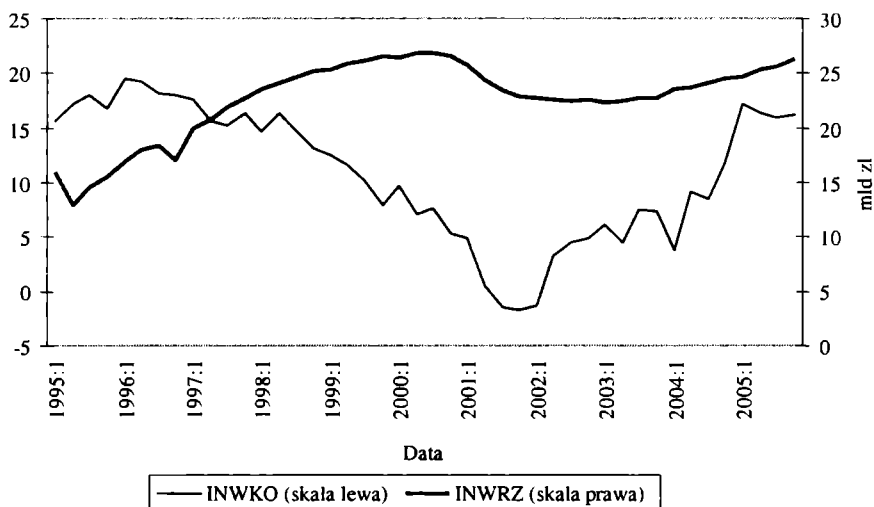
W artykule wykorzystano wskaźniki dotyczące bieżącej (KONB) oraz przewidywanej (KONP) sytuacji gospodarczej przedsiębiorstw. W celu zbudowania wskaźników reprezentatywnych dla całej gospodarki obliczono średnie ważone wskaźników branżowych, biorąc jako wagi udział branży w PKB. Wskaźniki pozbawione sezonowości za pomocą procedury TRAMO/SEATS (por. [13]) stosowanej przez Eurostat przedstawiono na rys. 2.

W podobny sposób utworzony został kwartalny wskaźniki dotyczący przewidywanych inwestycji w handlu (INWKO). W przemyśle oraz w budownictwie koniunktura w inwestycjach badana jest w ujęciu rocznym. Wskaźnik ten zestawiono na rys. 3 wraz z kwartalnymi odsezonowanymi realnymi nakładami na środki trwałe w cenach z roku 2000 (INWRZ). Dane te posłużą do ewentualnego zbadania wpływu koniunktury giełdowej na inwestycje.



Rys. 2. Wskaźniki koniunktury w latach 1995-2005

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 3. Kwartalne wskaźniki koniunktury w inwestycjach oraz inwestycje rzeczywiste
Źródło: opracowanie własne.

Badanie długookresowych relacji pomiędzy przedstawionymi wskaźnikami a indeksem giełdowym za pomocą testów kointegracji nie jest uzasadnione ze względu na odmienne charaktery szeregów. Wskaźniki koniunktury pozbawione są bowiem długookresowego trendu i oscylują wokół 0, choć krótki okres badania sprawia, że ten trend nie jest łatwo zauważyć także dla realnego indeksu WIG i oba szeregi wyglądają dość podobnie. Co więcej, niektóre testy wskazują na ich skointegrowanie.

5. Testy przyczynowości Grangera

W celu identyfikacji relacji krótkookresowych wykorzystano testy przyczynowości Grangera. Testy te są wygodne w analizowaniu współzależności zjawisk, między którymi występują opóźnienia czasowe, choć w przypadku procesów, w których istotną rolę odgrywają przewidywania, jak np. notowania giełdowe, prawidłowa interpretacja otrzymanych rezultatów może być kłopotliwa.

Zmienna x jest przyczyną y w sensie Grangera ($x \rightarrow y$), jeżeli bieżące wartości y można prognozować z większą dokładnością przy użyciu przeszłych wartości x niż bez ich wykorzystania, przy niezmienionej pozostałej informacji [3].

Natychmiastowa przyczynowość ($x \leftrightarrow y$) istnieje zaś, jeśli bieżące y może być prognozowane lepiej przy użyciu bieżących i przeszłych wartości x [3].

Testowanie przyczynowości można przeprowadzić, porównując wariancję składników losowych następujących regresji [9]:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \xi_{1t}, \quad D^2(\xi_{1t}) = \sigma_1^2, \quad (3)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i x_{t-i} + \xi_{2t}, \quad D^2(\xi_{2t}) = \sigma_2^2, \quad (4)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_i x_{t-i} + \xi_{3t}, \quad D^2(\xi_{3t}) = \sigma_3^2, \quad (5)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=-r}^p \beta_i x_{t-i} + \xi_{4t}, \quad D^2(\xi_{4t}) = \sigma_4^2. \quad (6)$$

Jeżeli uwzględnienie w równaniu (4) opóźnionych zmiennych objaśniających x poprawi jakość modelu w stosunku do (3), to oznacza to, że x jest przyczyną y . Jeśli dodanie nieopóźnionej zmiennej x powoduje dalsze zmniejszanie się wariancji składnika losowego (4), to jest to oznaką występowania przyczynowości natychmiastowej. Podobnie rozszerzając model (5) o przyszłe wartości zmiennej x , można badać, czy y jest przyczyną x .

Mierniki siły przedstawionych zależności są następujące:

$$C_{x \rightarrow y} = \ln \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}, \quad C_{x \leftrightarrow y} = \ln \frac{\sigma_2^2}{\sigma_3^2}, \quad C_{y \rightarrow x} = \ln \frac{\sigma_3^2}{\sigma_4^2}. \quad (7)$$

Całkowitą siłę związków między x i y można wyznaczyć za pomocą wzoru:

$$C_{x,y} = C_{x \rightarrow y} + C_{x \leftrightarrow y} + C_{y \rightarrow x} = \ln \frac{\sigma_1^2}{\sigma_4^2}. \quad (8)$$

Statystyki $nC_{x \rightarrow y}$, $nC_{y \rightarrow x}$, $nC_{y \leftrightarrow x}$ oraz $nC_{x,y}$ mają w przybliżeniu asymptotyczny rozkład χ_d^2 , gdzie n oznacza liczbę obserwacji, a d liczbę stopni swobody rozkładu równą różnicy w liczbie szacowanych parametrów dla równań wchodzących w skład danej miary (odpowiednio jest to p , 1 , r , $p+1+r$). Podobnie statystyka $nC_{x,y}$ ma asymptotyczny rozkład χ_{2d+1}^2 . Zgodność z rozkładem granicznym jest tym lepsza, im słabsza jest badana zależność (por. [10]).

Statystyka $C_{x,y}$ jest powiązana ze współczynnikiem R_p^2 Pierce'a, który jest właściwą miarą jakości dopasowania modelu w przypadku szeregów czasowych [9]:

$$R_p^2 = 1 - \exp(-C_{x,y}). \quad (9)$$

Badanie rozkładu siły przyczynowości w czasie można przeprowadzić za pomocą następującego miernika [11]:

$$C_{x \rightarrow y}^j = \ln \frac{\sigma_5^2}{\sigma_6^2}, \quad (10)$$

gdzie σ_5^2 oraz σ_6^2 oznaczają wariancje składników losowych odpowiednich równań:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^{j-1} \beta_i x_{t-i} + \xi_{5t}, \quad (11)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^j \beta_i x_{t-i} + \xi_{6t}. \quad (12)$$

Rozważania te pozostają prawdziwe, gdy obie zmienne, x oraz y , są wielowymiarowe. Jakość dopasowania modeli mierzy się wyznacznikiem macierzy wariancji i kowariancji reszt. Zmienia się też liczba stopni swobody rozkładu granicznego. Należy ją przemnożyć przez wymiary wektorów x oraz y .

6. Rezultaty testów

Wyniki badań przyczynowości zestawiono w tab. 2. Rząd opóźnień m dobierało tak, by nie występowała autokorelacja składników losowych, a jednocześnie, by minimalna była wartość kryterium informacyjnego Akaikego. Przy ustalonym m pozostałe opóźnienia p oraz r dobierano także za pomocą tego kryterium.

Tabela 2. Wyniki testów przyczynowości Grangera

x	$C_{x \rightarrow y}$	$C_{x \leftrightarrow y}$	$C_{y \rightarrow x}$	$C_{x, y}$	R_p^2	Opóźnienia			n
						m	p	r	
Dane miesięczne, I 1995-III 2006									
$y = wig$									
pp	6,95 (0,003)	≈ 0	2,79 (0,484)	8,96 (0,085)	0,086	4	1	4	124
$konb$	≈ 0	5,30 (0,010)	7,21 (0,030)	12,29 (0,009)	0,116	4	1	3	124
$konp$	≈ 0	4,63 (0,017)	≈ 0	3,57 (0,351)	0,035	4	1	2	124
Dane miesięczne, I 1995-XII 2000									
$y = wig$									
pp	5,47 (0,044)	0,18 (0,714)	6,39 (0,193)	12,04 (0,113)	0,113	3	1	3	74
$konb$	1,18 (0,350)	1,78 (0,250)	9,41 (0,073)	12,37 (0,103)	0,116	3	1	3	74
Dane kwartalne I 1995-IV 2005									
$y = wig$									
pp	8,97 (0,055)	0,89 (0,546)	18,41 (0,023)	28,27 (0,021)	0,246	1	1	2	41
$inwrz$	16,21 (0,104)	8,09 (0,080)	≈ 0	21,99 (0,213)	0,197	1	3	2	38
$inwko$	≈ 0	≈ 0	5,85 (0,121)	3,14 (0,732)	0,031	1	1	1	41
Dane kwartalne I 1995-IV 2005									
$y = [pp, inwrz]$									
wig	105,09 (0,000)	17,62 (0,042)	22,31 (0,018)	145,02 (0,000)	-	2	4	1	36

Zmienne wig , pp oraz $inwrz$ oznaczają przyrosty logarytmów zmiennych WIG, PP oraz INWRZ. Pozostałe zmienne, dotyczące badań koniunktury, są mierzone jako różnice. Wartości statystyk C pomnożone zostały przez 100. Łączną siłę zależności obliczono za pomocą prawej strony wzoru (8). W nawiasach podano poziom istotności statystyk w oparciu na kwantylach rozkładu χ^2 .

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki wskazują na istnienie krótkookresowych zależności między aktywnością gospodarczą a giełdą, gdy koniunktura gospodarcza mierzona jest za pomocą zarówno indeksu produkcji przemysłowej, jak i opinii przedsiębiorców. Widoczne są jednak różnice w kierunkach zależności. Produkcja przemysłowa jest przyczyną w sensie Grangera aktywności gospodarczej, natomiast między wskaźnikami koniunktury a giełdą istnieje zależność odwrotna. Istotna jest również przyczynowość natychmiastowa. Podobna asymetria widoczna jest w analizie inwestycji. Dla danych kwartalnych widoczna jest również silna przyczynowość od giełdy do produkcji przemysłowej. Rozpatrując jednak wpływ giełdy na produkcję i inwestycje łącznie w formie dwurównaniowego modelu VAR, można zauważyć, że sytuacja na giełdzie jest istotną przyczyną wahań aktywności gospodarczej.

Łączna siła związku między miesięcznymi stopami zwrotu indeksu WIG a indeksem produkcji przemysłowej mierzona za pomocą współczynnika Pierce'a jest bardzo zbliżona do wyników dla giełdy amerykańskiej. W analogicznym badaniu przeprowadzonym przez Gallingera [9] współczynnik ten był równy 0,091 i był także zgodny z wynikami Famy [7]. Jednak sytuacja, w której aktywność gospodarcza wyprzedza aktywność giełdową, jest dość nietypowa i niezgodna z teorią. Można ją jednak wyjaśnić asymetrią w relacjach między giełdą a gospodarką w różnych fazach cyklu koniunkturalnego. Jak wcześniej zauważono, inwestorzy giełdowi są szczególnie wyczuleni na możliwość zbliżającej się recesji, natomiast wzrosty cen pojawiają się mniej więcej razem z pozytywnymi sygnałami z gospodarki. Widać, że wyłączenie z rozważań okresu ostatniej hossy potwierdza tę teorię. Ciekawy jest brak związków między sytuacją na giełdzie a prognozami koniunktury w przedsiębiorstwach dotyczący zarówno ogólnej sytuacji gospodarczej, jak i przewidywanych inwestycji.

Tabela 3. Rozkład zależności przyczynowej w czasie pomiędzy wskaźnikiem aktualnej koniunktury a indeksem WIG

j	$C_{x \rightarrow v}^j$	Istotność opóźnień		n
		m	p	
1	≈ 0	1 ***	1	133
2	2,39 (0,075)	1 ***	1, 2 **	132
3	2,33 (0,080)	1 ***	1, 2 **, 3 **	131
4	≈ 0	1 ***	1, 2 **, 3 **, 4	130
5	0,82 (0,303)	1 ***	1 *, 2 **, 3 **, 4, 5 *	129

*, **, *** – istotność na poziomie 0,1; 0,01; 0,001.

Zmienna zależna: *konb*; zmienna niezależna: *wig*. W nawiasach podano poziom istotności statystyk na podstawie kwantyli rozkładu χ^2 .

Źródło: opracowanie własne.

W tabeli 3 zestawiono jeszcze rozkład siły wpływu, jaki ma sytuacja na giełdzie na wyniki badań koniunktury gospodarczej w przedsiębiorstwach. Widać, że cykl giełdowy wyprzedza cykl koniunkturalny z reguły o 2-3 miesiące, widać także różnicę 5 miesięcy, choć jest ona statystycznie nieistotna.

7. Podsumowanie

Wyniki przedstawionych rozważań nie są jednoznaczne. Zależności długookresowe między koniunkturą giełdową a realnymi wielkościami makroekonomicznymi są widoczne, choć słabe, przede wszystkim ze względu na krótki okres badania. Badanie związków krótkookresowych jest też utrudnione ze względu na asymetrię obserwowanych relacji w różnych fazach cyklu koniunkturalnego. Zaobserwowano jednak kilka istotnych prawidłowości. O ile zmiany wielkości realnych były zarówno przyczyną, jak i skutkiem w sensie Grangera wahań poziomu indeksu WIG, o tyle koniunktura na giełdzie prawie zawsze wyprzedzała oceny sytuacji gospodarczej formułowane przez przedsiębiorców. Taką sytuację można wyjaśnić na dwa sposoby: albo rzeczywiście sytuacja na giełdzie wpływa na postrzeganie lub rzeczywistą koniunkturę w przedsiębiorstwach, co jednak nie jest udokumentowane wyraźnym przełożeniem na wielkości realne, szczególnie inwestycje, albo inwestorzy giełdowi skutecznie antycypują opinie przedsiębiorców. Nie zaobserwowano także wyraźnych związków między prognozami koniunktury w przedsiębiorstwach a aktywnością giełdową, co mogło być istotne w wyjaśnieniu relacji między badanymi zjawiskami.

Literatura

- [1] Barro R., *The Stock Market and Investment*, „The Review of Financial Studies”, Spring 1990.
- [2] Canova F., De Nicolò G., *Stock Returns and Real Activity: A Structural Approach*, „European Economic Review” 1995, 39.
- [3] Charemza W., Deadman D., *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997.
- [4] Choi J, Hauser S., Kopecky K., *Does the Stock Market Predict Real Activity? Time Series Evidence from the G-7 Countries*. „Journal of Banking & Finance” 1999, 23.
- [5] DeStefano M., *Stock Returns and the Business Cycle*, „The Financial Review” 2004, 39.
- [6] Estrella A., Mishkin F., *Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators*, „The Review of Economic and Statistics” 1998, 80.
- [7] Fama E., *Stock Returns, Expected Returns and Real Activity*, „The Journal of Finance” 1990, 44.

- [8] Forster K., *Stock Prices and Real Economic Activity. Empirical Results for Germany*, Deutsche Bank Research Notes 20, 2005.
- [9] Gallinger G., *Causality Tests of the Real Stock Return-Real Activity Hypothesis*, „The Journal of Financial Research” 1994, 16.
- [10] Geweke J., *Measurement of Linear Dependence and Feedback between Multiple Time Series*, „Journal of the American Statistical Association” 1982, 77.
- [11] Gourieroux C., Monfort A., *Time Series and Dynamic Models*, Cambridge University Press, Cambridge 1997.
- [12] Hozer M., Gnat S., *Analiza współzależności zmian WIG-20 i wybranych wskaźników makroekonomicznych w latach 1996-2003*, [w:] *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie. Część II*, red. W. Tarczyński, US, Szczecin 2004.
- [13] Kufel T., *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu Gretl*, PWN, Warszawa 2004.
- [14] MacKinnon J., White H., *Some Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimators with Improved Finite Sample Properties*, „Journal of Econometrics” 1985, 29.
- [15] Milo W., Kozera Z., *Analiza cykliczności polskiego rynku akcji na podstawie indeksu WIG oraz WIG20*, [w:] *Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek*, t. 2, red. W. Ronka-Chmielowiec, K. Jajuga, AE, Wrocław 2004.
- [16] Miłobędzki P., Nowak S., *Ocena możliwości prognozowania stóp zwrotu z portfela imitującego indeks WIG na podstawie zmiennych fundamentalnych*, [w:] *Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek*, t. 2, red. W. Ronka-Chmielowiec, K. Jajuga, AE, Wrocław 2004.
- [17] Newey W., West K., *Positive, Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix*, „Econometrica” 1987, 55.
- [18] Romer D., *Makroekonomia dla zaawansowanych*, PWN, Warszawa 2000.
- [19] Rubaszek M., *Analiza długookresowej zależności pomiędzy indeksem giełdowym i wzrostem gospodarczym*, [w:] *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie. Część II*, red. W. Tarczyński, US, Szczecin 2004.

THE RELATIONSHIPS BETWEEN STOCK PRICES AND REAL ACTIVITY IN POLAND IN VIEW OF GRANGER-CAUSALITY TESTS

Summary

The paper investigates the relationships between stock returns and real business activity in Poland. Production index and diffusion indexes build upon data from the monthly survey on business conditions in companies are used as proxies for real activity. First, the basic evidences are presented and further inquiries are conducted

using Granger-causality methodology. Although the long-run relationships are weak, an asymmetry in stock prices fluctuations before and during recession and expansion periods can be noticed. The results suggest that stock returns Granger-cause real activity measured by diffusion indexes. The contemporaneous causality can also be found. When the production index is used observed relationships are multidirectional. The lack of empirical evidence for the causality relation from stock prices to investment does not support the q -channel and the balance-sheet channel hypothesis. This result can be explained by relatively small equity markets in Poland.