

p-ISSN 2300-4088

e-ISSN 2391-5951

**NR 4 (2017)**

# PROGRESS IN ECONOMIC SCIENCES

**CZASOPISMO NAUKOWE INSTYTUTU EKONOMICZNEGO  
PAŃSTWOWEJ WYŻSZEJ SZKOŁY ZAWODOWEJ  
IM. STANISŁAWA STASZICA W PILE**

**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 Hnatyżyn-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](mailto: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

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

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

# Table of contents

---

## ARTICLES

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



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

Anna SZCZEPAŃSKA-PRZEKOTA\*

# Identyfikacja wahań koniunkturalnych na rynku kontraktów terminowych na produkty rolne

---

## Wprowadzenie

Inwestycje finansowe opierają się na oczekiwaniach co do kształtowania cen w przyszłości. Oczekiwania te mogą być niesformalizowane – wyrażać intuicję inwestora, lub mieć postać sformalizowaną – modeli formalnych i prognoz z ich wykorzystaniem. Rozpiętość rodzajów modeli używanych do prognozowania jest niezwykle szeroka, najogólniej można je podzielić na trzy grupy: techniczne, oparte na informacjach o cenach z przeszłości, fundamentalne, oparte na informacjach o zmiennych fundamentalnych oraz kombinowane. Cel użycia każdego z modeli jest podobny, chodzi o możliwie dobry opis kształtowania cen na rynkach finansowych, a tym samym na możliwie trafne zaprognozowanie stanu rynku finansowego.

Szeregi czasowe danych giełdowych obejmują cztery podstawowe składowe: trend, składnik cykliczny, składnik sezonowy i składnik nieregularny. W zależności od udziału poszczególnych składowych w opisywanym zjawisku wybór narzędzia prognostycznego będzie inny. Praktyka wskazuje, że opis danych giełdowych za pomocą prostych funkcji trendu jest nieskuteczny, należy brać pod uwagę także pozostałe składowe, w szczególności składnik cykliczny. W przypadku tej składowej sytuacja nie jest prosta, okazuje się bowiem, że giełdowe cykle koniunkturalne wykazują dość silny związek z cyklami koniunkturalnymi PKB, ale w odróżnieniu do tych drugich mają bardziej skomplikowaną strukturę przejawiającą się chociażby dość znacznymi różnicami w wartościach amplitud w kolejnych cyklach [Przekota, Rembeza, 2015, 411–422].

Częścią rynku finansowego są rynki kontraktów terminowych na produkty rolne. Pełnią one rolę zarządzania ryzykiem cenowym w działalności producentów związanych z rolnictwem oraz są przedmiotem działań inwestorów i spekulantów poszukujących atrakcyjnych miejsc do zainwestowania

---

\* Urząd Miasta w Koszalinie

posiadanego kapitału. Każdy z uczestników tego rynku zainteresowany jest określeniem możliwości poprawy pozycji inwestycyjnej. Jedną z wielu kwestii poruszanych w tym zakresie jest występowanie cykli koniunkturalnych.

W związku z tym w pracy podjęto problem identyfikacji cykli (wahań) koniunkturalnych na rynku kontraktów terminowych na produkty rolne, a badania skoncentrowano na dwóch aspektach: zastosowania narzędzi statystycznych do opisu wahań koniunkturalnych oraz możliwościach praktycznego wykorzystania otrzymanych wyników badań. Badania przeprowadzono dla dziesięciu produktów (tabela 1).

**Tabela 1. Kontrakty na produkty rolne**

Produkt	Nazwa kontraktu	Rynek
Pszenica	Wheat Future (W.F)	CBOT
Soja	Soybean Future (S.F)	CBOT
Kukurydza	Corn Future (C.F)	CBOT
Kakao	Cocoa Future (CC.F)	ICE
Kawa	Coffee 'C' Future (KC.F)	ICE
Cukier	Sugar #11 Future (SB.F)	ICE
Sok pomarańczowy	Orange Juice Future (OJ.F)	ICE
Bawełna	Cotton #2 Future (CT.F)	ICE
Żywiec wołowy	Live Cattle Future (LC.F)	CME
Żywiec wieprzowy	Lean Hogs Future (LH.F)	CME

Źródło: opracowanie własne.

Wybór produktów podyktowany został ich popularnością oraz odpowiednią długością szeregów danych. Wykorzystano dane miesięczne z lat 1975–2016, z czego dla identyfikacji wahań koniunkturalnych zarezerwowano dane z lat 1975–2010, a okres 2011–2016 posłużył do określenia skuteczności modelu teoretycznego w prognozowaniu notowań. Dane pochodzą z trzech rynków: CBOT, ICE i CME. Dostępne są one w serwisie [stooq.pl](http://stooq.pl).

Do opisu wahań koniunkturalnych wybrano analizę harmoniczną. Narzędzie to daje możliwość wyboru funkcji sinusoidalnej, a więc funkcji o znanej cykliczności i amplitudzie najlepiej dopasowanej do badanego szeregu czasowego. W ten sposób nakładając funkcję regularną na szereg czasowy możliwe staje się określenie regularności bądź nieregularności wahań koniunkturalnych. Kolejną kwestią jest zastosowanie modelu teoretycznego do prognozowania kolejnych wahań.

## Wahania koniunkturalne na rynkach finansowych i rynkach produktów rolnych

Gospodarka rynkowa rozwija się w zmiennym tempie. Te w miarę regularne zmiany aktywności gospodarczej określa się mianem wahań cyklicznych bądź koniunkturalnych. W teorii ekonomii jako jedni z pierwszych cykl koniunkturalny zdefiniowali A. F. Burns oraz W. C. Mitchell. W ich koncepcji cykle koniunkturalne są rodzajem wahań występujących w agregatach przedstawiających działalność gospodarczą narodów, organizujących swą produkcję przeważnie w przedsiębiorstwach. Cykle te składają się z okresów ekspansji, występujących w tym samym czasie w wielu działaniach gospodarczych, następujących po nich kryzysach, zastojach lub ożywieniach, które łączy się z fazą ekspansji następnego cyklu. Wahania aktywności gospodarczej przybierają postać nie tylko cykli koniunkturalnych, ale również wahań przypadkowych i sezonowych oraz zjawisk o charakterze lokalnym odnoszących się do określonego sektora gospodarki [Pałaszewski, s. 160].

Przedmiotem zainteresowania wielu ekonomistów są zmiany, jakie dokonują się w zakresie aktywności gospodarczej na przestrzeni czasu. Zrozumienie przyczyn tych zmian ma istotne znaczenie dla zarządzania gospodarką. Zmiany te z reguły nie mają prostego, regularnego lub cyklicznego charakteru [Romer, 2000, s. 169–171], jednak mimo wszystko w pewnego rodzaju chaosie danych poszukuje się regularności. Czasem nie są to opisywane w literaturze cykle Kitchina czy Juglara, a jedynie cykle sezonowe, które jednak w swojej naturze przypominają klasyczne cykle koniunkturalne [Barsky, Miron, 1989, s. 503–534].

Dla ekonomisty oraz inwestora giełdowego szczególnie ciekawe może być badanie występowania cykli giełdowych. Teoria ekonomii sugeruje, że powinien istnieć silny związek między działalnością gospodarczą a ceną instrumentów finansowych. W szczególności w modelu zdyskontowanych przepływów pieniężnych zakłada się, że ceny instrumentów finansowych, w tym akcji i kontraktów terminowych odzwierciedlają prowadzą działalność gospodarczą i wskazuje się na jednostronny związek przyczynowy [Duca, 2007, s. 1–12]. Zatem do występowania cykli giełdowych mogą się przyczyniać cykliczne zmiany aktywności inwestycyjnej [Bernanke, Gertler, 1989, 14–31]; [Kiyotaki, Moore, 1997, 211–248]. Na rynku produktów rolnych sytuacja nie jest już tak oczywista, gdyż rynek ten często zawodzi, większej produktywności nie odpowiadają większe dochody producentów [Czyżewski, Majchrzak, 2015, 26–31], co może mieć swoje przełożenie w wycenie papierów wartościowych związanych z rynkiem rolnym. Przyczyna występowania cykli giełdowych może tkwić także w okresowych zmianach popytu konsumpcyjnego [Modigliani, 1971].

Według części ekonomistów z nurtu neoklasycznego rynek finansowy jest zawsze w równowadze, ale poziom tej równowagi mierzony poziomem kursów jest zmienny zależnie od układu warunków popytowo-podażowych [Barczyk,

1997, s. 139–152]. Wzrost zmienności kursów może być powodowany mobilnością kapitału. Współcześnie bardzo szybko dochodzi do transferu środków pomiędzy poszczególnymi segmentami rynku finansowego. Powoduje to, że każda zmiana stóp procentowych czy kursu walutowego będzie natychmiast wywoływać zmiany cen na rynku kapitałowym. Sam system również nie jest pozbawiony elementów, które mogą powodować jego wahania. Jest to przede wszystkim mnogość instrumentów finansowych, a szczególnie rozwój instrumentów o zwiększonym ryzyku, które mogą powodować brak równowagi pomiędzy popytem a podażą, nadmiar wolnego kapitału wywołujący ruchy spekulacyjne czy wykorzystywanie krótkiej sprzedaży.

Na rynku produktów rolnych, z uwagi na słabą rozpoznawalność fluktuacji cen tych produktów, w dalszym ciągu toczy się dyskusja na temat przyczyn powstawania wahań cyklicznych. W pierwszych teoriach zakłóceń funkcjonowania rynku upatrywano w czynnikach zewnętrznych związanych z uwarunkowaniami przyrodniczymi. Późniejsze badania zakładały występowanie wewnętrznego mechanizmu, który prowadził do fluktuacji zmiennych makroekonomicznych. Przykładowo, zgodnie z koncepcją Davida M. Newbery'ego i Josepha E. Stiglitz [1981], jeśli rolnicy dążą do ograniczania ryzyka, a sam rynek jest niekompletny pod względem informacji, to konkurencja na nim prowadzi do nieefektywnej alokacji zasobów. Jednakże przedstawiona koncepcja zakłada ujęcie statyczne i abstrahuje od roli procesów dostosowawczych. Alternatywna analiza Willarda W. Cochrane'a [1958] opiera się na modelu pajęczyny i kładzie nacisk na biologiczny charakter produkcji rolniczej. Jednak pomimo prowadzonych od wielu lat studiów, do tej pory nie udało się wypracować spójnej koncepcji określającej czynniki i charakter cykliczności na rynku rolnym. Nie ma także wspólnych poglądów na temat relacji wahań koniunkturalnych w rolnictwie z wahaniami w całej gospodarce. Szczególnego znaczenia nabiera analiza koniunktury w rolnictwie z uwagi na specyficzne cechy tego sektora: m.in. właściwości czynnika ziemi oraz wpływ uwarunkowań przyrodniczo-klimatycznych na wyniki produkcyjne. Powoduje to, że o bieżącej sytuacji w rolnictwie decydują zarówno możliwe do przewidzenia czynniki, jak i wahania przypadkowe, które zakłócają funkcjonowanie rynku [Stępień, Czyżewski, 2013, s. 140].

## Metodyka badań

Badanie podzielono na trzy części. W pierwszej części dokonano eliminacji trendu z danych empirycznych notowań kontraktów terminowych. Posłużono się filtrem Hodricka-Prescotta [Hodrick, Prescott, 1997, s. 1–6]. Zlogarytmowane szeregi czasowe  $y_t$  notowań kontraktów terminowych zostały rozłożone na sumę zmiennych przedstawiających trend  $g_t$  (składową wzrostu) oraz składnik cykliczny  $c_t$  (stacjonarną resztę):

$$(1) \quad y_t = g_t + c_t$$

gdzie nieznaną składową trendu jest równa:

$$(2) \quad g_t = 2g_{t-1} - g_{t-2} + \varepsilon_t$$

Wygładzona składowa  $g_t$  wyznaczana jest tak, aby poniższe wyrażenie przyjmowało wartość minimalną:

$$(3) \quad \min[\sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2],$$

ze względu na  $\{g_t, t=1,2,\dots,T\}$ .

Miarą niezgodności  $c_t$  i  $\varepsilon_t$  w funkcji filtra HP jest  $\lambda$ , która w obliczeniach Hodricka i Prescottta wyznaczana była zgodnie ze wzorem  $\lambda = 1600(f/4)^4$ , gdzie  $f$  to częstość próbkowania w okresie jednego roku. Zatem dla danych miesięcznych użytych w niniejszym opracowaniu przyjęto  $\lambda = 129\,600$ . Filtr Hodricka-Prescottta pozwala na wyodrębnienie z szeregu czasowego stochastyczny, zmieniający się gładko w czasie trend. Wyeliminowany trend jest niezależny od komponentu cyklicznego [Canova, 1998, s. 475–512]. Filtr Hodricka-Prescottta zaliczany jest do tzw. filtrów górnoprzepustowych, gdyż „przepuszcza” wahań o wyższych od wybranej (związanej z wyborem  $\lambda$ ) częstościach. Eliminuje on z szeregu wahań o wysokich częstotliwościach, pozostawiając jedynie długookresowy trend.

Po dokonanej dekompozycji, tj. po odjęciu od oryginalnego szeregu czasowego jego długookresowego trendu, a więc w komponencie  $c_t = y_t - g_t$ , oprócz wahań cyklicznych, obecne pozostają wahań krótkookresowe. Zgodnie z sugestiami podawanymi w literaturze przedmiotu, aby otrzymać jedynie komponent cykliczny, pozbawiony wahań przypadkowych, szereg należy uprzednio poddać procedurze wygładzenia [Adamowicz, Dudek, Pachucki, Walczyk, 2009, s. 8–244]. W opracowaniu zrezygnowano z wygładzenia, gdyż jednym z celów pracy jest określenie stopnia regularności wahań koniunkturalnych, a wygładzenie zaburzyłoby ustalenie stopnia wyjaśniania zmienności wyjściowego szeregu czasowego przez model teoretyczny. Ponadto mogłoby wpłynąć na wyniki dotyczące skuteczności prognoz.

W drugiej części badań komponent cykliczny poddano opisowi za pomocą analizy harmonicznej. Idea analizy harmonicznej polega na tym, że wykres funkcji okresowej (w przypadku opracowania jest to składnik cykliczny wyeliminowany z notowań kontraktów terminowych) można otrzymać przez dodanie do siebie szeregu funkcji sinusoidalnych, tzw. harmonik. Wykorzystuje się tutaj fakt, że funkcję okresową  $f(x)$  można zapisać za pomocą nieskończonego rozwinięcia trygonometrycznego [Fichtenholz, 1997, s. 348–349]:

$$(4) \quad f(x) = a_0 + \sum_{n=1}^{\infty} [a_n \sin nx + b_n \cos nx].$$

Ekonomiczne szeregi czasowe mają jednak charakter dyskretny, jeśli przez  $T$  oznaczy się długość szeregu, to można dla niego określić  $T/2$  harmonik, z których pierwsza harmonika ma okres równy długości całego szeregu, druga połowie tego szeregu, itd., a ostatnia ma okres równy 2. Harmoniki te stanowią rozwinięcie trygonometryczne szeregu czasowego [Cieślak, 2011, s. 88–89]:

$$(5) \quad y_t = a_0 + \sum_{k=1}^{T/2-1} \left[ a_k \sin \left( \frac{2\pi}{T} kt \right) + b_k \cos \left( \frac{2\pi}{T} kt \right) \right] + b_{T/2} \cos \pi t,$$

gdzie:

$k$  – numer harmoniki,

$a_0, a_k, b_k$  – parametry rozwinięcia trygonometrycznego.

Parametry powyższego rozwinięcia trygonometrycznego szeregu czasowego wyznacza się za pomocą MNK, ich wartości wynoszą:

$$(6) \quad a_0 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t,$$

$$(7) \quad a_k = \frac{2}{T} \sum_{t=1}^T y_t \sin \left( \frac{2\pi}{T} kt \right), \text{ dla } k = 1, \dots, \frac{T}{2} - 1,$$

$$(8) \quad b_k = \frac{2}{T} \sum_{t=1}^T y_t \cos \left( \frac{2\pi}{T} kt \right), \text{ dla } i = 1, \dots, \frac{n}{2} - 1,$$

$$(9) \quad a_{T/2} = 0; b_{T/2} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t \cos(\pi t).$$

Identyfikację cyklu, który najlepiej opisuje badane zjawisko można przeprowadzić za pomocą oceny udziału poszczególnych harmonik w wyjaśnianiu wariacji badanej zmiennej:

$$(10) \quad \omega_k = \frac{a_k^2 + b_k^2}{2} / s^2, \text{ dla } k = 1, \dots, \frac{T}{2} - 1; \omega_{T/2} = \frac{b_{T/2}^2}{s^2},$$

gdzie:

$s^2$  – ocena wariacji badanej zmiennej.

Trzecia część badań empirycznych dotyczy określenia skuteczności prognoz z użyciem zidentyfikowanych harmonik. Dokonano interpolacji sumy wybranych 10 harmonik, które najlepiej opisują notowania kontraktów danego produktu na okres 2011–2016 i porównano z rzeczywiście zrealizowanymi wahaniami koniunkturalnymi w tym samym okresie. Z uwagi na występujący składnik nieregularny trudno jest oczekiwać w pełni trafnej prognozy, dlatego też skuteczność uzyskanych prognoz zweryfikowano bez użycia wskaźników

opartych na różnicach pomiędzy prognozami wygasłymi a realizacjami rzeczywistymi, posłużono się testem frakcji oraz testem współczynnika korelacji.

W przypadku pierwszego z tych testów określono zgodność odchyłeń od trendu prognoz wygasłych i rzeczywistych realizacji, przy czym pod uwagę brano jedynie kierunek odchylenia. Za zgodne uznawano odchylenia w tym samym kierunku (na plus lub na minus), za niezgodne uznawano odchylenia w kierunkach przeciwnych. Weryfikację istotności uzyskanych rezultatów przeprowadzono przy użyciu statystyki [Sobczyk, 2008, s. 192], wzór dostosowany do badanych szeregów danych:

$$(11) \quad z = (p - 0,5) / \left( \frac{p(1-p)}{72} \right)^{0,5},$$

gdzie:

$p$  – odsetek odchyłeń zgodnych.

Oczekiwano, że wśród 72 odchyłeń (6 lat x 12 miesięcy) liczba odchyłeń zgodnych będzie istotnie różna od 50%. Na poziomie istotności 0,05, różnica pomiędzy rzeczywistą liczbą odchyłeń a 50% powinna wynosić co najmniej 11 punktów procentowych, aby można byłoby uznać ją za istotną.

W przypadku drugiego testu badano zgodność powiązania korelacyjnego składnika cyklicznego wygenerowanego za pomocą analizy harmonicznej z rzeczywiście zrealizowanym składnikiem cyklicznym. Weryfikację istotności uzyskanych rezultatów przeprowadzono przy użyciu statystyki [Sobczyk, 2008, s. 283], wzór dostosowany do badanych szeregów danych:

$$(12) \quad t = r \cdot 70^{0,5} / (1 - r^2)^{0,5},$$

gdzie:

$r$  – współczynnik korelacji liniowej składników cyklicznych wygenerowanego z modelu teoretycznego i rzeczywiście zrealizowanego.

Oczekiwano dodatniego współczynnika korelacji istotnie różnego od 0. Na poziomie istotności 0,05, za istotne uznać można współczynniki o wartości bezwzględnej przekraczającej 0,23.

## Wyniki badań

Na rysunku 1 przedstawiono kształtowanie notowań kontraktów *future* na produkty rolne w latach 1975–2016. Już pobieżna obserwacja zaprezentowanych danych pozwala na stwierdzenie, że charakteryzują się one znaczną zmiennością z wyraźnymi odchyleniami od trendu. W przypadku rynku żywca (wołowiny i wieprzowiny) widoczny jest wyraźny długookresowy trend wzro-



stowy, ze szczytem w 2014 roku. Tylko ostatnie lata przynoszą dość znaczną korektę cen. Dla pozostałych produktów widoczne są trendy średniookresowe. Generalnie, poza kawą, wszystkie produkty są w trendzie wzrostowym. Jednak gdyby próbować tworzyć prognozy o proste modele liniowe czy też wykładnicze, to popełniany błąd byłby na tyle duży, że czyniłby je bezwartościowymi. Konieczne jest uwzględnienie w analizie odchyłeń koniunkturalnych.

Z punktu widzenia celu pracy najważniejsze jest kształtowanie różnic pomiędzy wartościami notowań a trendem, okazuje się, że nie są tutaj widoczne klasyczne cykle koniunkturalne. Raczej widoczny jest ruch typu falowego, ale o różnej amplitudzie i długości fal.

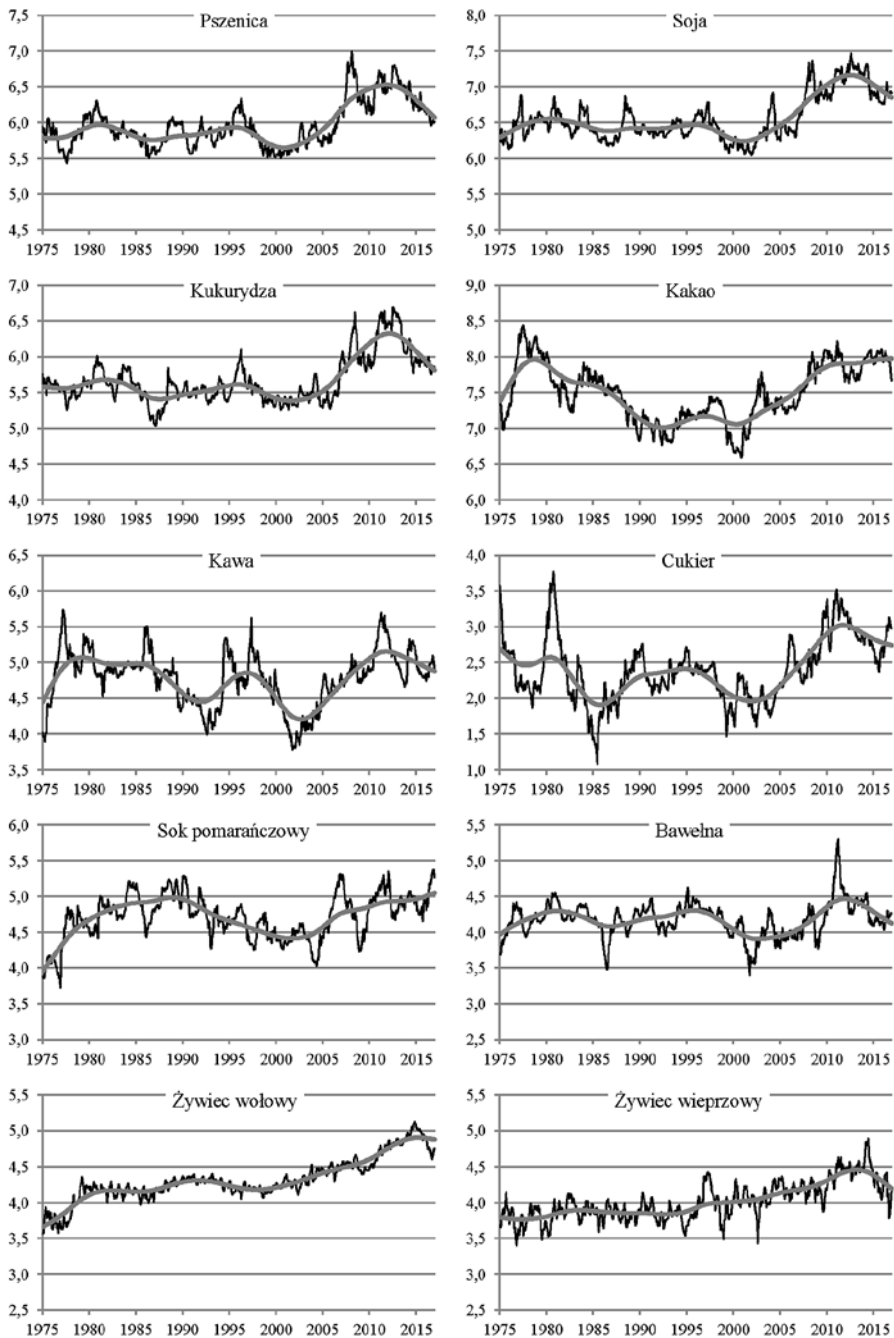
Uwidacznia się pewne podobieństwo w notowaniach wybranych produktów, największe dotyczy szeregów czasowych pszenicy, soi i kukurydzy, które do roku 2005 oscylowały wokół pewnego stałego poziomu, ale lata 2008 i 2012, to okresy wyraźnego wzrostu cen. Aktualne ceny są na poziomie maksimum sprzed 2005 roku, a więc mimo, że są wyraźnie niższe niż w latach 2008 i 2012, to jednak nadal są wysokie. Ceny bawełny tylko na krótko na początku 2011 roku „wystrzeliły” w górę, a tak w całym okresie oscylują wokół pewnego stałego poziomu. Ceny kakao najwyższe były w latach 70., chociaż ostatnie lata to także systematycznych ich wzrost, ale do osiągnięcia maksimum z 1977 roku brakuje jeszcze bardzo dużo. Interesująca jest sytuacja na rynku kawy, gdzie obserwuje się cykliczne, krótkookresowe szybkie wzrosty cen. Sytuacja na rynku cukru przez większość okresu jest stabilna, poza trzema krótkimi okresami gwałtownych wzrostów: w 1975, 1980 i 2010 roku.

Największe rozpiętości cen występowały w przypadku cukru, gdzie maksymalna wartość była w analizowanym okresie ponad 16 razy większa od minimalnej, albo zgodnie z chronologią najniższe notowanie było 16 razy niższe od najwyższego. Wysoka rozpiętość notowań dotyczy także żywca wołowego, kawy, bawełny i kakao, z kolei niższa rozpiętość notowań (poniżej 6 razy) dotyczy kukurydzy, pszenicy, żywca wieprzowego, a przede wszystkim soi (nieco ponad 4 razy).

Na rysunku 2 zaprezentowano wyniki modelowania wahań koniunkturalnych notowań kontraktów wybranych produktów w latach 1975–2010 oraz prognozę na lata 2011–2016. Statystyki obrazujące prezentowane modele teoretyczne zawarto w tabeli 2.

Dla każdego z produktów pokazano 10 harmonik najlepiej dopasowanych do danych wyjściowych, inaczej zgodnie ze wzorem (10) charakteryzujących się najwyższą wartością współczynnika  $\omega$ . Pod nazwą produktu zawarto informację o sumie tych współczynników. Generalnie, dla badanego okresu empiryczne wahania koniunkturalne są sumą 216 harmonik, jednak jak można odczytać z danych z tabeli już 10 harmonik wystarcza do opisu od 57,3% zmienności wahań koniunkturalnych żywca wołowego do nawet 78,8% zmienności wahań koniunkturalnych kakao. Prezentowane 10 harmonik uznano za model teoretyczny. Przyjęcie większej liczby skutkuje jeszcze lepszym

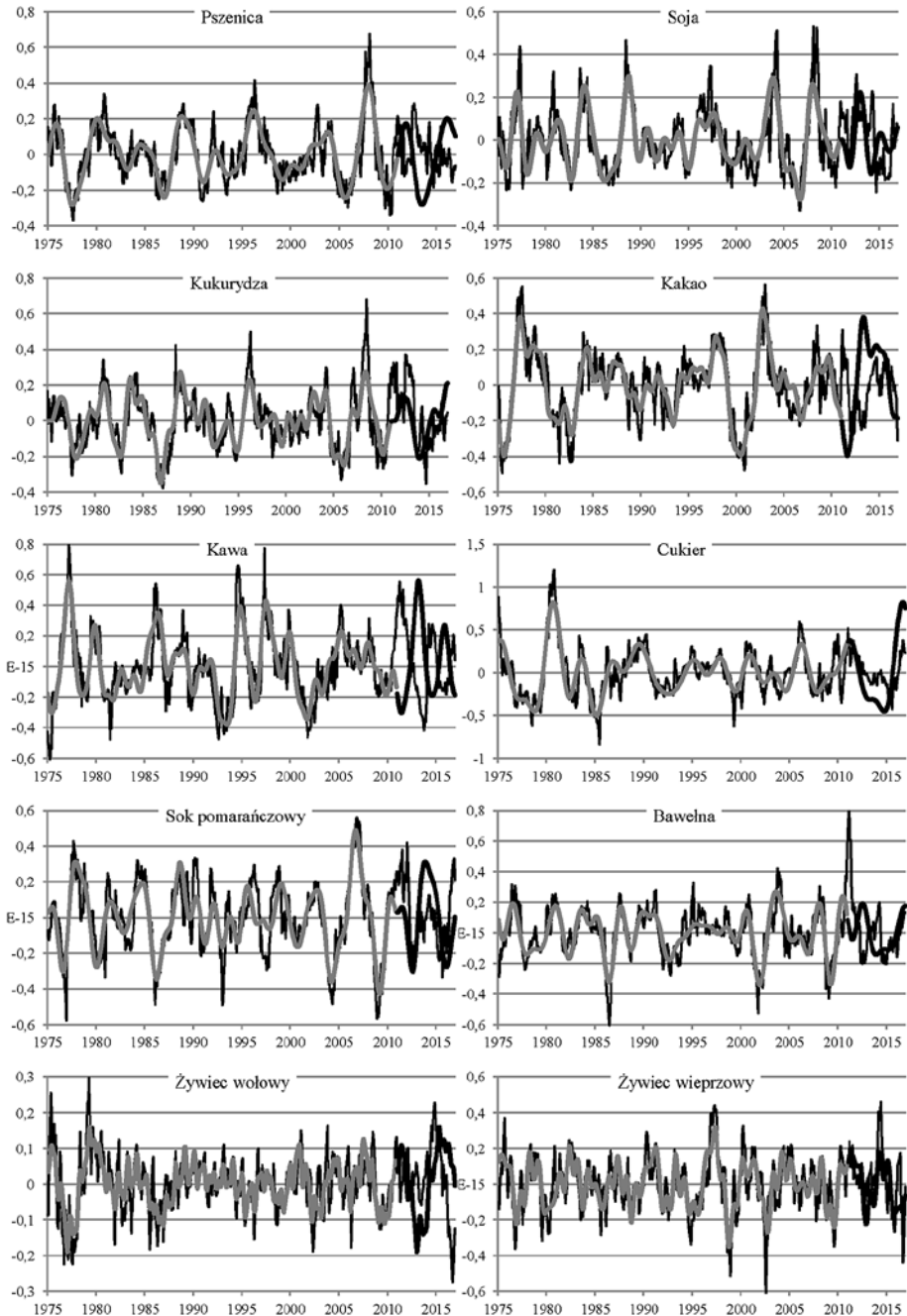
**Rysunek 1. Zlogarytmowane notowania kontraktów na produkty rolne**



Objaśnienia: kolor czarny – zlogarytmowane notowania kontraktów na produkty rolne, kolor szary – trend wyeliminowany przy użyciu filtra Hodricka-Prescotta.

Źródło: wykonanie własne na podstawie danych serwisu stooq.pl.

Rysunek 2. Wahanie koniunkturalne notowań kontraktów na produkty rolne



Objaśnienia: kolor czarny, linia wąska – wahanie koniunkturalne, kolor szary – model teoretyczny, kolor czarny, linia szeroka – prognozy wygäste wahań koniunkturalnych.

Źródło: wykonanie własne na podstawie danych serwisu stooc.pl.

**Tabela 2. Model teoretyczny wahań koniunkturalnych kontraktów na produkty rolne dla okresu 1975–2010**

<b>Pszenica</b>	3	4	5	6	7	8	9	10	11	18
	12,0	9,0	7,2	6,0	5,1	4,5	4,0	3,6	3,3	2,0
<b>72,7%</b>	2,4%	3,7%	11,7%	6,5%	2,2%	14,7%	19,5%	5,5%	4,8%	1,9%
<b>Soja</b>	5	6	7	8	9	11	15	16	19	21
	7,2	6,0	5,1	4,5	4,0	3,3	2,4	2,3	1,9	1,7
<b>64,3%</b>	5,4%	6,7%	8,6%	4,4%	18,2%	4,3%	8,4%	3,0%	2,4%	2,8%
<b>Kukurydza</b>	4	5	6	8	9	14	15	17	26	28
	9,0	7,2	6,0	4,5	4,0	2,6	2,4	2,1	1,4	1,3
<b>64,8%</b>	2,6%	4,8%	11,7%	13,2%	17,5%	3,5%	2,8%	3,9%	2,6%	2,3%
<b>Kakao</b>	4	6	7	9	10	14	15	17	21	30
	9,0	6,0	5,1	4,0	3,6	2,6	2,4	2,1	1,7	1,2
<b>78,8%</b>	16,7%	27,0%	12,4%	1,7%	11,6%	2,8%	2,3%	1,6%	1,2%	1,5%
<b>Kawa</b>	3	4	5	8	10	12	13	14	16	27
	12,0	9,0	7,2	4,5	3,6	3,0	2,8	2,6	2,3	1,3
<b>71,1%</b>	3,5%	19,3%	3,3%	6,8%	3,5%	13,1%	8,2%	6,8%	4,0%	2,7%
<b>Cukier</b>	4	5	6	7	8	10	11	12	13	14
	9,0	7,2	6,0	5,1	4,5	3,6	3,3	3,0	2,8	2,6
<b>71,0%</b>	7,4%	16,7%	6,3%	12,2%	4,5%	3,5%	5,2%	3,4%	9,2%	2,6%
<b>Sok pomarańczowy</b>	4	5	6	8	9	10	11	12	20	22
	9,0	7,2	6,0	4,5	4,0	3,6	3,3	3,0	1,8	1,6
<b>70,9%</b>	3,2%	2,4%	12,2%	9,3%	6,3%	22,8%	2,9%	3,7%	4,7%	3,2%
<b>Bawełna</b>	5	7	8	9	11	14	15	16	17	19
	7,2	5,1	4,5	4,0	3,3	2,6	2,4	2,3	2,1	1,9
<b>67,1%</b>	11,1%	2,0%	5,4%	11,1%	12,7%	4,9%	3,1%	10,3%	3,6%	2,8%
<b>Żywiec wołowy</b>	3	4	7	8	9	10	11	37	43	73
	12,0	9,0	5,1	4,5	4,0	3,6	3,3	1,0	0,8	0,5
<b>57,3%</b>	4,6%	5,0%	7,0%	8,8%	5,8%	10,6%	4,0%	6,9%	2,4%	2,2%
<b>Żywiec wieprzowy</b>	5	7	8	10	11	12	17	21	36	43
	7,2	5,1	4,5	3,6	3,3	3,0	2,1	1,7	1,0	0,8
<b>62,3%</b>	4,8%	2,1%	6,2%	18,6%	9,2%	4,2%	3,1%	2,4%	9,2%	2,4%

Objaśnienia: wartość pod nazwą produktu – część zmienności wahań koniunkturalnych wyjaśniana modelem teoretycznym, pierwsza liczba w komórce – numer harmoniki, druga liczba w komórce – długość teoretycznego cyklu koniunkturalnego w latach, trzecia liczba w komórce – udział harmoniki w wyjaśnianiu zmienności wahań koniunkturalnych kontraktów. Źródło: obliczenia własne na podstawie danych serwisu stooq.pl.

dopasowaniem modelu teoretycznego do danych wyjściowych, ale nie wpływa na skuteczność prognostyczną.

Wahania koniunkturalne notowań kontraktów na produkty rolną są sumą cykli dłuższych oraz krótszych. Dla każdego z produktów odczytać można, które z cykli są dominującymi. I tak, np. w przypadku pszenicy dominują cykle 4-letnie, które wyjaśniają 19,5% zmienności empirycznych wahań koniunkturalnych. Podobnie jest w przypadku soi i kukurydzy.

Dla kakao dominującymi okazują się cykle 6-letnie, które wyjaśniają 27% zmienności empirycznych wahań koniunkturalnych, dla kawy są to cykle 9-letnie z udziałem wynoszącym 19,3%, a dla cukru 7,2-letnie – 16,7%. Wahania soku pomarańczowego wyjaśniane są przede wszystkim przez cykle 3,6-letnie – 22,8%, bawełny przez cykle 3,3-letnie – 12,7%, a żywca wołowego i żywca wieprzowego przez cykle 3,6-letnie, z udziałami odpowiednio 10,6% i 18,6%. Uzyskane wartości dla cykli dominujących nie są może zbyt wysokie, ale należy wziąć pod uwagę, że każdy z szeregów składa się z 216 harmonik. Zatem wartości współczynników  $\omega$  na poziomie powyżej 10% uznać można za znaczące.

Z rysunku 2 odczytać można, że model teoretyczny dobrze opisuje główne zmiany notowań kontraktów terminowych, a pomija wahania nieregularne. Dość interesujące jest, że wśród wyróżnionych 10 harmonik tylko dla żywca wieprzowego pojawia się harmonika reprezentująca wahania sezonowe. Jest to harmonika o numerze 36 (432 obserwacje/12 miesięcy, okres 1 rok), która wyjaśnia 9,2% zmienności empirycznych wahań koniunkturalnych. Natomiast w przypadku pozostałych produktów pojawiają się harmoniki posiadające okresowość zbliżoną do 1 roku. Świadczyć może to o tym, że w notowaniach kontraktów nie występuje sezonowość typu deterministycznego, a może występować sezonowość typu stochastycznego. Jednak składnik sezonowy dla wszystkich jest bardzo mocno zdominowany przez składnik cykliczny i nieregularny.

Głównym celem pracy było określenie możliwości prognozowania wahań koniunkturalnych na podstawie obserwacji zachowania wahań koniunkturalnych w przeszłości. W tabeli 3 zebrano informacje o opisywanych wyżej dwóch metodach testowania tej skuteczności.

Biorąc pod uwagę zgodność odchyleń od trendu prognoz wygasłych (lata 2011–2016) i empirycznych wahań koniunkturalnych dla ośmiu produktów uzyskano zgodność na poziomie powyżej 50%, z czego dla czterech produktów wyniki są statystycznie istotne: cukier (83,3%), żywiec wieprzowy (70,8%), kukurydza (66,7%) i sok pomarańczowy (62,5%). Jednak dla dwóch produktów pszenica (27,8%) i kawa (8,3%) uzyskane teoretyczne wahania koniunkturalne były przeciwne do wahań rzeczywistych.

Drugą metodą oceny skuteczności prognoz było określenie korelacji pomiędzy wahaniami teoretycznymi i rzeczywiście zrealizowanymi. Uzyskano tutaj siedem współczynników dodatnich, z czego dla pięciu produktów były

**Tabela 3. Skuteczność modelu teoretycznego w prognozowaniu odchyłań koniunkturalnych kontraktów terminowych od trendu dla okresu 2011–2016**

Kontrakt	Skuteczność	
	I	II
Pszenica	27,8%	-0,3486
Soja	51,4%	0,2365
Kukurydza	66,7%	0,4312
Kakao	56,9%	-0,1036
Kawa	8,3%	-0,8041
Cukier	83,3%	0,6199
Sok pomarańczowy	62,5%	0,2494
Bawełna	55,6%	0,0285
Żywiec wołowy	55,6%	0,0293
Żywiec wieprzowy	70,8%	0,5534

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych serwisu stooq.pl.

one istotnie statystycznie wyższe od zera: cukier (0,6199), żywiec wieprzowy (0,5534), kukurydza (0,4312), sok pomarańczowy (0,2494) oraz soja (0,2365). Dla trzech produktów uzyskano ujemne wartości współczynników korelacji: kawa (-0,8041), pszenica (-0,3486) i kakao (-0,1036), z czego dwa pierwsze są istotnie statystycznie ujemne.

## Podsumowanie

Przeprowadzone badania pozwalają na wyciągnięcie ważnych wniosków dotyczących zarówno teorii dotyczącej kształtowania wahań koniunkturalnych kontraktów terminowych na produkty rolne oraz praktyki inwestycyjnej. W zakresie teorii można mówić tutaj o określeniu stopnia regularności wahań koniunkturalnych, a w zakresie praktyki inwestycyjnej o skuteczności prognoz uzyskiwanych z modelu teoretycznego.

Odchylenia od trendu notowań kontraktów terminowych na produkty rolne mają charakter cykliczny i nieregularny, w znacznie mniejszym stopniu sezonowy. Zastosowanie sumy 10 spośród 216 harmonik pozwoliło na wyjaśnienie zdecydowanie ponad 50% zmienności empirycznych wahań koniunkturalnych. Potencjalne wahania sezonowe nie mają charakteru deterministycznego, a bliżej im do charakteru stochastycznego.

Model teoretyczny z wykorzystaniem analizy harmonicznej pozwala na dość dobre opisanie wahań koniunkturalnych notowań kontraktów termino-

wych na produkty rolne. Dominująca harmonika dla każdego z produktów pozwala na wyjaśnienie wyraźnie ponad 10% zmienności empirycznych wahań koniunkturalnych (najmniej dla żywca wołowego 10,6%). W notowaniach badanych produktów uwidaczniają się cykle podobne do cykli Kitchina. Do opisu ponad 50% zmienności wystarcza od 3 (kakao) do 8 (żywiec wołowy) harmonik. Jednak sama struktura wahań koniunkturalnych notowań kontraktów terminowych jest dość skomplikowana, składnik cykliczny posiada różną rozpiętość kolejnych cykli oraz różną wartość amplitudy. Stąd też musi być on opisywany jako suma kilku regularnych harmonik, które po zsumowaniu dają pozornie nieregularny obraz.

Możliwości prognozowania wahań koniunkturalnych w oparciu o model teoretyczny charakteryzują się przeciętną skutecznością. Jednak dla większości produktów wyniki są pozytywne. Prognozy wahań koniunkturalnych uzyskane z analizy harmonicznej mogą być pomocne w połączeniu z innymi metodami oceny stanu rynku.

Praktyczne wykorzystanie prezentowanych wyników wymaga przeprowadzenia dalszych badań. Powinny one skupić się na możliwościach określenia przyszłego trendu oraz na poprawie skuteczności prognostycznej teoretycznego modelu wahań koniunkturalnych. W prezentowanej pracy analizie poddano jedynie przeszłe ceny, tymczasem pełny model – łącznie z prognozą trendu, wymaga dodatkowej analizy czynników fundamentalnych.

## Bibliografia

- ADAMOWICZ E., DUDEK S., PACHUCKI D., WALCZYK K. (2009), *Synchronizacja cyklu koniunkturalnego polskiej gospodarki z krajami strefy Euro w kontekście struktury tych gospodarek*, [w:] Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej, Projekty badawcze NBP, Warszawa.
- BARCZYK R. (1997), *Główne teorie współczesnych wahań koniunkturalnych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań.
- BARSKY R. B., MIRON J. A. (1989), *The Seasonal Cycle and Business Cycle*, Journal of Political Economy 97 (7), 503–534, <http://dx.doi.org/10.1086/261614>.
- BERNANKE B., GERTLER M. (1989), *Agency Costs, Net Worth and Business Fluctuations*, American Economic Review, 79 (1), 14–31.
- CANOVA F. (1998), *Detrending and business cycle facts*, Journal of Monetary Economics 41, 475–512, [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-3932\(98\)00006-3](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-3932(98)00006-3).
- CIEŚLAK M. (2011), *Prognozowanie gospodarcze, Metody i zastosowania*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- COCHRANE W. W. (1958), *Farm Prices: Myth and Reality*, University of Minnesota Press, Minneapolis.
- CZYŻEWSKI B., MAJCHRZAK A. (2015), *Związek dochodów, cen i produktywności w rolnictwie w Polsce – ujęcie makroekonomiczne*, Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu 17 (2), 26–31.

- DUCA G. (2007), *The relationship between the stock market and the economy: experience from interantional financial markets*, Bank of Valletta Review 36 (3), 1–12.
- ESTEY J. A. (1959), *Cykle koniunkturalne*, Polskie Wydawnictwa Gospodarcze, Warszawa.
- FICHTENHOLZ G. M. (1997), *Rachunek różniczkowy i całkowy*, tom 3, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- HODRICK R. J., PRESCOTT E. C. (1997), *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*, Journal of Money, Credit and Banking, 29 (1), 1–6, <http://dx.doi.org/10.2307/2953682>.
- KIYOTAKI N., MOORE J. (1997), *Credit Cycles*, Journal of Political Economy 105, 211–248, <http://dx.doi.org/10.1086/262072>.
- MODIGLIANI F. (1971), *Consumer Spending and Monetary Policy: the Linkages*, Federal Reserve Bank of Boston Conference Series, Paper No. 5.
- NEWBERY D. M., STIGLITZ J. E. (1981), *The Theory of Commodity Price Stabilization: A Study in the Economics of Risk*, Oxford: Clarendon Press, Oxford.
- PAŁASZEWSKI H. (2009), *Cykl koniunkturalny we współczesnym świecie*, Studia i Materiały, Miscellanea Oeconomicae, 13, Nr 1/2009, Kielce.
- PRZEKOTA G., REMBEZA J. (2015), *Cykle czy fluktuacje? Wykorzystanie analizy harmonicznej w analizie zmian indeksów giełdowych*, Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia (75), s. 411–422.
- ROMER D. (2000), *Makroekonomia dla zaawansowanych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- SOBCZYK M. (2008), *Statystyka*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- STĘPIEŃ S., CZYŻEWSKI A. (2013), *Wahania cykliczne na rynku żywca wieprzowego na świecie i w wybranych krajach*, Wieś i Rolnictwo nr 1 (158), 140–157.

## Identyfikacja wahań koniunkturalnych na rynku kontraktów terminowych na produkty rolne

### Streszczenie

Kontrakty terminowe pełnią ważną rolę w gospodarce rynkowej. Zakres ich wykorzystania jest dość szeroki, mogą być one elementem zarządzania ryzykiem cenowym produkcji rolnej, a więc tzw. *hedgingu*, ale także przedmiotem inwestycji wolnych środków pieniężnych oraz spekulacji finansowych. Identyfikacja procesu kształtowania cen kontraktów jest w tym kontekście kluczowym czynnikiem sprawczym sukcesu działań inwestycyjnych. W publikacji podjęto próbę opisu wahań koniunkturalnych dziesięciu kontraktów terminowych na produkty rolne z rynku amerykańskiego. Szeregi danych obejmują lata 1975–2016. Dokonano dekompozycji szeregów notowań kontraktów na trend oraz składnik cykliczny. Jako cel pracy przyjęto ocenę możliwości prognozowania składnika cyklicznego za pomocą analizy harmonicznej. Do opisu i prognozowania składnika cyklicznego użyto analizy harmonicznej. Skuteczność prognoz badano testami frakcji oraz współczynnika korelacji liniowej Pearsona. Uzyskane wyniki wskazują, iż obserwacja zachowania wahań koniunkturalnych w przeszłości może przyczynić się do poprawy pozycji inwestycyjnej. Z uwagi na występujący w szeregach danych dość silny



składnik nieregularny ważne jest skonfrontowanie wyników prognoz uzyskanych z modeli technicznych z prognozami uzyskanymi z modeli, które obejmują zmienne fundamentalne.

**Słowa kluczowe:** kontrakty terminowe, wahania koniunkturalne, prognoza, analiza harmoniczna

## Fluctuations in the futures market for agricultural products

### Abstract

Futures contracts are an important element in the market economy. The range of their use is quite wide, they may be an element of price risk management of agricultural production, so called hedging, but also the object of investment of free cash flows and financial speculation. Identifying the process of contract pricing is in this context a key factor for the success of investment activities. The paper attempts to describe fluctuations of ten futures contracts on agricultural products from the US market. Data series come from the years 1975–2016. Series of trading contracts are decomposed in terms of trends and cyclical components. The aim of the study is to assess the possibility of forecasting cyclical components. Harmonic analysis is used for the description and prediction of cyclical components. The effectiveness of predictions has been studied using fractions tests and Pearson correlation coefficient. The results show that the observation of past fluctuations may help to improve investments. Due to the irregular component, it is important to compare the results of predictions obtained from technical models with estimates obtained from the models that take account of fundamental variables.

**Key words:** futures contracts, fluctuations, prediction, harmonic analysis

**JEL:** E32, G14, Q13

Wpłynęło do redakcji: 28.02.2017 r.

Skierowano do recenzji: 06.03.2017 r.

Zaakceptowano do druku: 19.05.2017 r.