

Krzysztof Dziekoński, Danuta Tarka

Politechnika Białostocka

ANALIZA ZWIĄZKÓW POMIĘDZY WYBRANYMI RYNKAMI KAPITAŁOWYMI Z WYKORZYSTANIEM POJĘCIA PRZYZYNOWOŚCI W SENSIE GRANGERA

1. Wstęp

Wraz ze wzrostem liberalizacji rynków kapitałowych rośnie zainteresowanie analizą możliwych związków, występujących między rynkami kapitałowymi. Wydaje się, iż postęp technologiczny, umożliwiający zawieranie transakcji na globalnym niemal 24-godzinnym rynku kapitałowym, spowoduje większy stopień integracji tych rynków. Oznacza to, że wydarzenia na jednym z rynków są niemal natychmiast przenoszone na pozostałe rynki, co powinno znaleźć swoje odzwierciedlenie w powstawaniu długoterminowych trendów między rynkami kapitałowymi. Badania integracji rynków kapitałowych przeprowadzane w ostatnim okresie wykorzystują techniki analizy szeregów czasowych. W ostatnich latach w publikacjach poświęconych analizie wzajemnych związków między rynkami kapitałowymi pojawiły się prace analizujące długoterminowe relacje między głównymi indeksami giełdowymi rynków kapitałowych. Jeon i Chiang [1991, s. 329-338] wykazali występowanie relacji kointegrującej między czterema najważniejszymi giełdami świata, Kasa [1992, s. 95-124] zaś wykazał występowanie czterech wektorów kointegrujących w systemie giełd USA, Kanady, Niemiec, Japonii i Wielkiej Brytanii.

Niewiele prac badawczych poświęcono wpływowi wartości notowań na najważniejszych rynkach kapitałowych na rynki lokalne. Problemem badawczym staje to, jak rynki o największej kapitalizacji i dużych obrotach wpływają na zachowania inwestorów na rynkach mniejszych. Czy inwestorzy na mniejszych rynkach zwracają większą uwagę na sytuacje spółek na rynkach lokalnych, czy też ulegają presji wywieranej przez rynki, które określić można jako centra finansowe?

Odpowiedzi na te pytania są przyczynkiem do rozważań o liczbę rynków, która może efektywnie funkcjonować w Europie, oraz rozważań o przyczyny ewentualnego naśladowania zmian cen w centrach finansowych przez rynki lokalne. Czy przyczyny te związane są z tzw. psychologią inwestowania i niemożnością oparcia się sygnałom płynącym z wielkich giełd, czy też efekt wspólnych ruchów jest związany z narastającym procesem integracji ekonomicznej? W tym ostatnim przypadku reakcje inwestorów na rynkach lokalnych byłyby dowodem na umiędzynarodowienie się działalności gospodarczej. Odzwierciedlałyby bowiem przeważający wpływ globalnych wydarzeń ekonomicznych (nad krajowymi) na przyszłe dochody osiągane przez firmy notowane na rynkach lokalnych.

W prezentowanym artykule autorzy analizują wpływ zachowań rynków sklasyfikowanych jako centra finansowe (giełdy, których kapitalizacja w grudniu 2003 r. przekroczyła 500 mld euro) na zachowania rynków lokalnych. Za centra finansowe przyjęto giełdy: Niemiec, Francji, Wielkiej Brytanii i Stanów Zjednoczonych. Za najbardziej reprezentatywny rynek kapitałowy krajów w procesie transformacji przyjęto giełdę w Warszawie. Jest to jednocześnie rynek, na którym może być widoczny wpływ największych i renomowanych rynków kapitałowych. Giełda w Warszawie, aspirująca do roli lidera rynków środkowoeuropejskich, może mieć największy potencjał w przeciwstawianiu się naciskom, rozumianym jako wartości notowań, płynącym z rynków zagranicznych. Dodatkowym atutem giełdy w Warszawie jest spory udział inwestorów zagranicznych, wynoszący w 2001 r. ok. 39%¹, oraz to, że są na niej notowane praktycznie tylko polskie firmy. Jeżeli inwestorzy zagraniczni przy wycenie akcji polskich firm nie będą się kierować globalną sytuacją ekonomiczną, może to świadczyć o niewielkim jeszcze stopniu zintegrowania polskiego rynku kapitałowego z globalnym rynkiem kapitałowym i/lub niewielkim wpływie „psychologicznym” centrów finansowych.

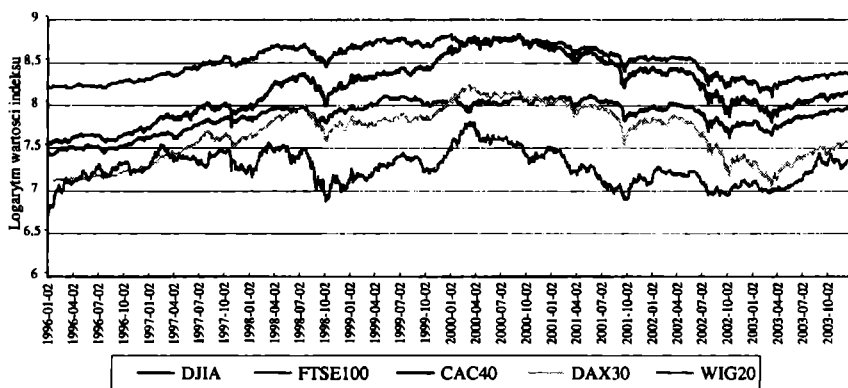
Zagadnienie oceny wpływu wielkich rynków kapitałowych na rynki mniejsze ma znaczenie nie tylko dla przyszłości tych rynków w kontekście zachodzących zmian instytucjonalnych na rynkach kapitałowych (przejęcia i alianse między giełdami). Ma ono również istotne znaczenie dla zarządzających funduszami. Znajomość stopnia, w którym rynek kapitałowy może oprzeć się globalnym informacjom ekonomicznym i wyceniać akcje na podstawie krajowych informacji ekonomicznych, ma znaczenie z punktu widzenia konstruowania portfela inwestycyjnego i takiego rozkładu inwestycji, aby minimalizować ryzyko.

2. Metoda badań i dane

Wpływ wybranych rynków kapitałowych na giełdę w Warszawie badano, wykorzystując koncepcję przyczynowości w sensie Grangera, na podstawie modelu VAR. Przed przystąpieniem do analizy wektorowej autoregresji przeprowadzono analizę stacjonarności wykorzystanych szeregów.

¹ Dane Federation of European Securities Exchanges.

Dane wykorzystane w analizie obejmowały dzienne wartości notowań otwarcia i zamknięcia głównych indeksów giełdowych analizowanych rynków w okresach od 2 stycznia 1996 r. do 31 grudnia 2003 r. Analizie poddano indeksy: DAX30 rynku niemieckiego, FTSE100 rynku brytyjskiego, CAC40 rynku francuskiego, DJIA rynku amerykańskiego i indeks WIG20 giełdy w Warszawie. Źródłem danych były strony internetowe Banku Ochrony Środowiska, giełdy w Londynie, rynku Euronext, De Financie Telegraaf oraz Yahoo². Dane dla giełdy niemieckiej obejmowały okres od 22 stycznia 1996 r. do 31 grudnia 2003 r. Różne długości próby wynikały z chęci użycia w analizie stacjonarności jak najdłuższych szeregów czasowych. Ze względu na to, iż do analizy VAR przyjęto dzienne wartości notowań otwarcia i zamknięcia głównych indeksów giełdowych, wybór okresu był związany z możliwością uzyskania kompletnych, jak najdłuższych szeregów czasowych. Na rysunku 1 przedstawiono wykresy analizowanych indeksów giełdowych.



Rys. 1. Wybrane indeksy giełdowe w latach 1996-2003

Źródło: opracowanie własne.

Ocena przebiegu wartości indeksów wskazuje na podobieństwo zachowania się wartości indeksów w analizowanym okresie. Wartości indeksów wykazują wspólną rosnącą tendencję do lipca 1998 r., z wyjątkiem okresu spadku w dniach 27-28 października 1997 r. wywołanego początkiem tzw. finansowego kryzysu azjatyckiego. Wszystkie analizowane indeksy osiągają maksymalne wartości w połowie lipca 1998 r., a następnie obniżają swe wartości, osiągając lokalne minima w październiku 1998 r. Spadki te należy wiązać z oficjalnym ogłoszeniem przez rząd Japonii recesji w końcu czerwca 1998 r., narastającym kryzysem finansowym w Rosji oraz wprowadzeniem 21 września 1998 r. dewaluacji rubla, a także z nałożeniem restrykcji na międzynarodowe transakcje finansowe. Lata 1999-2000 przynoszą powolny wzrost indeksów, wyhamowany w 2000 r. rosnącymi cenami ropy naftowej, pierwszymi symptomami recesji gospodarczej wielu państw, oraz skandalami i oszustwami księgowymi wielu znanych firm notowanych na giełdzie w Nowym Jorku. Do kolejnego znacznego załamania wartości indeksów gieł-

² Odpowiednio o adresach: finance.yahoo.com, www.bossa.pl, www.dft.nl.

dowych dochodzi we wrześniu 2001 r. Przyczyną tego załamania były zamachy terrorystyczne z 11 września. Rok 2002 to okres interwencji w Afganistanie, trwającej recesji gospodarczej i bankructwa wielu znanych firm (WorldCom – w lipcu 2002 r., U.S. Airways – w sierpniu 2002 r., United Airlines – w grudniu 2002 r.). Znalazło to odzwierciedlenie w znacznych spadkach indeksów giełdowych. Dodatkowo w końcu roku 2002 zaostrza się sytuacja polityczna w Wenezueli, czego efektem są strajki i wzrost cen ropy naftowej, a 10 października 2002 r. dochodzi do spadków indeksów wywołanych decyzją Izby Reprezentantów USA upoważniającą prezydenta do użycia wojska w celu pozabawienia Iraku broni masowego rażenia. Decyzja upewniła inwestorów w tym, że zbliża się interwencja wojskowa w Iraku. Spadek wartości indeksów giełdowych w marcu 2003 r. jest związany z początkiem operacji wojskowej w Iraku (20 marca).

3. Analiza stacjonarności

Konstrukcja modelu wektorowej autoregresji (VAR) jest możliwa przy założeniu, że użyte w modelu zmienne są stacjonarne. Testy stacjonarności są testami małej mocy, wobec tego analizę stacjonarności badanych indeksów przeprowadzono na podstawie trzech różnych testów: rozszerzonego testu Dickeya-Fullera, testu Phillipsa-Perrona oraz testu KPSS dla zlogarytmowanych danych³. Analiza wykresów przedstawionych na rys. 1 wskazuje na brak wyraźnych trendów deterministycznych w poszczególnych indeksach.

Tabela 1. Wartości testów stacjonarności

Indeks	Test ADF ^a Parametr δ przy y_{t-1} (t-ADF)	Wartość krytyczna ^b $\alpha = 1\%$	Wartości testu ^c Phillipsa-Perrona Z_c $y_t = \alpha y_{t-1} + c + \varepsilon_t$	Wartości testu ^c KPSS	
				$H_0: y_t = c + \varepsilon_t$ $H_1: y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$	$H_0: y_t = c + \beta t + \varepsilon_t$ $H_1: y_t = y_{t-1} + c + \varepsilon_t$
WIG20	-0,004408 (-3,213)	-3,435	-19,14*	1,2983	0,7751
DJIA	-0,001620 (-2,390)	-3,435	-6,32	4,0139	2,1958
FTSE100	0,000016 (0,422)	-2,566	-4,14	2,3924	2,3924
CAC40	-0,001027 (-1,95)	-3,435	-3,71	4,0304	2,3497
DAX30	0,000014 (0,612)	-2,566	-4,27	2,4816	2,2030
Wartość krytyczna ^b $\alpha = 5\%$	–	–	-14,51	0,4630	0,1460

* – odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie 5%

^a – test był przeprowadzony za pomocą programu PCGive-9.0

^b – wartości krytyczne generowane przez program

^c – test był przeprowadzony za pomocą programu EasyReg International H. Bierensa

Źródło: obliczenia własne.

³ Opis testów można znaleźć w pracach: [Dickey, Fuller 1979; 1981; Said, Dickey 1984; 1985; Kwiatkowski i in. 1992; Phillips 1987; Phillips, Perron 1988].

Wszystkie testy ADF odrzuciły istnienie trendu w procesach generujących badane szeregi, w połowie przypadków także stała okazała się nieistotna. Wyniki przeprowadzonych testów przedstawiono w tab. 1.

Wyniki wszystkich trzech testów wskazują na niestacjonarność oraz na zintegrowanie pierwszego rzędu. Wyjątkiem jest indeks WIG20. Statystyka z-Phillipsa-Perrona odrzuca hipotezę o niestacjonarności pierwszego rzędu na poziomie 5%, pozostałe testy wskazują na niestacjonarność stochastyczną. Ponieważ parametr przy zmiennej opóźnionej jest bliski jeden (lub zero po reparametryzacji), przyjmujemy, że jest to zmienna $I(1)$, na co wskazują pozostałe dwa testy⁴.

4. Wnioskowanie o przyczynowości

Do budowy modelu VAR i wnioskowania na jego podstawie wymagana jest stacjonarność zmiennych. Do dalszej analizy użyto więc pierwszych przyrostów logarytmowanych indeksów giełdowych. Dane mające taką postać są szeregami czasowymi logarytmicznych stóp zwrotu poszczególnych indeksów giełdowych. Do badania zależności między pięcioma wybranymi indeksami użyto standardowego ogólnego (bez restrykcji) modelu VAR(p).

Model estymowano w pierwszych różnicach metodą „od ogółu do szczegółu” przy dobieraniu liczby opóźnień. Podstawowym kryterium doboru maksymalnego opóźnienia p stało się kryterium eliminacji autokorelacji z reszt modelu (zob. [Charemza, Deadman 1997a, s. 159]). W wyniku otrzymano pięciorównaniowy model VAR(11) bez składowych deterministycznych.

W następnym etapie użyto wspomnianego modelu VAR(11) do sprawdzenia, czy pomiędzy rynkiem reprezentowanym przez indeks WIG20 a pozostałymi rynkami jest zależność. Do zbadania zależności użyto definicji przyczynowości Wienera-Grangera, zwanej często przyczynowością w sensie Grangera.

Przyjętą przez autorów definicję przyczynowości formułuje się następująco⁵: *Zmienna x jest przyczyną y w sensie Grangera (co oznaczamy $x \rightarrow y$), jeżeli bieżące wartości y można prognozować z większą dokładnością przy użyciu przeszłych wartości x niż bez ich wykorzystania, przy niezminionej pozostałej informacji.*

Założono, że cała informacja o procesie y jest zawarta w modelu ekonometrycznym typu VAR(11) bez restrykcji i testowano istnienie relacji przyczynowej w sensie Grangera z użyciem testu Grangera i Simsa-GMD⁶.

Procedura analiz przebiegała następująco:

⁴ Testy pierwiastka jednostkowego mają problem z odróżnianiem procesu trendostacjonarnego od niestacjonarnego, gdy wartość parametru jest w pobliżu jedności, zob. [DeJong i in. 1992a; 1992b].

⁵ Podajemy tu uproszczoną wersję definicji za polskim wydaniem książki [Charemza, Deadman 1997a, s. 158].

⁶ Opis procedur można znaleźć np. w [Charemza, Deadman 1997b; Mills 1993].

a. Test Grangera – estymowano pełne równanie VAR(11), w którym zmiennymi objaśniającymi, oprócz opóźnionych wartości zmiennej WIG20, były pozostałe cztery indeksy reprezentujące centra finansowe jako zmienne objaśniające zmiany WIG20-u. Następnie usuwano poszczególne zmienne w całości i obliczano statystykę F Walda do testowania zasadności usunięcia danej zmiennej. Badana hipoteza zerowa dotyczyła prawdziwości założenia, że dodatkowa zmienna ma parametry nieistotnie różne od zera, czyli nie wyjaśnia zachowania zmiennej indeksu WIG20 i można ją usunąć z modelu. Jeśli tak, to zmienna ta nie jest przyczyną w sensie Grangera dla zmiennej WIG20. Wyniki testów dla wszystkich zmiennych parami i łącznej eliminacji wszystkich czterech indeksów podane są w tab. 2. Hipoteza zerowa testu: dany indeks (lub zbiór indeksów) nie jest przyczyną WIG20 w sensie Grangera.

b. Test Simsa-GMD – bazuje na stwierdzeniu, że przyszłość nie może wpływać na teraźniejszość. Test oparty jest na regresji zmiennej x , której wpływ na y badamy na opóźnionych i przyszłych wartościach zmiennej y .

$$x_t = D_t + \sum_{j=1}^p \gamma_j x_{t-j} + \sum_{\substack{j=-m \\ j \neq 0}}^p \delta_j y_{t-j} + \varepsilon_t. \quad (1)$$

Tabela 2. Testy Grangera i Simsa-GMD

Indeks	Test F do testu Grangera	Prawdopodobieństwo próbkowe p	Test F do testu Simsa-GMD	Prawdopodobieństwo próbkowe p
$\Delta DJIA$	$F(11,3993) = 14,097$	0,0000**	$F(11,4032) = 18,155$	0,0000**
$\Delta CAC40$	$F(11,3993) = 4,6338$	0,0000**	$F(11,4032) = 6,6697$	0,0000**
$\Delta FTSE100$	$F(11,3993) = 2,0308$	0,0221**	$F(11,4032) = 3,9358$	0,0000**
$\Delta DAX30$	$F(11,3993) = 1,3508$	0,1896	$F(11,4004) = 6,6135$	0,0000**
$\Delta DJIA, FTSE100, \Delta CAC40, DAX30$	$F(44,3993) = 9,5498$	0,0000**		

Źródło: obliczenia własne.

Jeżeli wszystkie parametry przy przyszłych wartościach zmiennej y są istotnie różne od zera (a przyszłość nie wpływa na przeszłość), wówczas interpretujemy ten wynik jako wpływ zmiennej x na zmienną y , czyli uznajemy, że x jest przyczyną dla y w sensie Grangera. Do testowania łącznej istotności pominiętych zmiennych, w tym przypadku zmiennych z wyprzedzeniem czasowym ($t + i$) użyto takiej samej statystyki F Walda jak w teście Grangera. Wartości testów dla par zmiennych podano w tab. 2.

5. Wnioski

Wyniki badania wskazują na istnienie powiązań między giełdą w Warszawie a analizowanymi centrami finansowymi. Powiązania te wyrażają się w istotnym wpływie zmian wartości indeksów giełdy amerykańskiej (DJIA), brytyjskiej (FTSE100), francuskiej (CAC40) i niemieckiej (DAX30) na zmiany wartości indeksu

rynku polskiego (WIG20). W przypadku wpływu indeksu giełdy niemieckiej (DAX30) przeprowadzone testy dają rozbieżne wnioski. Test przyczynowości Grangera wykazuje nieistotność parametrów przy zmiennej DAX30. Oznacza to, zgodnie z podaną definicją przyczynowości, iż zmiany indeksu DAX30 nie są przyczyną zmian indeksu WIG20 w sensie Grangera. Wyniki testu Simsa-GMD wskazują na istnienie przyczynowości w sensie Grangera pomiędzy tymi rynkami.

W powiązaniach pomiędzy pozostałymi rynkami (rynkem amerykańskim, brytyjskim i francuskim) a giełdą w Warszawie oba testy wskazują na istnienie przyczynowości w sensie Grangera, co oznacza, iż zmiany wartości indeksów analizowanych rynków kapitałowych mają istotny wpływ na kształtowanie się wartości indeksu giełdy w Warszawie.

Nie można jednoznacznie stwierdzić, który z użytych testów jest lepszy. Jak stwierdzają⁷ Charemza i Deadman [1997a; 1997b], eksperymenty Monte Carlo wskazują na przewagę testu Grangera. Zastosowanie testu Simsa-GMD powoduje też utratę stopni, związaną z konstrukcją wyprzedzeń w modelu, co wpływa na dokładność oszacowania modelu. Uznając wynik testu Grangera za poprawniejszy, należy zastanowić nad tym, dlaczego giełda niemiecka nie jest przyczyną w sensie Grangera zmian wartości indeksu WIG20. Test Grangera w przypadku indeksu DAX30 wskazuje na brak postrzegania przez inwestorów na rynku w Warszawie wydarzeń na rynku niemieckim jako „wyznacznika” kierunku, w którym podążać będą rynki kapitałowe. Powodów, dla których giełda niemiecka mimo bliskości geograficznej i niewątpliwie silnych związków gospodarczych postrzegana byłaby na giełdzie w Warszawie dość marginalnie, należałoby upatrywać w tradycyjnym i ugruntowanym psychologicznie przekonaniu wielu inwestorów o większym wpływie wydarzeń na giełdzie w Londynie na rynki europejskie od wpływu giełdy niemieckiej. Drugim powodem takiego postrzegania giełdy niemieckiej mogłoby być powołanie rynku Euronext, zbudowanego głównie wokół giełdy w Paryżu. Giełda niemiecka, pozostając poza silnymi strategicznymi aliansami giełd europejskich, pomimo swej znacznej kapitalizacji, zaczyna, w opinii europejskich inwestorów, ulegać marginalizacji. Wydaje się, iż współpraca giełdy niemieckiej z giełdami irlandzką i austriacką to zbyt mało, by ustanowić silny europejski rynek giełdowy. Pewnym zaskoczeniem był większy wpływ giełdy francuskiej od wpływu giełdy niemieckiej na rynek polski. Wpływ ten najprawdopodobniej wywołany jest powołaniem w 2000 r. rynku Euronext. O sile Euronextu, którego głównym udziałowcem jest giełda w Paryżu, świadczy m.in. kapitalizacja tego rynku, wynosząca na koniec 2003 r. 1 646 mld euro, co w porównaniu z kapitalizacją giełdy niemieckiej na poziomie 855 mld euro wskazuje na niemal dwukrotnie silniejszą pozycję Euronextu.

Metoda badawcza nie daje wprost informacji o sile związku pomiędzy poszczególnymi rynkami kapitałowymi. Autorzy zdecydowali o wykorzystaniu wartości testu Walda F (dla testu Grangera) do uporządkowania siły wpływu poszczegól-

⁷ Powołując się na Guilkeya i Salemięgo (1982).

nych zmiennych (indeksów) na wyjaśnianie zmian w zmiennej objaśnianej (indeksu WIG20). Test Walda F mierzy wpływ dołączanej do równania pierwotnego zmiennej na zwiększenie zdolności objaśniającej modelu. Im większa różnica między wartościami współczynników R^2 , tym większa wartość statystyki. W dużym przybliżeniu można więc interpretować uporządkowane wartości statystyki Walda F jako kryterium porządkujące siłę wpływu wybranego indeksu giełdowego na wyjaśnianie zmian indeksu WIG20. Wartości statystyki Walda F przedstawiono w tab. 2. Najwyższe wartości statystyki Walda F ma indeks Dow Jonesa (DJIA), następnie indeks giełdy francuskiej (CAC40) i indeks giełdy w Londynie (FTSE100). Przedstawione wyniki sugerują, że na wyjaśnianie zachowania się indeksu WIG20 największy wpływ ma indeks DJIA. Wynik ten nie budzi większych wątpliwości i jest zgodny z panującą powszechnie opinią o największym wpływie nastrojów panujących na amerykańskim rynku kapitałowym na większość światowych giełd. Zarówno kapitalizacja oraz obroty, jak i tradycyjnie silna psychologicznie pozycja wartości notowań indeksu amerykańskiego powodują, że wynik ten można uznać za wiarygodny.

Literatura

- Charemza W.W., Deadman, D.F., *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997a.
- Charemza W.W., Deadman D.F., *New Directions in Econometric Practice*, Edward Elgar, 1997b.
- DeJong D.N., Nankervis J.C., Savin N.E., Whiteman Ch.H., *Integration versus Trend Stationarity in Time Series*, „Econometrica” 1992a, 60, nr 2, s. 423-433.
- DeJong D.N., Nankervis J.C., Savin N.E., Whiteman Ch.H., *The Power Problems of Unit Root Tests in Time Series with Autoregressive Errors*, „Journal of Econometrics” 1992b, 53, s. 323-343.
- Dickey D.A., Fuller W.A., *Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, „Journal of the American Statistical Association” 1979, 74, s. 427-431.
- Dickey D.A., Fuller W.A., *Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, „Econometrica” 1981, 49, s. 1057-1072.
- Jeon B.N., Chiang T.C., *A System of Stock Prices in World Stock Exchanges: Common Stochastic Trends for 1975-1990?*, „Journal of Economic and Business” 43, 1991, s. 329-338.
- Kasa K., *Common Stochastic Trends in International Stock Markets*, „Journal of Monetary Economics” 1992, 29, s. 95-124.
- Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P., Shin Y., *Testing for Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root*, „Journal of Econometrics” 1992, 54, s. 159-178.

- Mills T., *The Econometric Modeling of Financial Series*, Cambridge University Press, Cambridge 1993.
- Phillips P.C.B., *Time Series Regression with a Unit Root*, „Econometrica” 1987, 55, s. 277-301.
- Phillips P.C.B., Perron P., *Testing for Unit Roots in Time Series Regression*, „Biometrika” 1988, 75, s. 335-346.
- Said S.E., Dickey D.A., *Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order*, „Biometrika” 1984, 71, s. 599-607
- Said S.E., Dickey D.A., *Hypothesis Testing in ARIMA(p,1,q) Models*, „Journal of the American Statistical Association” 1985, 80, nr 390, s. 369-374.

TESTING OF GRANGER CAUSALITY ON SELECTED CAPITAL MARKETS

Summary

This paper presents results of the analysis of the potential influence that changes in the DJIA, FTSE100, CAC40 and DAX30 stock market indices can have on the changes in value of polish stock market index WIG20. The results show the dependence of the WIG20 index on the value of DJIA, FTSE100, CAC40 and DAX30. Dependence was considered in accordance with the Granger causality definition. The Granger and Sims-GMW tests were used in the analysis. The analysis was done using daily open and close values of indices under consideration from 1996 till 2003.