

p-ISSN 2300-4088
e-ISSN 2391-5951

Progress in Economic Sciences

**Czasopismo Naukowe Instytutu Ekonomicznego
Państwowej Wyższej Szkoły Zawodowej im. Stanisława Staszica
w Pile**

Nr 4 (2017)

RADA NAUKOWA

Ismail Aktar, Yalova University, Turcja

Lidia Antoshkina, Berdiansk University of Management and Business, Ukraina

Peter Čajka, Matej Bel University, Słowacja

Marek Chrzanowski, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie Polska

Andrzej Czyżewski, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Polska

Dan Danuletiu, "1 Decembrie 1918" University in Alba Iulia, Rumunia

Jolanta Drożdż, Lietuvos agrarinės ekonomikos institutas, Litwa

Wojciech Drożdż, Uniwersytet Szczeciński, Polska

Mariola Dźwigoł-Barosz, Politechnika Śląska, Polska

Camelia M. Gheorghe, Romanian-American University Bucharest, Rumunia

Alexandru Ionescu, Romanian-American University Bucharest, Rumunia

Sergij Ivanov, Prydniprowska Państwowa Akademia Budownictwa i Architektury, Ukraina

Ana Jurcic, John Naisbitt University Belgrade, Serbia

Branislav Kováčik, Matej Bel University, Słowacja

Grażyna Krzyminiewska, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu Polska

Oleksandr Melnychenko, Uniwersytet Bankowy w Kijowie, Ukraina

Donat Jerzy Mierzejewski, Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa im. Stanisława Staszica w Pile, Polska

Dragan Mihajlovic, John Naisbitt University Belgrade, Serbia

Algirdas Miškinis, Vilnius University, Litwa

Radosław Miśkiewicz, Luma Investment S.A., Łaziska Górne, Polska

Ranka Mitrovic, John Naisbitt University Belgrade, Serbia

Elvira Nica, The Academy of Economic Studies Bucharest, Rumunia

Peter Ondria, Danubius University, Słowacja

Kazimierz Pająk, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Polska

Ionela Gavriła Paven, "1 Decembrie 1918" University in Alba Iulia, Rumunia

Marian Podstawka, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, Polska

Maria Popa, "1 Decembrie 1918" University in Alba Iulia, Rumunia

Gheoghe H. Popescu, Dimitrie Cantemir University Bucharest, Rumunia

Tadeusz Stryjakiewicz, Uniwersytet Adama Mickiewicza w Poznaniu, Polska

Andrzej Wiatrak, Uniwersytet Warszawski, Polska

KOMITET REDAKCYJNY

Redaktor naczelny

Jan Polcyn, Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa im. Stanisława Staszica w Pile, Polska

Sekretarz redakcji

Michał Bania, Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa im. Stanisława Staszica w Pile, Polska

Redaktorzy

Paweł Błaszczyk, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Polska

Agnieszka Brelik, Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie, Polska

Bazyli Czyżewski, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Polska

Krzysztof Firlej, Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, Polska

Anna Hnatyszyn-Dzikowska, Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu, Polska

Grzegorz Kinelski, Stowarzyszenie na rzecz Gospodarki Energetycznej Polski, IAEE, Polska

Joanna Kryza, Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa im. Stanisława Staszica w Pile, Polska

Emilia Lewicka-Kalka, Dolnośląska Szkoła Wyższa, Polska
Sebastian Stępień, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Polska
Anna Turczak, Zachodniopomorska Szkoła Biznesu w Szczecinie, Polska
Zofia Wyszowska, Uniwersytet Technologiczno-Przyrodniczy im. J.J. Śniadeckich w Bydgoszczy, Polska

Redaktorzy tematyczni

Wawrzyniec Czubak, Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu, Polska
Iulian Dobra, "1 Decembrie 1918" University in Alba Iulia, Rumunia
Silvia Maican, "1 Decembrie 1918" University in Alba Iulia, Rumunia
Andreea Muntean, "1 Decembrie 1918" University in Alba Iulia, Rumunia
Eugeniusz Wszołkowski, Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa im. Stanisława Staszica w Pile

Redaktor statystyczny

Grzegorz Przekota, Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa im. Stanisława Staszica w Pile

Redaktorzy językowi

Lyn James Atterbury, Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa im. Stanisława Staszica w Pile, Polska
Ludmiła Jeżewska, Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa im. Stanisława Staszica w Pile, Polska
Marek Kulec, Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa im. Stanisława Staszica w Pile, Polska

ZESPÓŁ RECENZENTÓW

Madalina Balau, Universitatea Danubius Galati, Rumunia
Piotr Bórawski, Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie
Elena Druica, University of Bucharest, Rumunia
Anna Dziadkiewicz, Uniwersytet Gdański
Barbara Fura, Uniwersytet Rzeszowski
Agnieszka Głodowska, Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie
Justyna Góral, Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – PIB w Warszawie
Brygida Klemens, Politechnika Opolska
Andrzej Klimczuk, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie
Patrycja Kowalczyk-Rólczyńska, Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu
Olive McCarthy, University College Cork, Irlandia
Anna Maria Moisello, University of Pavia, Włochy
Michał Moszyński, Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu
Aklilu Nigussie, Ethiopian Institutes of Agricultural Research, Etiopia
Jarosław Olejniczak, Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu
Grzegorz Paluszak, Uniwersytet Warszawski
Arkadiusz Piwowar, Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu
Beata Przyborowska, Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu
Diana Rokita-Poskart, Politechnika Opolska
Oksana Ruzha, Daugavpils University, Litwa
Joanna Smoluk-Sikorska, Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu
Marzena Szewczuk-Stępień, Politechnika Opolska
Mirosława Szewczyk, Politechnika Opolska
Piotr Szukalski, Uniwersytet Łódzki
Joanna Wiśniewska-Paluszak, Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu

Wersja elektroniczna czasopisma jest wersją pierwotną.



© Copyright by Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa
im. Stanisława Staszica w Piła

Piła 2017

p-ISSN 2300-4088

e-ISSN 2391-5951

Projekt realizowany
z Narodowym Bankiem Polskim
w ramach programu edukacji ekonomicznej



Poglądy autorów publikacji nie mogą być utożsamiane ze stanowiskiem
Narodowego Banku Polskiego.

Publikacja współfinansowana przez



Adres Redakcji: Instytut Ekonomiczny
Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa
im. Stanisława Staszica w Piła
ul. Podchorążych 10
64-920 Piła
tel. (067) 352 26 11
<http://pes.pwsz.pila.pl>
pne@pwsz.pila.pl

Czasopismo jest indeksowane w następujących bazach:
BazEcon, BazHum, CEJSH, DOAJ, Index Copernicus, ERIH Plus

Przygotowanie i druk:
KUNKE POLIGRAFIA, Inowrocław

Spis treści

ARTYKUŁY

Andrzej CZYŻEWSKI, Joanna STROŃSKA-ZIEMANN , Determinanty zmian w rolnictwie i na obszarach wiejskich w podregionie piłskim w świetle analizy czynnikowej.....	11
Marcin BORUTA , Gerontechnologia jako narzędzie w procesie zaspokajania potrzeb mieszkaniowych seniorów.....	25
Ryszard DZIEKAN, Magdalena KONIECZNY , Wykształcenie konsumentów żywności ekologicznej z województwa podkarpackiego a czynniki wpływające na jej zakup	37
Łukasz KRYSZAK, Jakub STANISZEWSKI , Czy mieszkając na wsi warto się kształcić? Kapitał ludzki jako determinanta dochodów na wsi i w mieście	51
Piotr KUŁYK, Łukasz AUGUSTOWSKI , Rozwój regionalny w kierunku trwale równoważonej gospodarki niskoemisyjnej	69
Milda Maria BURZAŁA , Synchronizacja aktywności gospodarczej Polski i Niemiec. Kilka uwag na temat przyczynowości.....	85
Joanna NUCIŃSKA , Uwarunkowania pomiaru efektywności finansowania edukacji – zarys problemu	103
Silvia Ștefania MAICAN, Ionela GAVRILĂ-PAVEN, Carmen Adina PAȘTIU , Skuteczna komunikacja i lepsze wyniki edukacyjne dla studentów specjalizacji ekonomicznych.....	119
Agnieszka POCZTA-WAJDA, Agnieszka SAPA , Paradygmat rozwoju zrównoważonego – ujęcie krytyczne	131
Grzegorz PRZEKOTA , Cenowe konsekwencje zróżnicowania rozwoju regionalnego w Polsce	143
Rafał KLÓSKA , Rozwój zrównoważony regionów w Polsce w ujęciu statystycznym	159
Zuzanna RATAJ, Katarzyna SUSZYŃSKA , Znaczenie społecznego budownictwa mieszkaniowego w zrównoważonym rozwoju	177
Dragan Ž. DJURDJEVIC, Miroslav D. STEVANOVIC , Problem wartości w postrzeganiu zrównoważonego rozwoju w międzynarodowym prawie publicznym	193

Dragica STOJANOVIC, Bojan DJORDJEVIC , Rozwój rynku węglowego i wydajności energetycznej w Republice Serbskiej	213
Biljana ILIĆ, Aleksandar MANIĆ, Dragan MIHAJLOVIĆ , Zarządzanie odnawialnymi źródłami energii i wybieranie projektów zrównoważonego rozwoju we wschodniej Serbii – metody MCDM	223
Marijana JOKSIMOVIC, Biljana GRUJIC, Dusan JOKSIMOVIC , Bezpośrednie inwestycje zagraniczne i ich wpływ na kraje rozwijające się ekonomicznie w trakcie przemian	239
Gabrijela POPOVIĆ, Dragiša STANUJKIĆ, Vesna PAŠIĆ TOMIĆ , Wybór projektu ośrodka przy użyciu programowania kompromisowego.....	247
Dragan KOSTIC, Aleksandar SIMONOVIC, Vladan STOJANOVIC , Zrównoważony rozwój regionu: przypadek Centrum Logistycznego w Pirot ...	257
Marija KERKEZ, Vladimir GAJOVIĆ, Goran PUZIĆ , Model oceny ryzyka powodzi przy użyciu rozmytego analitycznego procesu hierarchicznego	271
Katarzyna SMĘDZIK-AMBROŻY , Polityka rolna UE a zrównoważony rozwój rolnictwa w regionie wielkopolskim	283
Monika ŚPIEWAK-SZYJKA , Senior na rynku pracy	295
Sebastian STĘPIEŃ, Dawid DOBROWOLSKI , Straty i marnotrawstwo w łańcuchu dostaw żywności – propedeutyka problemu	305
Anna SZCZEPAŃSKA-PRZEKOTA , Identyfikacja wahań koniunkturalnych na rynku kontraktów terminowych na produkty rolne	317
Anna TURCZAK , Zatrudnienie w działalności badawczo-rozwojowej w wybranych krajach Unii Europejskiej i świata	333
Grzegorz KINELSKI, Kazimierz PAJĄK , Rynek konkurencyjny i źródła jego przewagi w subsektorze elektroenergetycznym	347
Agnieszka WLAZŁY , Wpływ zasobów środowiskowych na rozwój gospodarczy obszarów wiejskich na przykładzie Gminy Stare Miasto.....	361
Marta GUTH, Michał BORYCHOWSKI , Zrównoważony rozwój obszarów wiejskich w Polsce w polityce Unii Europejskiej w perspektywach finansowych na lata 2007–2013 i 2014–2020	387
Ranka MITROVIC, Ana JURCIC, Marijana JOKSIMOVIC , Wpływ bezpośrednich inwestycji zagranicznych na rozwój ekonomiczny Serbii i Polski	405
Radosław MIŚKIEWICZ , Wiedza w procesie pozyskiwania przedsiębiorstw	415
Andreea CIPRIANA MUNTEAN, Iulian BOGDAN DOBRA , Związek między satysfakcją turystów i lojalnością wobec kierunku podróży.....	433
Kodeks etyczny czasopisma „Progress in Economic Sciences”	455

Table of contents

ARTICLES

Andrzej CZYŻEWSKI, Joanna STROŃSKA-ZIEMANN , Determinants of changes in agriculture and rural areas in the Piła sub-region in the light of factor analysis	11
Marcin BORUTA , Gerontechnology in providing for the housing needs of the elderly	25
Ryszard DZIEKAN, Magdalena KONIECZNY , The education level of organic food consumers from the Podkarpackie province versus factors impacting its purchase	37
Łukasz KRYSZAK, Jakub STANISZEWSKI , Does education pay off for those living in the countryside? Human capital as a determinant of rural and urban workers' incomes	51
Piotr KUŁYK, Łukasz AUGUSTOWSKI , Regional development towards sustainable low-carbon economy	69
Milda Maria BURZAŁA , Synchronization of business activities between Poland and Germany. A few comments on causality	85
Joanna NUCIŃSKA , Conditions for measuring the efficiency of education funding: an outline of the problem	103
Silvia Ștefania MAICAN, Ionela GAVRILĂ-PAVEN, Carmen Adina PAȘTIU , Effective Communication and Improved Educational Results for Students in Economic Specializations	119
Agnieszka POCZTA-WAJDA, Agnieszka SAPA , The paradigm of sustainable development: a critical approach	131
Grzegorz PRZEKOTA , The consequences of price differentiation for regional development in Poland	143
Rafał KLÓSKA , Sustainable development of individual regions in Poland in terms of statistics	159
Zuzanna RATAJ, Katarzyna SUSZYŃSKA , The importance of social housing in sustainable development	177
Dragan Ž. DJURDJEVIC, Miroslav D. STEVANOVIC , Value problem in perception of sustainable development in international public law	193

Dragica STOJANOVIC, Bojan DJORDJEVIC, Carbon Market Development and Energy Efficiency in the Republic of Serbia	213
Biljana ILIĆ, Aleksandar MANIĆ, Dragan MIHAJLOVIĆ, Managing renewable energy resources choosing the sustainable development projects in Eastern Serbia – MCDM methods	223
Marijana JOKSIMOVIC, Biljana GRUJIC, Dusan JOKSIMOVIC, Foreign direct investment and their impact on economic development countries in transition	239
Gabrijela POPOVIĆ, Dragiša STANUJKIĆ, Vesna PAŠIĆ TOMIĆ, Resort Project Selection by Using Compromise Programming	247
Dragan KOSTIC, Aleksandar SIMONOVIC, Vladan STOJANOVIC, Sustainable development of the region: the case of Logistic Centre Pirot	257
Marija KERKEZ, Vladimir GAJOVIĆ, Goran PUZIĆ, Flood risk assessment model using the fuzzy analytic hierarchy process	271
Katarzyna SMĘDZIK-AMBROŻY, The European Union’s (EU) agricultural policy and the sustainable development of agriculture in the Wielkopolska region	283
Monika ŚPIEWAK-SZYJKA, The elderly on the labour market	295
Sebastian STĘPIEŃ, Dawid DOBROWOLSKI, Loss and waste in the food supply chain: an introduction to the problem	305
Anna SZCZEPAŃSKA-PRZEKOTA, Fluctuations in the futures market for agricultural products	317
Anna TURCZAK, Employment in the research and development sector in selected countries of the European Union and the world	333
Grzegorz KINELSKI, Kazimierz PAJAŁ, Competitive market and sources of its advantages in the electric energy subsector	347
Agnieszka WLAZŁY, The impact of environmental resources on the economic development of rural areas using the example of the Stare Miasto municipality	361
Marta GUTH, Michał BORYCHOWSKI, Sustainable development of rural areas in Poland in the European Union policy and the financial perspectives for 2007–2013 and 2014–2020	387
Ranka MITROVIC, Ana JURCIC, Marijana JOKSIMOVIC, Impact of FDI on the Economic Development of Serbia and Poland	405
Radosław MIŚKIEWICZ, Knowledge in the process of enterprise acquisition	415
Andreea CIPRIANA MUNTEAN, Iulian BOGDAN DOBRA, Considerations regarding relationship between tourists satisfaction and destination loyalty ..	433
‘Progress in Economic Sciences’ – Code of Ethics	461

Milda Maria BURZAŁA*

Synchronizacja aktywności gospodarczej Polski i Niemiec. Kilka uwag na temat przyczynowości

Wprowadzenie

Synchronizacja aktywności gospodarczej Polski z aktywnością gospodarczą innych krajów Unii Europejskiej, w szczególności krajów strefy euro, to w ostatnich latach przedmiot badań wielu autorów [m.in. Skrzypczyński 2008, Konopczak 2013, Kotliński, Warżała 2013, Pietrzak 2014, Beck 2016, Osińska i in. 2016]. Kompleksowe porównanie aktywności gospodarczej Polski z aktywnością gospodarczą innych krajów europejskich przy wykorzystaniu analizy falkowej przeprowadziła Bruzda [2009, 2011].

Zainteresowanie tematem jest konsekwencją dyskusji nad przyszłością wspólnego systemu walutowego, przebiegiem procesów konwergencji i dywergencji cykli koniunkturalnych w Europie Środkowo-Wschodniej i Zachodniej oraz skuteczności działań w celu zapewnienia stabilności systemu ekonomicznego i finansowego w Europie. Przyjmuje się, że rosnąca synchronizacja przebiegu cykli koniunkturalnych jest dowodem skuteczności polityki europejskiej. Autorka uważa, że wniosek o skuteczności polityki europejskiej stawiany na podstawie wysokiej synchronizacji aktywności gospodarczej jest zbyt silny. Synchronizacja to efekt w głównej mierze powiązań realnych badanych krajów realizujących się głównie poprzez handel międzynarodowy. Ocena stopnia synchronizacji aktywności gospodarczej oznacza przede wszystkim ocenę bezpośrednich i jednoczesnych powiązań gospodarczych krajów partnerskich. Polityka europejska ma z pewnością swój udział w zwiększaniu stopnia synchronizacji zmian gospodarczych, ale czy decydujący? Powstaje też pytanie, czy w warunkach silnej integracji ekonomicznej jest jeszcze miejsce na krajową politykę stabilizacji gospodarczej w przypadku kryzysu gospodarczego. Dla Polski największym partnerem handlowym są Niemcy.

Celem artykułu jest nie tylko ocena stopnia synchronizacji aktywności gospodarczej obu krajów. Podjęto też próbę ustalenia kierunku przesyłania

* Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa im. Stanisława Staszica w Pile

impulsów gospodarczych. Teoretycznie bowiem można założyć, że wystąpienie impulsów kryzysowych w kraju silniejszym pod względem ekonomicznym powinno być przyczyną obniżenia aktywności gospodarczej w kraju partnerskim. Występujące opóźnienia w czasie przy przesyłaniu impulsów ekonomicznych mogą też być konsekwencją powiązań gospodarczych partnera handlowego z innymi partnerami (tzw. pośrednie efekty powiązań). W szczególnym przypadku mogą to być efekty transmisji wykraczające poza powiązania fundamentalne (m.in. efekty behawioralne czy polityczne). Niepożądane efekty pośrednie ze względu na istniejące opóźnienie czasowe można minimalizować prowadząc odpowiednią politykę krajową.

Z powyższych rozważań wynika, że efektem synchronizacji jest współzmiennność, przyczynowość zaś dotyczy zmian aktywności przesuniętych w czasie. W literaturze przedmiotu zwraca się uwagę na wiele problemów związanych ze stosowaniem i interpretacją wyników testów przyczynowości w sensie Grangera. Mimo dużej ich popularności dość często prowadzą one do błędnego wnioskowania, które może być wynikiem nieliniowości szeregów czasowych, różnej częstości notowań, kointegracji zmiennych czy występowania tzw. trzeciej przyczyny [Maziarz 2015]. Do opracowania testu przyczynowości autora zainspirowały między innymi rozważania filozoficzne Davida Hume'a, który stał na stanowisku, że aby zmienna była przyczyną musi poprzedzać skutek, przy czym związek łączący przyczynę ze skutkiem w dwóch momentach czasu jest niedostrzegalny [Hoover 2001]. Dotychczasowe badania autorki skłaniają do zaproponowania pewnego podejścia, które pozwala na „wyraźniejsze” powiązanie przyczyny i skutku. Niedostrzegalność powiązania wynika m.in. z faktu, że każda obserwowana wartość zmiennej „skutek” jest zazwyczaj wypadkową zależności nie tylko opóźnionych ale i jednoczesnych względem zmiennej „przyczyna”. Może być jednak i tak, że zmienne cechuje duża współzmiennność na skutek wystąpienia tzw. trzeciej przyczyny i bezpośrednia zależność przyczynowo-skutkowa nie występuje. W obu przypadkach eliminacja zależności jednoczesnych powinna ułatwić badanie zależności przyczynowo-skutkowych.

W pracach większości autorów badanie synchronizacji odnosi się do analizy cykli koniunkturalnych ustalonych w efekcie dekompozycji szeregów czasowych charakteryzujących aktywność gospodarczą. Zazwyczaj wykorzystuje się w tym celu filtry pasmowo-przepustowe (*band-pass filter*) stanowiące połączenie filtrów dolno- i górnoprzepustowych, które oczyszczają szereg wejściowy odpowiednio z wahań o wysokich częstotliwościach (szumy losowe) i niskich częstotliwościach (trend). Przykładem jest m.in. filtr Hodricka-Prescotta, Baxtera-Kinga czy Christiano-Fitzgeralda. Ponieważ każda dekompozycja niesie za sobą niebezpieczeństwo nadmiernego lub niepełnego oczyszczenia szeregu czasowego z niepożądanych wahań, a przebieg cyklu zależy od stosowanych filtrów, autorka skłania się do analizy empirycznych rocznych stóp wzrostu,

które reprezentują aktywność gospodarczą bez podziału na trend i cykl koniunkturalny.

W artykule weryfikowana jest hipoteza o dominującym wpływie bezpośrednich powiązań gospodarki polskiej i niemieckiej i tym samym znaczna synchronizacja aktywności gospodarczej. Ewentualne skutki pośrednie, które realizują się w danym kraju z opóźnieniem teoretycznie powinny napływać ze strony gospodarki silniejszej, tzn. z Niemiec do Polski. Prace wspomnianych na wstępie autorów podkreślają wyprzedzające zmiany polskiej aktywności gospodarczej. W prezentowanych badaniach podjęto próbę kwantyfikacji relacji partnerów handlowych realizowanych jednocześnie oraz z pewnym opóźnieniem.

Wprowadzony podział na aktywność gospodarczą wyjaśnianą przez zależności bezpośrednie i pośrednie w końcowym efekcie pozwoli ocenić stopień specyficznej aktywności danego kraju nie powiązanej z aktywnością partnera.

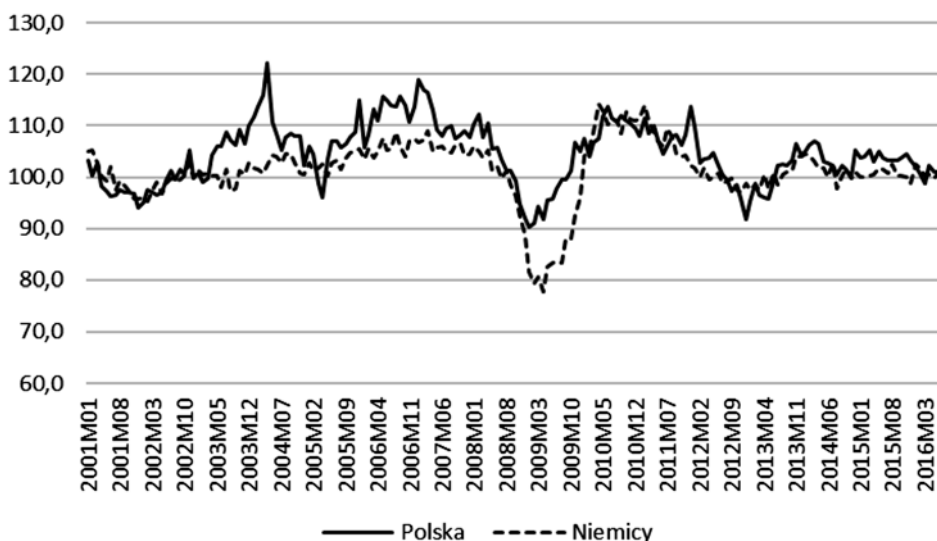
Z punktu widzenia metod badawczych rozważana jest przydatność w tego typu analizach testów przyczynowości dla zależności liniowych i nieliniowych oraz analizy kospektralnej. Proponowane podejście jest kontynuacją wcześniejszych propozycji autorki w zakresie badania zależności rynków kapitałowych i procesów zarażania.

W punkcie pierwszym artykułu omówiono dane empiryczne charakteryzujące aktywność gospodarczą Polski i Niemiec oraz wyniki testów stacjonarności, w punkcie drugim przedstawiono wykorzystane testy przyczynowości, w punkcie 3 – możliwości analizy kospektralnej. Dyskusję uzyskanych wyników zawiera punkt 4. Artykuł kończy podsumowanie oraz wykaz wykorzystanych publikacji.

1. Dane reprezentujące aktywność gospodarczą Polski i Niemiec

W przeprowadzonych badaniach empirycznych aktywność gospodarczą reprezentowały rejestrowane miesięcznie od stycznia 2001 roku do lipca 2016 roku roczne indeksy produkcji sprzedanej przemysłu ogółem, oczyszczone z wahań sezonowych i kalendarzowych (Rysunek 1). Takie podejście w założeniach zgodne jest z powszechnie przyjmowaną w analizach empirycznych wzrostową definicją cyklu koniunkturalnego, a pojęcie aktywności gospodarczej odnosi się do zmian wynikających z oddziaływania łącznie czynników wzrostu i wahań koniunkturalnych. Nie bez znaczenia była też miesięczna częstotliwość notowania indeksów produkcji w porównaniu z kwartalnymi notowaniami PKB. Statystyki opisowe szeregów czasowych przedstawiono w Tabeli 1.

Rysunek 1. Szeregi czasowe indeksów produkcji przemysłowej (styczeń 2001 – lipiec 2016)



Źródło: Obliczenia własne na podstawie indeksów o stałej podstawie (2010=100) z bazy Eurostatu.

Tabela 1. Statystyki opisowe rejestrowanych miesięcznie rocznych indeksów produkcji przemysłowej (187 obserwacji)

Statystyki	Niemcy	Polska
Średnia	101,30	104,48
Mediana	101,44	104,41
Odchylenie standardowe	6,02	6,00
Wariancja próbki	36,22	36,00
Kurtoza	3,71	-0,25
Skośność	-1,35	0,08
Zakres	36,36	31,90
Minimum	77,89	90,23
Maksimum	114,25	122,13

Źródło: Opracowanie własne.

Średnia stopa wzrostu produkcji w badanym okresie była wyższa w Polsce niż w Niemczech przy podobnym odchyleniu standardowym. Niższy zakres zmienności wynika z większej różnicy minimalnych niż maksymalnych stóp wzrostu (w Niemczech na poziomie $-22,1\%$, w Polsce $-9,8\%$), co stanowi odzwierciedlenie głębokości ostatniego kryzysu gospodarczego w 2008 roku. Rozkład niemieckich stóp wzrostu charakteryzuje dodatnia kurtoza i szczytowość wyższa od rozkładu normalnego oraz ujemna skośność. Oznacza, że

stopy wzrostu wyższe niż średnia występowały częściej niż stopy wzrostu niższe od średniej. Takie zachowanie charakterystyczne jest dla współczesnej gospodarki z dłuższym okresem wzrostów niż spadków. Szereg polskich stóp wzrostu charakteryzuje niewielka skośność prawostronna i nieco silniejsze spłaszczenie rozkładu w porównaniu z rozkładem normalnym.

Przeprowadzony test stacjonarności ADF pozwolił na odrzucenie hipotezy zerowej o występowaniu pierwiastka jednostkowego w przypadku obu szeregów czasowych.

W modelu z wyrazem wolnym $\Delta y_t = a_0 + \delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$ istotnie ujemny parametr d w przypadku Niemiec oszacowano na poziomie $-4,16$ (wartość $p = 0,0008$, przy włączonym opóźnieniu czwartego rzędu dla zmiennej objaśnianej ze względu na autokorelację składnika losowego), w przypadku Polski $-3,17$ (wartość $p = 0,02$, bez włączania istotnych opóźnień zmiennej objaśnianej).

2. Testy przyczynowości

Na potrzeby prowadzonych badań powszechnie używa się definicji przyczynowości Grangera [1969]. Przyjmuje się, że indeks x_t jest przyczyną zmian indeksu y_t , w sensie Grangera, jeżeli bieżące wartości y_t można prognozować z większą dokładnością przy użyciu przeszłych wartości x_t niż bez nich, przy niezmienionej pozostałej informacji. W polskiej literaturze temat przyczynowości szerzej omawiany jest m.in. przez Charemę i Deadmana [1997], Orzeszko, Osińską [2007], Osińską [2008, 2011] i Syczewską, Struzik [2014]. W przedstawionych dalej analizach empirycznych wykorzystano, zaproponowaną przez Sargenta [1976], bezpośrednią modyfikację pierwotnego testu Grangera.

Równanie dla indeksów produkcji przemysłowej y_t , w modelu VAR, opisującym związki między indeksami y_t i x_t reprezentuje zależność:

$$(1) \quad \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{11,1} & \phi_{12,1} \\ \phi_{21,1} & \phi_{22,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \phi_{11,k} & \phi_{12,k} \\ \phi_{21,k} & \phi_{22,k} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-k} \\ x_{t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{xt} \end{bmatrix}.$$

Jeżeli $\phi_{12,1} = \phi_{12,2} = \dots = \phi_{12,k} = 0$, to w świetle podanej definicji, x_t nie jest przyczyną zmian y_t . Zakładamy, że model pozwala uwzględnić całą informację dotyczącą badanej zależności. Pojęcie „całej informacji” jest dość ogólne i zależy od badacza, jaką informację przyjmie on w modelu za wystarczającą. Dotyczy to, w szczególności, uwzględnionych w modelu opóźnień.

Formalnie testowanie hipotezy zerowej można przeprowadzić z wykorzystaniem statystyki F , która porównuje sumę kwadratów w modelu z restrykcjami zerowymi nałożonymi na parametry z sumą kwadratów w modelu bez restrykcji.

Z wykorzystaniem modelu VAR można testować jedynie przyczynowość dla zależności liniowych. W badaniach ekonomicznych czy finansowych bardzo często występują zależności nieliniowe. W takich przypadkach powyższy test nie spełnia swojej roli a hipoteza zerowa o braku przyczynowości często nie jest odrzucana.

Test dla zależności nieliniowych oparty też na definicji Grangera zaproponowali Hiemstra i Jones [1994]. Wykorzystuje on wcześniejszą koncepcję Baeka i Brocka [1992] polegającą na odwołaniu się do pojęcia całki korelacyjnej będącej prawdopodobieństwem zdarzenia, że dwie realizacje wektora losowego oddalone są od siebie o nie więcej niż ε . W teście proponuje się wykorzystywać reszty z modelu VAR, które są oczyszczone z zależności liniowych. Diks i Panchenko [2005, 2006] w swoich badaniach zwracają uwagę, że test Hiemstra i Jonesa zbyt często wskazuje na odrzucenie hipotezy zerowej o braku przyczynowości i proponują wprowadzenie modyfikacji testu. Dokładne wyprowadzenie statystyk znaleźć można w pracy autorów. Ogólnie przy założeniu ścisłej stacjonarności procesów X i Y i oznaczeniu wektora losowego $(X_t, Y_t, Y_{t+1}) = X, Y, Z$, hipoteza zerowa o braku przyczynowości oznacza, że rozkład warunkowy procesu Z względem X i Y jest taki sam jak Z względem samego Y . Przy prawdziwości hipotezy zerowej

$$(2) \quad E \left[\left(\frac{f_{X,Y,Z}(X,Y,Z)}{f_Y(Y)} - \frac{f_{X,Y}(X,Y)}{f_Y(Y)} \frac{f_{Y,Z}(Y,Z)}{f_Y(Y)} \right) g(X,Y,Z) \right] = 0,$$

przy czym łączny rozkład i rozkłady brzegowe związane są zależnością:

$$f_{X,Y,Z}(X,Y,Z) / f_{X,Y}(X,Y) = f_{Y,Z}(Y,Z) / f_Y(Y).$$

Jeśli przyjmiemy, że dodatnia funkcja wagowa $g(X,Y,Z) = f_Y^2(Y)$ to wyrażenie w nawiasie upraszcza się do postaci:

$$(3) \quad q = E[f_{X,Y,Z}(X,Y,Z) \cdot f_Y(Y) - f_{X,Y}(X,Y) \cdot f_{Y,Z}(Y,Z)].$$

Standaryzacja wartości oczekiwanej q prowadzi do statystyki, która ma znormalizowany rozkład normalny. Hipotezę zerową odrzucamy, gdy statystyka testu i tym samym różnica q jest duża. Na potrzeby artykułu do przeprowadzenia testu wykorzystano skrypt dostępny na stronie autora (PANCHENKO).

3. Wybrane możliwości analizy spektralnej i kospektralnej

Stosowane zazwyczaj w badaniach empirycznych testy przyczynowości w sensie Grangera wykorzystują powiązania zmiennych reprezentowane w macierzy wariancji i kowariancji do prognozowania zmiennej i weryfikują

w istocie następstwa przyczyn, których nie znamy. Wniknięcie w strukturę tych powiązań umożliwiła analiza spektralna i kospektralna. Stąd wydaje się, że może ona z powodzeniem uzupełniać lub czasami zastępować stosowanie testów przyczynowości. Już w roku 1807 Jean Baptiste Fourier wykazał, że każdy szereg czasowy można przedstawić w postaci harmonicznie powiązanych ze sobą sinusoid, które reprezentują różne sygnały okresowe. Każdy szereg tzn. w szczególnym przypadku również szereg niestacjonarny. Konsekwencją niestacjonarności będzie tłumienie wahań wysokich częstości (krótkookresowych) przez wahaniami niskich częstości (długookresowych wynikających z trendów deterministycznych czy losowych). W analizie spektralnej i kospektralnej transformata Fouriera pozwala zdekomponować wariancję czy kowariancję szeregu na poszczególne składowe. Powiązania poszczególnych składowych dla dwóch badanych szeregów czasowych mogą być jednoczesne lub opóźnione/wyprzedzające. Tę własność wykorzystano do rozróżnienia wzajemnych powiązań rynków finansowych (zależności jednoczesne) oraz efektów zarażania rynków (zależności opóźnione) [Burzała 2014, 2016]. Tym razem możliwości analizy kospektralnej postanowiono sprawdzić w badaniach wzajemnych zależności zmiennych makroekonomicznych oraz ustaleniach kierunku przesyłania impulsów gospodarczych i badania przyczynowości w gospodarce.

Podstawową wielkością w analizie kospektralnej jest tzw. cross-spektrum. W postaci zespolonej można je zapisać jako:

$$(4) \quad S_{yx}(\omega) = c_{yx}(\omega) - iq_{yx}(\omega),$$

gdzie:

$c_{yx}(\omega)$ – co-spektrum (część rzeczywista cross-spektrum),

$q_{yx}(\omega)$ – spektrum kwadraturowe (część urojona cross-spektrum).

Podstawę dekompozycji poszczególnych rodzajów wahań na reakcje równoczesne i opóźnione (wyprzedzające) stanowi istotne przesunięcie fazowe poszczególnych składowych we wzajemnych relacjach:

$$(5) \quad \varphi_{yx}(\omega) = \arctg \left(\frac{q_{yx}(\omega)}{c_{yx}(\omega)} \right) \quad \text{dla } \omega \in [-\pi; \pi].$$

Dodatnia wartość przesunięcia fazowego informuje o wyprzedzeniu zmiennej Y przez zmienną X ; ujemna – opóźnieniu dla częstości ω . Reakcje opóźnione automatycznie wyznaczają kierunek przesyłania impulsów.

Inną ważną charakterystyką w analizie kospektralnej jest współczynnik koherencji, który stanowi miarę dopasowania R^2 w regresji zmiennej Y względem zmiennej X dla częstości ω :

$$(6) \quad K_{yx}^2(\omega) = \frac{c_{yx}(\omega)^2 + q_{yx}(\omega)^2}{S_x(\omega) \cdot S_y(\omega)}, \quad 0 \leq K_{yx}^2(\omega) \leq 1 \text{ dla } \omega \in [-\pi; \pi].$$

Croux, Forni i Reichlin (1999) zaproponowali dodatkowo wykorzystanie współczynnika korelacji:

$$(7) \quad \rho_{yx}(\omega) = \frac{c_{yx}(\omega)}{\sqrt{S_y(\omega)S_x(\omega)}}, \quad -1 \leq \rho_{yx}(\omega) \leq 1 \text{ dla } \omega \in [-\pi; \pi].$$

Kowariancję w paśmie częstości $[\omega_1, \omega_2]$ można zapisać jako $\int_{\omega_1}^{\omega_2} c_{yx}(\omega)d\omega$, natomiast wariancję – $\int_{\omega_1}^{\omega_2} S(\omega)d\omega$. Dla $\omega_1 = 0$ i $\omega_2 = \pi$ (cała dziedzina częstości) $\rho_{yx}([0, \pi]) = \rho_{xy}$ w dziedzinie czasu. W badaniach empirycznych odwrotna transformata Fouriera jest dużo rzadziej stosowana. Dla danych rejestrowanych skokowo całka sprowadza się do sumy odpowiednich składowych.

Korelacje i wariancje w poszczególnych pasmach wahań wykorzystano do ustalenia siły powiązań i przekazywanej zmienności (wariancji) w reakcjach jednoczesnych i opóźnionych (wyprzedzających). W badaniach empirycznych wykorzystuje się tylko te wyprzedzenia i opóźnienia w danej częstości, które związane są z wysoką (istotną) wartością współczynnika koherencji (dla mocno skorelowanych częstości). Dla nieistotnych współczynników koherencji nie można ustalić przedziałów ufności dla przesunięcia fazowego. Przyjęto, że powiązania w takich częstościach są efektem oddziaływania czynników losowych oraz specyficznych wahań dla danej gospodarki¹.

Estymacja podanych charakterystyk przeprowadzana jest na podstawie wygładzonych wartości spektrum i cross-spektrum. Wagi mają na celu scen-trowanie średniej wartości spektrum w przedziale otaczającym wybraną częstość². Wybór szerokości okna, M , należy do badacza. W prezentowanych analizach zastosowano wagi Bartletta i przyjęto $M=13$.

4. Wyniki badań empirycznych

Rozpoznanie w zakresie przyczynowości rozpoczęto od modelu VAR i badania zależności liniowych. W celu ustalenia opóźnień w modelu wykorzystano kryteria informacyjne. Kryterium Akaike'a (AIC) sugerowało włączenie jedynie opóźnień rzędu 1, kryterium Schwartza-Bayesiana (BIC) – opóźnień rzędu 4,

¹ Przy testowaniu istotności przesunięcia fazowego wykorzystano przedziały ufności zaproponowane przez N. R. Goodmana w 1957 roku [za: Koopmans 1995].

² Estymator funkcji spektrum nie jest estymatorem zgodnym. Jego wariancja nie maleje w miarę zwiększania liczebności próby. W celu zredukowania wariancji wygładza się periodogram kosztem utraty nieobciążoności estymatora.

natomiast kryterium Hannana-Quinna (HQC) – rzędu 9. Statystyka F i wartość p pozwalały na odrzucenie hipotezy zerowej o braku przyczynowości między zachowaniem się indeksów produkcji Polski i Niemiec z jednym wyjątkiem (brak przyczynowości zmian indeksów polskich na skutek zmian indeksów niemieckich przy opóźnieniu lag=1 – Tabela 2)³. Takie wyniki testów wskazują na przyczynowość dwustronną, nieco silniejszą ze strony gospodarki polskiej.

Tabela 2. Wyniki testu Grangera dla zależności liniowych

Lag	H ₀ : GER nie jest przyczyną POL		H ₀ : POL nie jest przyczyną GER	
	F	wartość p	F	wartość p
1	2,24	0,1363	6,09	0,0145
4	2,65	0,0348	3,34	0,0115
9	2,30	0,0184	3,19	0,0014

Źródło: Opracowanie własne.

Istotne efekty ARCH występujące w modelach sugerowały występowanie zależności nieliniowych. Stąd w drugim etapie testowano zależności nieliniowe przy wykorzystaniu testu Diksa i Panchenki. Wyniki dla opóźnień 1–6 i błędu $\varepsilon = 0,5; 1,0$ i 1.5 przedstawiono w Tabeli 3. W obliczeniach wykorzystano skrypt programowy autorów testu, który na wyjściu wyprowadza jedynie statystykę empiryczną i wartość p pozwalającą na odrzucenie hipotezy zerowej. Informacje nie umożliwiają ustalenia optymalnej wartości ε , która zależy nie tylko od wielkości próby, ale również estymatora całki korelacyjnej.

Tabela 3. Wyniki testu Diksa i Panchenki

Epsilon	H ₀ : GER nie jest przyczyną POL			H ₀ : POL nie jest przyczyną GER		
	0,5	1,0	1,5	0,5	1,0	1,5
lx=ly	Stat	Stat	Stat	Stat	Stat	Stat
1	1,76**	1,22	1,63*	2,41***	2,91***	2,48***
2	1,78**	0,60	1,25	1,21	2,88***	1,98**
3	0,92	0,58	1,13	0,39	2,16**	1,56*
4	1,38*	1,11	0,93	0,94	2,11**	1,26
5	0,80	1,24	1,11	0,31	2,04**	1,35*
6	1,22	1,48*	1,10	1,37*	2,01**	1,92**

Odrzucenie hipotezy zerowej przy poziomie istotności $\alpha = 0,1; 0,05$ i $0,01$ oznaczono odpowiednio *, ** i *** gwiazdkami.

Źródło: Opracowanie własne.

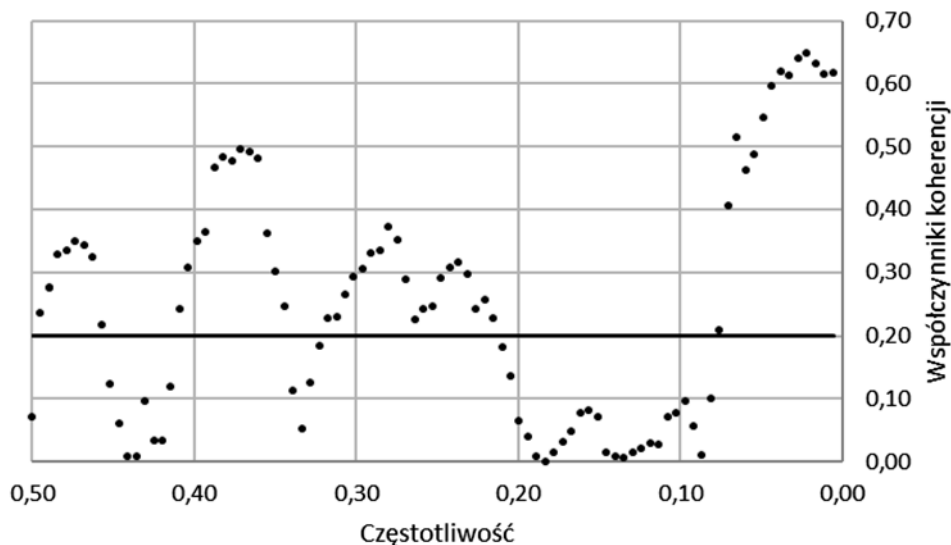
³ Autorka bardzo dziękuje prof. G. Przekocie za dyskusję nad wynikami badań w trakcie V Międzynarodowej Konferencji Naukowej „Determinanty rozwoju regionalnego”, Piła 2017.

Przedstawione w Tabeli 3 wyniki testu dla zależności nieliniowych nie dają zdecydowanego obrazu przyczynowości, dużo częściej wskazują, iż to Polska jest przyczyną zmian w Niemczech niż odwrotnie. Test przyczynowości dla zależności nieliniowych, podobnie jak test przyczynowości dla zależności liniowych odwołuje się do definicji przyczynowości Grangera i sprawdza „przydatność” przeszłych wartości testowanej „przyczyny” do prognozowania zmiennej traktowanej jako „skutek”.

Jak już wspomniano na wstępie artykułu w analizie zależności przyczynowo-skutkowych przyczyna powinna poprzedzać skutek. Problem w empirycznych badaniach polega na tym, że obserwowane empiryczne wartości zmiennej „skutek” są często wypadkową powiązań opóźnionych i jednoczesnych, tzw. współzmienności. Dość sensowne wydaje się założenie, aby przed testowaniem przyczynowości przeprowadzić dekompozycję obserwowanych wartości na efekty współzmienności i przyczynowości. Jej przeprowadzenie umożliwia m.in. analiza kospektralna. W dalszych rozważaniach współzmiennność wiążąc będziemy z synchronizacją, natomiast reakcje opóźnione z przyczynowością, transmisją impulsów ekonomicznych, finansowych czy behawioralnych. Warto podkreślić, że takie podejście jednoznacznie wskazuje na kierunek transmisji kryzysów gospodarczych.

W opisywanych dalej badaniach empirycznych przyjęto poziom istotności $\alpha = 0,01$. Stąd graniczna wartość współczynnika koherencji wynosi $K^2 = 0,2$. Oznacza to, że analiza wzajemnych zależności (synchronizacja i zależności przyczynowo-skutkowe) rozpatrywana była tylko w tych pasmach częstości, w których powiązanie składowych harmonicznych było istotne ($K^2 > 0,2$, Rysunek 2). Przyjęto, że w pozostałych pasmach zachowanie indeksów jest

Rysunek 2. Współczynniki koherencji

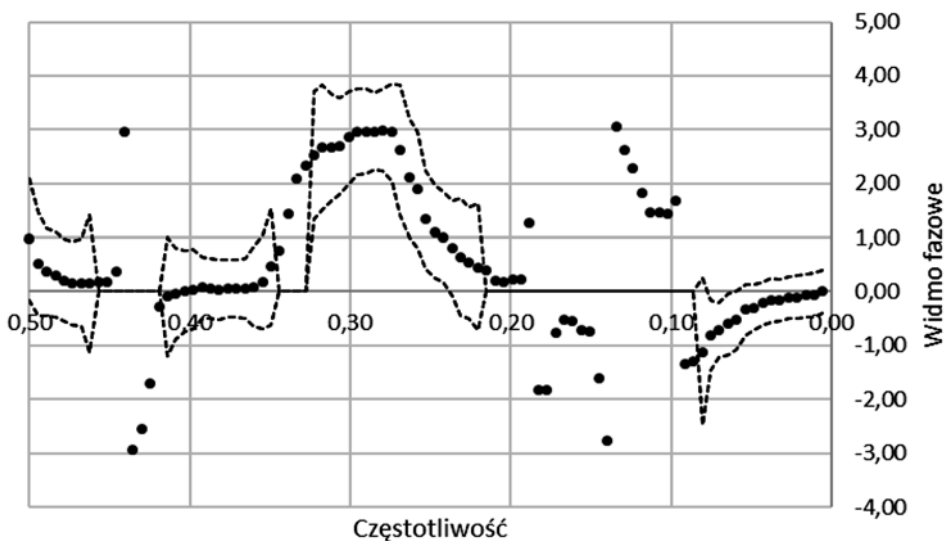


Źródło: Opracowanie własne.

efektem specyficznych cech gospodarki kraju. Dotyczyło to w głównej mierze wahań krótkookresowych 5–12 miesięcy (częstotliwości powyżej 0,08 i poniżej 0,2) oraz części wahań o częstotliwościach powyżej 0,4 (wahania krótsze niż 2,5 miesiąca).

Wykres widma fazowego na Rysunku 3 przedstawia podział częstości na te, które są związane z współzmiennością wahań w obu krajach (przedział ufności przechodzi przez 0) oraz te z istotnym przesunięciem fazowym, które mogą być podstawą analizy przyczynowości (istotnie dodatnia faza – wahania niemieckiej gospodarki wyprzedzają wahania gospodarki polskiej, istotnie ujemna świadczy o wyprzedzających zmianach w polskiej gospodarce. Na rysunku wyraźnie zaznaczono te częstości, dla których nie można ustalić przedziałów ufności. Są one związane z nieistotnymi wartościami współczynników koherencji.

Rysunek 3. Widmo fazowe z przedziałami ufności



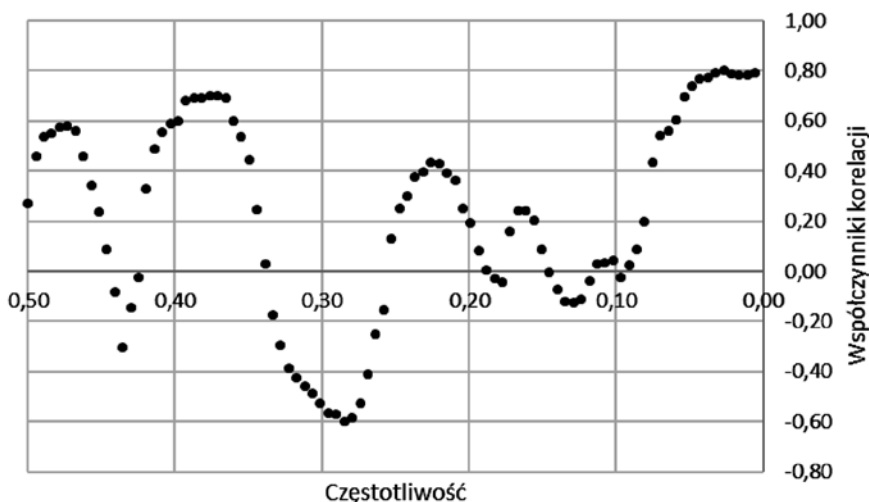
Źródło: Opracowanie własne.

Pełniejszy obraz wzajemnych relacji gospodarki polskiej i niemieckiej uzyskujemy analizując wykresy 2–4 łącznie. Na Rysunku 4 przedstawiono korelację w poszczególnych pasmach wahań.

Wyprzedzające zmiany polskiej aktywności gospodarczej (częstotliwość 0,06–0,07; korelacje 0,44–0,56) są dużo silniej powiązane z wahaniami niemieckimi, niż wyprzedzające zmiany w gospodarce niemieckiej z wahaniami polskimi (częstotliwości 0,24–0,32; korelacje ujemne od –0,39 do 0,3). Oznacza to, że istotna przyczynowość ze strony gospodarki polskiej jest silniejsza niż ze strony niemieckiej. Zachowania przyczynowo-skutkowe mają jednak bardzo niewielki udział w wyjaśnieniu wariacji rocznych indeksów wzrostu pro-

dukcji przemysłowej obu krajów. Wyprzedzające zmiany polskiej aktywności gospodarczej dotyczą tylko 3% wariacji indeksów niemieckich, przy czym korelacja indeksów w tych pasmach wynosi 0,528. Szczegółowe informacje zawiera Tabela 4.

Rysunek 4. Korelacja składowych harmonicznych Polski i Niemiec



Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 4. Zbiorcze charakterystyki z analizy kospektralnej

Wskaźnik	Niemcy	Polska
Zmiany jednoczesne		
Udział w wyjaśnianiu wariacji indeksów (w %)	93%	89%
Korelacja	0,762	
Zmiany wyprzedzające aktywność gospodarczą		
Udział w wyjaśnianiu wariacji indeksów partnera handlowego (w %)	1%	3%
Korelacja	-0,396	0,528
Powiązania nieistotne (wahania specyficzne dla gospodarki)		
Udział w wyjaśnianiu wariacji indeksów (w %)	3%	7%

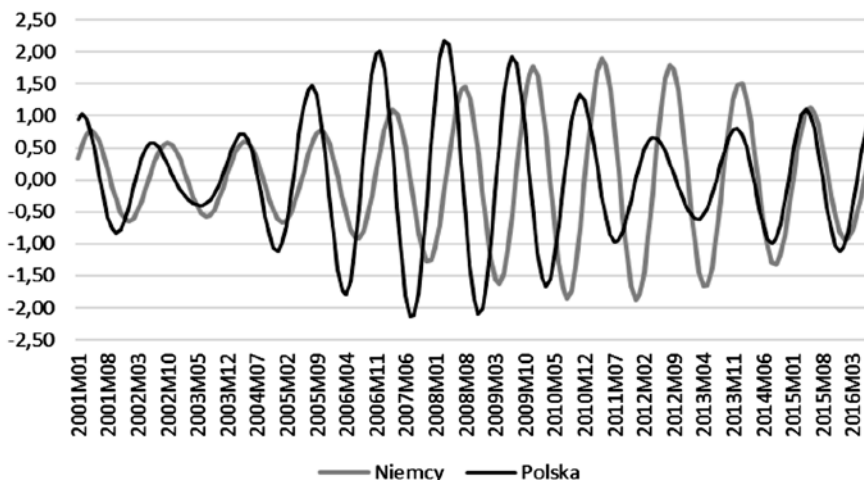
Źródło: Obliczenia własne.

Aktywność gospodarczą obu krajów cechuje przede wszystkim współzmiennność, co oznacza, że synchronizacja dotyczy 93% wariacji niemieckich indeksów produkcji i 89% wariacji indeksów polskich.

Zanotowane wyprzedzenia niemieckiej aktywności gospodarczej (względem polskiej) wahały się od 1 do 3 miesięcy, natomiast w przypadku gospodarki polskiej czas wyprzedzenia był nieco dłuższy 3–4 miesiące (Rysunek 5

i 6). Takie wyprzedzenia przyjęto w końcowym etapie badań przy testowaniu przyczynowości tylko w zakresie zmian wyprzedzających (Tabela 5 i 6).

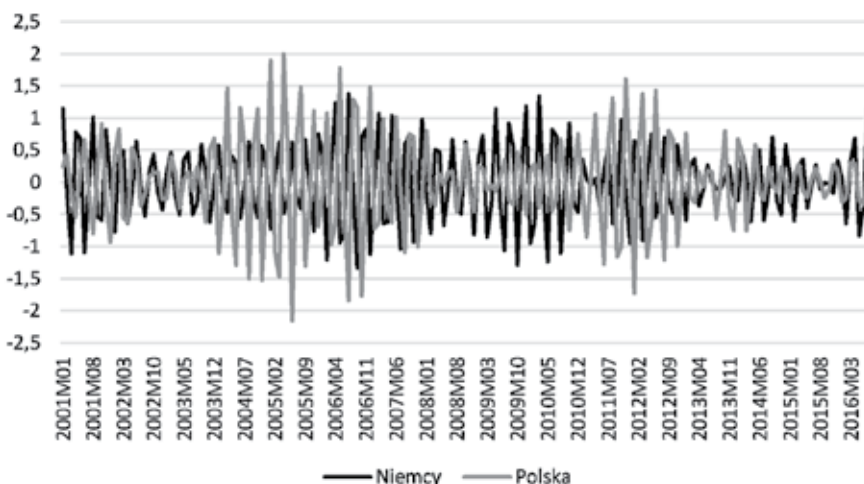
Rysunek 5. Wyprzedzające zmiany polskiej aktywności gospodarczej



Źródło: Opracowanie własne.

Wyniki testu Diksa i Panchenki nie potwierdziły jednoznacznie wniosków z analizy kospektralnej. W przypadku wyprzedzających zmian aktywności w gospodarce niemieckiej niskie statystyki empiryczne nie dawały podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku przyczynowości ze strony gospodarki niemieckiej, mimo istotnych przesunięć fazowych i tym samym opóźnień czasowych w zachowaniu się polskich indeksów produkcji (Tabela 6).

Rysunek 6. Wyprzedzające zmiany niemieckiej aktywności gospodarczej



Źródło: Opracowanie własne.

Dla wyprzedzających zmian polskiej aktywności gospodarczej hipoteza zerowa o braku przyczynowości została odrzucona w obu kierunkach. Oczekiwano jedynie przyczynowości ze strony polskiej aktywności gospodarczej. Warto jednak podkreślić pewną regularność – statystyki testu są zawsze wyższe przy odrzucaniu hipotezy zerowej o braku przyczynowości gospodarki polskiej. Jeśli weźmiemy pod uwagę niedoskonałości testu Diksa i Panchenki [Orzeszko, Osińska 2007] należy podkreślić dużą wartość poznawczą badań prowadzonych przy wykorzystaniu analizy kospektralnej. Umożliwia ona zarówno ocenę stopnia synchronizacji aktywności gospodarczej krajów partnerskich jak i jednoznaczną kwantyfikację zakresu przyczynowości oraz wskazanie kierunku przesyłania impulsów ekonomicznych. Szczegółowej analizy wymaga dobór okna wagowego i jego szerokość.

Tabela 5. Wyniki testu Diksa i Panchenki w zakresie wyprzedzających zmian gospodarki polskiej

Epsilon	H ₀ : GER nie jest przyczyną POL			H ₀ : POL nie jest przyczyną GER		
	0,5	1	1,5	0,5	1	1,5
lx=ly	Stat	stat	stat	stat	stat	Stat
1	3,58***	1,19	1,47*	4,19***	4,23***	3,85***
2	2,61***	4,02***	2,73***	2,97***	4,39***	4,16***
3	1,72**	3,17***	3,74***	2,29**	3,64***	4,45***
4	1,31*	2,55***	2,88***	1,81**	2,72***	4,21***

Odrzucenie hipotezy zerowej przy poziomie istotności $\alpha = 0,1$; 0,05 i 0,01 oznaczono odpowiednio *, ** i *** gwiazdkami.

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 6. Wyniki testu Diksa i Panchenki w zakresie wyprzedzających zmian gospodarki niemieckiej

Epsilon	H ₀ : GER nie jest przyczyną POL			H ₀ : POL nie jest przyczyną GER		
	0,5	1	1,5	0,5	1	1,5
lx=ly	Stat	stat	5Stat	stat	stat	Stat
1	0,43	0,46	0,42	1,36*	0,81	0,55
2	0,74	0,36	1,29*	0,49	1,62*	0,56
3	0,97	0,22	1,18	1,06	0,87	0,24

Odrzucenie hipotezy zerowej przy poziomie istotności $\alpha = 0,1$; 0,05 i 0,01 oznaczono odpowiednio *, ** i *** gwiazdkami.

Źródło: Obliczenia własne.

Podsumowanie

Uzyskane wyniki badań potwierdziły wysoki stopień synchronizacji aktywności gospodarczej Polski i Niemiec. W artykule wykazano, że analiza kospektralna może stanowić dobre uzupełnienie testów przyczynowości. W przypadku aktywności gospodarczej Polski i Niemiec przyczynowość dotyczy tylko kilku procent wariacji rocznych stóp wzrostu produkcji przemysłowej i jest znacznie silniejsza ze strony gospodarki polskiej. Warto podkreślić znaczenie wykorzystanych testów statystycznych. Przytaczane w wielu pracach maksymalne przesunięcie fazowe jako dowód wyprzedzających zmian może bowiem dotyczyć powiązań nieistotnych i tym samym nie jest wystarczającym argumentem dla ich potwierdzenia.

Bibliografia

- BAEK E. G., BROCK W. A. (1992), *A general test for nonlinear Granger causality: Bivariate model*, Technical Report. Iowa State University and University of Wisconsin, Madison.
- BECK K. (2016), *Business Cycle Synchronization in European Union: Regional Perspective*, Equilibrium. Quarterly Journal of Economics and Economic Policy 11.4, 785–815, <http://dx.doi.org/10.12775/EQUIL.2016.036>.
- BRUZDA J. (2009), *Badanie synchronizacji cykli koniunkturalnych w Polsce i strefie euro. Zastosowanie analizy czasowo-skalowej*, Equilibrium 3.2, 9–25.
- BRUZDA J. (2011), *Business cycle synchronization according to wavelets – the case of Poland and the euro zone member countries*, Bank i Kredyt 42.3, 5–33.
- BURZAŁA M. (2014), *Wybrane metody badania efektów zarażania na rynku kapitałowym*, Wydawnictwo Naukowe UEP, Poznań.
- BURZAŁA M. (2016), *Contagion effects in selected European capital markets during the financial crisis of 2007–2009*, Research in International Business and Finance 37 (2016) 1–16, <http://dx.doi.org/10.1016/j.ribaf.2016.01.026>.
- CHAREMZA W. W., DEADMAN D. F. (1997), *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa.
- CROUX C., FORNI M., REICHLIN L. (1999), *A Measure of Comovement for Economic Variables: Theory and Empirics*, CEPR Discussion Paper No. 2339, Centre for Economic Policy Research, London, <http://dx.doi.org/10.1162/00346530151143770>.
- DIKS C., PANCHENKO V. (2005), *A note on the Hiemstra-Jones test for Granger noncausality*, Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics, vol. 9(2), Article 4.
- DIKS C., PANCHENKO V. (2006), *A new statistic and practical guidelines for nonparametric Granger causality testing*, Journal of Economic Dynamics and Control, vol. 30 (9–10), s. 1647–1669, <http://dx.doi.org/10.1016/j.jedc.2005.08.008>.
- GRANGER C. W. J. (1969), *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross spectral Methods*, Econometrica, Nr 37/3, s. 424–438, <http://dx.doi.org/10.2307/1912791>.
- HIEMSTRA C., JONES J. D. (1994), *Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price volume relation*, Journal of Finance, 49(5) 1639–1664, <http://dx.doi.org/10.2307/2329266>.

- HOOVER K. D. (2001), *Causality in macroeconomics*, Cambridge University Press, Cambridge, <http://dx.doi.org/10.1017/CBO9780511613050.005>.
- KONOPCZAK K. (2013), *Konwergencja gospodarek państw Europy Środkowo-Wschodniej względem strefy euro – test wspólnego trendu i wspólnego cyklu*, *Bank i Kredyt* 44.4, 353–374.
- KOOPMANS L. H. (1995), *Probability and Mathematical Statistics: The Spectra Analysis of Time Series*, Academic Press, Burlington.
- KOTLIŃSKI K., WARŻAŁA R. (2013), *Synchronizacja cykli koniunkturalnych jako kryterium członkostwa w strefie euro*, *Ekonomia* 34, 1–16.
- MAZIARZ M. (2015), *O wartości informacyjnej testów przyczynowości w sensie Grangera*, *Optimum. Studia Ekonomiczne* 2/74, 152–170.
- ORZESZKO W., OSIŃSKA M. (2007), *Analiza przyczynowości w zakresie zależności nieliniowych: implikacje finansowe*, *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse. Rynki finansowe. Ubezpieczenia*, Wyd. 6, Cz. 1, Rynek kapitałowy: skuteczne inwestowanie, s. 151–165.
- OSIŃSKA M. (2008), *Ekonometryczna analiza zależności przyczynowych*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń.
- OSIŃSKA M. (2011), *On the interpretation of causality in Granger sense*, *Dynamic Econometric Models*, 129–139.
- OSIŃSKA M. i in. (2016), *Business Cycle Synchronization in The EU Economies After the Recession of 2007–2009*, *Argumenta Oeconomica* 2 (37), 5–30.
- PANCHENKO V., *Program do wyznaczania statystyki testu* [Diks, Panchenko 2006] dla Linuxa i Windows, http://research.economics.unsw.edu.au/vpanchenko/software/2006_GC_JEDC_c_and_e, (dostęp 29 grudnia 2016 r.).
- PIETRZAK M. (2014), *Opis cykli koniunkturalnych w wybranych krajach Europy Środkowo-Wschodniej oraz ich synchronizacja ze strefą euro*, *Bank i Kredyt*, Nr 2: 133–161.
- SARGENT TJ. (1976), *A Classical Macroeconometric Model for the United States*, *Journal of Political Economy*, Nr 84/2, s. 207–238, <http://dx.doi.org/10.1086/260429>.
- SKRZYPCZYŃSKI P. (2008), *Wahania aktywności gospodarczej w Polsce i strefie euro*, *Materiały i Studia*, Zeszyt nr 227, Narodowy Bank Polski.
- SYCZEWSKA E. M. (2014), *Przyczynowość w sensie Grangera – wybrane metody*, *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych*, tom XV/4, s. 169–180.
- SYCZEWSKA E. M., STRUZIŁK Z. R. (2014), *Granger causality and transfer entropy for financial returns*, referat podczas 7 Sympozjum FENS 2014, 14–16 May 2014, Lublin.

Synchronizacja aktywności gospodarczej Polski i Niemiec. Kilka uwag na temat przyczynowości

Streszczenie

Głównym partnerem handlowym dla Polski są Niemcy. Skutki powiązań międzynarodowych mogą być bezpośrednie lub pośrednie. W artykule weryfikowana jest hipoteza o dominującym wpływie bezpośrednich powiązań gospodarki polskiej i niemieckiej. Przy wyznaczeniu kierunku przepływu impulsów ekonomicznych rozważana jest przydatność testów przyczynowości dla zależności liniowych i nieliniowych oraz analizy kospektral-

nej. Uzyskane wyniki badań potwierdziły wysoki stopień synchronizacji aktywności gospodarczej Polski i Niemiec (powiązań bezpośrednich). Przyczynowość dotyczy tylko kilku procent wariacji rocznych stóp wzrostu produkcji przemysłowej i jest znacznie silniejsza ze strony gospodarki polskiej.

Słowa kluczowe: synchronizacja, przyczynowość, analiza kospektralna

Synchronization of business activities between Poland and Germany. A few comments on causality

Abstract

Germany is the main trading partner for Poland. There are direct and indirect effects of international connections. This article verifies the hypothesis about the dominant influence of direct connections on the Polish and German economies. The article examines the usefulness of tests for linear and nonlinear causalities and cospectral analysis in determining the direction of economic flows. The research results confirm the high level of synchronization of business activities between Poland and Germany. Causality constitutes only few percent of the variance of the annual growth rate for industrial production and is much stronger in the Polish economy.

Key words: synchronization, causality, cospectral analysis

JEL: B41, E23, E32

Wpłynęło do redakcji: 28.02.2017 r.

Skierowano do recenzji: 06.03.2017 r.

Zaakceptowano do druku: 19.05.2017 r.