

Justyna Kufel¹

Zakład Zastosowań Matematyki w Ekonomice Rolnictwa,
Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy
Instytut Badawczy

Cykl koniunkturalny a wahania marż w polskim przemyśle spożywczym – wnioski z analizy spektralnej²

Business cycle and markups fluctuations in the Polish food industry – conclusions from spectral analysis

Synopsis. W celu odpowiedzi na pytanie, jak zmieniają się struktury rynku w polskim przemyśle spożywczym na tle wahań koniunktury, badano zależność między realnym PKB w latach 2002-2013 a marżami na poziomie zagregowanego przemysłu spożywczego. Oprócz analizy korelacyjnej i cross-korelacyjnej sięgnięto po narzędzia analizy spektralnej. Okazało się, że do najbardziej konkluzywnych wyników prowadzi estymacja marż z uwzględnieniem wynagrodzeń krańcowych i pracy nieprodukcyjnej. O ile analiza cykliczności pozwoliła stwierdzić, że równoczesna współzależność pomiędzy marżami a cyklem makroekonomicznym jest raczej słaba i ujemna, analiza wyprzedzeń i opóźnień wskazała, że szczyty marż poprzedzają szczyty koniunktury o ok. 2 lata.

Słowa kluczowe: cykle koniunkturalne, przemysł spożywczy, marże, analiza spektralna

Abstract. In order to answer the question how market structures in the Polish food sector change along the business cycle, a relationship between real GDP in the period 2002-2013 and markups in the food sector was being tested. The methods used were as follows: correlations, cross-correlations and spectral analyses. Markups estimation taking account of marginal wage and overhead labor gave the most conclusive results. Cyclicity analysis allowed to state that the simultaneous variation between markups and business cycle is rather weak and negative, whereas markups peaks proceed peaks in business cycle by circa 2 years.

Key words: business cycles, food sector, markups, spectral analysis

Wstęp

Wielu badaczy, analizując różne sektory, w tym sektor rolno-żywnościowy, wskazuje na nasilenie się procesów koncentracji (Sexton, 2000; Szczepaniak, 2012). Z drugiej strony, istnieje kilka opracowań, w których zidentyfikowano zależność między mierzącymi poziom wywieranej siły rynkowej (Kufel, 2016a) marżami monopolistycznymi, czy też stopniem płytkości rynków, powiązanymi przecież ze wskaźnikiem koncentracji, a koniunkturą (np. Figiel i in., 2015; Gradzewicz i Hagemajer, 2007; Naes i in., 2009; Liapis, 2012). Charakter tej relacji nie jest jednak do końca znany. Podejrzewa się, że oczekiwania co do

¹ mgr, e-mail: justyna-kufel@wp.pl

² Praca powstała w ramach projektu badawczego o nr 2013/11/N/HS4/02427 finansowanego ze środków Narodowego Centrum Nauki (Program PRELUDIUM 6) pt. "Mechanizm interakcji marż i koniunktury na przykładzie polskiego sektora spożywczego" realizowanego w Instytucie Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej - Państwowym Instytucie Badawczym w okresie 20.08.2014 - 19.12.2015.

nadchodzącego osłabienia koniunktury powodują zwiększenie marż i poziomu płynności na rynku, a więc zjawiska te świadczyć mogą o zbliżającej się dekonunkturze. Zdaniem Kaleckiego w celu ochrony zysków podczas recesji firmy łączą się w kartele, które są zamykane w okresie ożywienia ze względu na rosnącą konkurencję zewnętrzną i lepsze perspektywy dla działalności samodzielnej. Gdy ceny dóbr finalnych pozostają sztywne podczas recesji, ze względu na kształt krzywych kosztów krańcowych w rolnictwie i przemyśle wydobywczym, które są ostro odchylone w górę, ceny materiałów ulegają obniżeniu i marże rosną, co czyni je antycyklicznymi (Kufel, 2016b). Z kolei zgodnie z schumpeterowską koncepcją kreatywnej destrukcji wzrost koncentracji może prowadzić do dekonunktury (Kozłowska, 2010). Może też być tak, że wolność gospodarza w rozszerzających swój zasięg systemach demokratycznych prowadzi do tego, że najlepsi zdobywają coraz większe udziały w rynku, a gorsi i nierozwijający się w tak szybkim tempie zmuszeni są opuścić rynek. Zdaniem ekonomisty Tylera Cowena korzyści z najnowszych fal innowacji technologicznej w nieproporcjonalnym stopniu przypadają najbardziej utalentowanym i najlepiej wykształconym członkom społeczeństwa. Zjawisko to przyczyniło się do wzrostu nierówności, zwłaszcza tam, gdzie rynek był najbardziej wolny. W przypadku USA w 1974 roku zarobki jednego procenta rodzin sięgały 10% PKB, w 2007 roku już 23,5%. Jest coraz więcej powodów, by uważać, że nierówności będą się dalej pogłębiać. Ekonomista Simon Johnson twierdzi natomiast, że obecne skupienia bogactwa w USA zaczęło się już samo napędzać: w celu uniknięcia bardziej uciążliwych regulacji sektor finansowy korzysta ze swoich wpływów i lobbingu; szkoły dla zamożnych są dziś lepsze niż kiedykolwiek, podczas gdy pozostałe systematycznie obniżają poziom; elity wszystkich społeczeństw w coraz większym stopniu wykorzystują lepszy dostęp do świata polityki, by chronić własne interesy (Fukuyama, 2012). W efekcie, powstające płytkie rynki są jednak bardziej narażone na wszelkie zewnętrzne zmiany i wahania, są mniej stabilne i całkiem szybko przyczynią się do zwiększenia ryzyka funkcjonowania na rynku, pogorszenia nastrojów, a w końcu – do spadku koniunktury.

W tym kontekście, główne pytanie badawcze jest następujące: jak zmieniają się struktury rynku³ w polskim przemyśle spożywczym na tle wahań koniunktury, przy czym jako miernik siły rynkowej różnicującej struktury zastosowano marżę monopolistyczną. Hipoteza badawcza jest następująca: zmiany w strukturze rynku poprzedzają zmiany w cyklu. W celu odpowiedzi na pytanie badawcze najpierw przedstawiona zostanie metodyka i dane wykorzystane w analizie, po czym zilustrowane zostaną cykl koniunkturalny oraz wahania marż, wyznaczona dominująca częstość wahań, długość cykli, amplituda wahań oraz punkty zwrotne. W kolejnym kroku na drodze badania cykliczności, wyprzedzeń i opóźnień względem PKB oraz relatywnej amplitudy wahań analizowana będzie zależność między marżami a koniunkturą gospodarczą. Po przedstawieniu wniosków końcowych udzielone zostaną rekomendacje odnośnie do polityki fiskalnej, monetarnej i konkurencji w obszarze przemysłu spożywczego, jak również odnośnie do kierunków dalszych badań.

Na koniec warto dodać, że przyczyną sięgnięcia po niniejszą problematykę było zainteresowanie autorki często poruszonym w ostatnich czasach dylematem między chciwością i rozważą graczy światowej gospodarki oraz jej zainteresowanie

³ W niniejszym artykule struktury rynku rozumiane są jako różne ze względu na liczbę sprzedawców, homogeniczność przedmiotów wymiany i rodzaj preferencji nabywców wobec sprzedawców formy rynku, wśród których główne to: konkurencja doskonała, konkurencja monopolistyczna, oligopol i monopol (Hamulczuk, 2015).

endogenicznymi przyczynami cykli koniunkturalnych. W szczególności, przemysł spożywczy do analizy nie został wybrany przypadkowo. Otóż jest to sektor tradycyjny i posiadający kluczowe znaczenie w aspekcie bezpieczeństwa żywnościowego. Szczegółowe omówienie przypadku tego przemysłu może nie tylko wspomóc proces budowy modeli makroekonomicznych obejmujących całą gospodarkę, ale także ułatwić interpretację przebiegu cykli w gospodarce. Wyniki mogą być przydatne dla polityki stabilizacyjnej. Ponieważ jej celem jest łagodzenie objawów spowolnienia i kryzysu w określonych sektorach, z punktu widzenia jej efektywności ważne jest rozpoznanie, czy zmiany sytuacji w poszczególnych sektorach następują równocześnie i z tą samą częstotliwością w porównaniu do zmian w zagregowanej aktywności ekonomicznej. W szczególności, nie tylko większe odejście od konkurencji doskonałej (Kufel, 2016a), ale także większa zmienność struktur rynkowych wiąże się ze stratami dobrobytu społecznego. Ponadto, identyfikacja charakteru ich zmienności może wnieść istotny wkład w kształtowanie polityki konkurencji.

Metody badawcze i źródła danych

Do pomiaru marż monopolistycznych w polskim przemyśle spożywczym wykorzystano metodę Roegera oraz metodę opartą na liczeniu marż czynnika pracy, które zostały scharakteryzowane w pracach Kufel (2016a, 2016c). Jeśli chodzi o metodę Roegera, marże policzono dwoma sposobami – w oparciu o wyniki regresji przeprowadzonej za pomocą KMNK bez stałej (8) i w oparciu o regresję odporną (9). Jeśli chodzi o metodę opartą na liczeniu marż czynnika pracy, rozważono 7 specyfikacji przedstawionych w tabeli 1, przy czym do liczenia zależności z koniunkturą, za Nekardą i Ramey (2013), nie wykorzystano obliczeń marż, lecz tylko świadczące o ich wahaniami logarytmu. Było to spowodowane wysoką wrażliwością wyników odnośnie do marż na oszacowania funkcji produkcji (C-D i CES)⁴. Do policzenia marż wykorzystano dane roczne pochodzące z formularzy SP i Z-06 dostarczone przez GUS oraz dane odnośnie do kwartalnych i rocznych wskaźników makroekonomicznych dostępne w GUS. Do pomiaru cyklu koniunkturalnego wykorzystano dane kwartalne odnośnie do realnego PKB (w cenach stałych z 2010 roku) pozyskane z bazy Eurostatu. Wszystkie zmienne poddano zlogarytmowaniu. Dane roczne odnośnie do marż zostały sprowadzone do kwartalnych za pomocą procedury Chow i Lin (1971), natomiast z danych kwartalnych odnośnie do realnego PKB usunięto sezonowość za pomocą procedury TRAMO-SEATS.

Badanie podzielono na dwa etapy. Pierwszy obejmował analizę morfologiczną i sprowadzał się do analizy funkcji gęstości spektralnej dla szeregów, z których wyeliminowano trend i wahania sezonowe w celu ustalenia dominującej częstotliwości wahań cyklicznych, oraz analizy charakteru wahań cyklicznych marż i koniunktury. Celem drugiego etapu była natomiast identyfikacja współzależności. Obejmował on badanie cykliczności, w którym wykorzystano współczynniki korelacji liniowej Pearsona i korelacje dynamiczne, oraz analizę wyprzedzeń/opóźnień względem PKB, w którym wykorzystano korelacje krzyżowe oraz pozostałe elementy analizy cross-spektralnej (poza korelacjami dynamicznymi), jak wyprzedzenie i wzmocnienie. Mierniki te umożliwiły

⁴ Obliczenia marż w polskim przemyśle spożywczym dla okresu 2002-2012 można znaleźć w Kufel (2016c).

miar siły zależności korelacyjnej między zmiennymi, charakteru relacji między nimi (wyprzedzający, równoczesny lub opóźniony) oraz ich względnej zmienności.

Tabela 1. Metody wzięte pod uwagę w liczeniu marż opartych na czynniku pracy

Table 1. Specifications utilized to calculate based on labor input markups

Specyfikacja	Funkcja produkcji postaci Cobba-Douglasa	Funkcja produkcji CES	Bez pracy nieprodukcyjnej	Wynagrodzenie krańcowe nie równe przeciętnemu
(1)	X			
(2)	X		X	
(3)	X			X
(4)	X		X	X
(5)		X		
(6)		X	X	
(7)		X	X	X

Źródło: Opracowanie własne.

W analizie sięgnięto zatem zarówno po statystyki określone w dziedzinie czasu, jak i statystyki określone w dziedzinie częstotliwości. Jeśli chodzi o te pierwsze, współczynniki korelacji liniowej Pearsona (korelacje równoczesne) wskazują pozycję cykliczną marż względem PKB, natomiast korelacje krzyżowe pozwalają określić, czy charakter marż wobec PKB jest wyprzedzający, równoczesny czy opóźniony. Wzięto pod uwagę do 8 kwartałów opóźnień/wyprzedzeń marż względem PKB, przy czym przyjęto, że maksimum wartości bezwzględnej współczynnika korelacji dla n -tego opóźnienia (wyprzedzenia) marż wobec PKB sugeruje, że marże są o n -kwartałów wyprzedzające (opóźnione) względem PKB. Obliczono także odchylenia standardowe dla składników cyklicznych.

Mierniki analizy cross-spektralnej umożliwiają przedstawienie zależności między zmiennymi za pomocą funkcji częstotliwości, co sprowadza się do rozbicia zmiennych na ich składowe o różnych pasmach częstotliwości. Umożliwia to analizę związków między marżami a PKB w różnych horyzontach czasowych. W badaniu sięgnięto po 3 mierniki. Korelacje dynamiczne pozwalają określić, w jakich pasmach częstotliwości zależności korelacyjne między zmiennymi są najsilniejsze. Przedstawienie współczynników korelacji liniowej jako funkcji częstotliwości pozwala bowiem zbadać siłę i znak współzależności między zmiennymi dla różnych okresów wahań cyklicznych. Wskaźniki opóźnienia fazowego wskazują, które zmienne wcześniej, a które później przechodzą w kolejne fazy cyklu. Charakter powiązań czasowych (wyprzedzający, równoczesny, opóźniony) jest tu przedstawiany jako funkcja częstotliwości. Względne wariancje i wskaźniki wzmocnienia umożliwiają natomiast określenie relatywnej amplitudy wahań cyklicznych zmiennych, ogólnie i w danych pasmach częstotliwości. Względna amplituda wahań zmiennych traktowana jest jako funkcja częstotliwości.

Detrendyzację szeregów analizowanych w dziedzinie czasu przeprowadzono wykorzystując filtr pasmowo-przepustowy Christiano-Fitzgeralda (2003), który umożliwił wyodrębnienie z szeregu czasowego składowej cyklicznej o waniach z przedziału

określonego na 1,5-10 lat⁵, podczas gdy wahania o okresie poniżej 1,5 roku uznane zostały jako krótkookresowy szum, natomiast wahania powyżej 10 lat jako procesy związane ze wzrostem i konwergencją.⁶ Warunkiem jego efektywności jest jednak to, aby dany szereg posiadał pierwiastek jednostkowy lub był stacjonarny wokół trendu deterministycznego. W tym celu przeprowadzono testy ADF i KPPP. Wyniki testów pokazały, że poza szeregiem marż wyznaczonych metodą Roegera – regresja odporna, pozostałe 9 analizowanych szeregów podlega procesowi $I(1)$ z dryfem, w związku z czym przed oszacowaniem składnika cyklicznego z szeregów usunięto dryf poprzez odjęcie trendu liniowego (marże liczone metodą 1 i 2) lub liniowego i kwadratowego (specyfikacje 3, 4, 5, 6, 7, 8, realny PKB)⁷. Jeśli chodzi o szeregi analizowane w dziedzinie częstotliwości podobnie skorygowano je uprzednio o sezonowość (w przypadku PKB) i oszacowany KMNK trend deterministyczny, po czym zastosowano filtr CF⁸. Analizy te również wymagają, aby szeregi były stacjonarne. Obliczenia przeprowadzono w programach: GRETL, Matlab, EViews.

Analiza morfologiczna cykli

Wyniki analizy spektrum (rys. 1) przeprowadzonej dla 10 analizowanych szeregów czasowych, z których pozbyto się trendu, a w przypadku realnego PKB także wahań sezonowych, wskazują na różnice, jeśli chodzi o dominujące częstotliwości wahań determinujących dynamikę cykliczną marż i koniunktury. O ile na zmienność realnego PKB oraz marż pracy liczonych za pomocą specyfikacji 1 i 2 najsilniej wpływają wahania o częstotliwości odpowiadającej długości cyklu 1,5-12 lat, na zmienność marż liczonych pozostałymi metodami duży wpływ mają także wahania o długości 2-3 kwartałów. Co

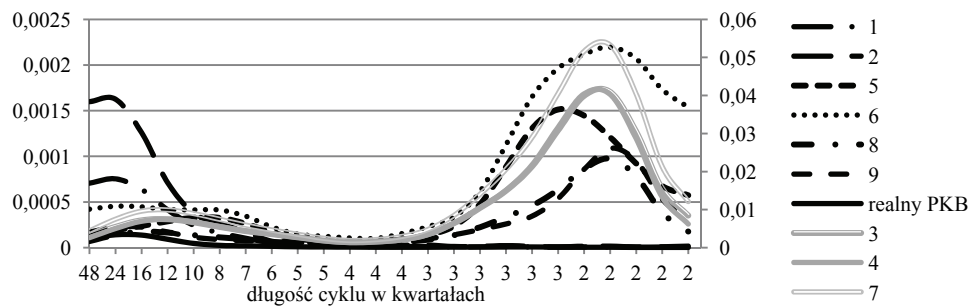
⁵ Zdaniem Gradzewicza i in. (2010) wybór cezurę czasowej 2-10 lat dla składowej cyklicznej jest bardziej konkluzywny i łatwiejszy w ekonomicznej interpretacji w porównaniu z okresami 0,5-8 czy 1,5-8 lat. Ze względu na fakt, iż najnowsze badania odnośnie Polski (Skrzypczyńska, 2015) dotyczą okresu 1,5-10 lat, zdecydowano się na przyjęcie takiej cezurę.

⁶ Działanie tego filtru polega na wzmocnieniu wahań o wybranych częstotliwościach i osłabieniu lub wzmocnieniu pozostałych. Jest on niejako lepszą wersją filtru Baxtera i Kinga (1999), który umożliwia przefiltrowanie tylko dla szeregu wewnątrz próby. Ponadto, ze względu na fakt, iż wykorzystanie w celu detrendyzacji filtru HP (Hodrick i Prescott 1997) dało wyniki przybliżone, w celu koncentracji na problemie zamiast na porównaniu metod zdecydowano się na przeprowadzenie analiz tylko w oparciu o wyniki otrzymane za pomocą filtru CF.

⁷ Statystyki testu KPSS przy każdym konwencjonalnym poziomie istotności nie dały podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej mówiącej o stacjonarności w przypadku modelu ze stałą tylko dla specyfikacji 8 i 9 oraz dla specyfikacji 1 i 2 w modelu ze stałą i trendem liniowym. Wyniki testu ADF wskazały natomiast na odrzucenie hipotezy zerowej mówiącej o występowaniu pierwiastka jednostkowego przy 10-procentowym poziomie istotności, jeśli chodzi o marże liczone specyfikacjami 4, 5, 6, 9 (model ze stałą), specyfikacją 2 (model ze stałą i trendem liniowym) oraz specyfikacją 1 (model ze stałą, trendem liniowym i kwadratowym) (patrz załącznik 1). W przypadku specyfikacji 1 lepiej dopasowany do danych okazał się jednak trend liniowy, natomiast odnośnie do specyfikacji 3-8 oraz realnego PKB – trendy liniowy i kwadratowy.

⁸ Należy zaznaczyć, iż Gradzewicz i in. (2010) oraz Beneti (2001) zauważają, że zastosowanie filtra CF przed analizami cross-spektralnymi może prowadzić do zaburzeń, zalecając ich pominięcie, aby periodogramy szeregów pozostały bez istotnych zmian w analizowanych pasmach częstotliwości. Ponieważ w literaturze nie ma jednoznaczności w tej kwestii, a najnowsze analizy cross-spektralne dla Polski poprzedzono wykorzystaniem filtru CF (Skrzypczyńska, 2015), w niniejszej pracy postąpiono standardowo (Skrzypczyński, 2010) i nie pominięto etapu filtracji. Dodatkowo, za zastosowaniem filtru CF przed analizami cross-spektralnymi przemawiała duża zmienność krótkookresowa marż liczonych z uwzględnieniem wynagrodzenia krańcowego, co wynikało ze sposobu ich kalkulacji.

więcej, rola zarówno tych krótszych, jak i dłuższych wahań wydaje się być znacznie większa w przypadku marż liczonych z uwzględnieniem wynagrodzenia krańcowego. Choć znaczenie wahań o okresie dłuższym niż standardowo przyjmowany maksymalny czas trwania cyklu – 10 lat⁹ – w przypadku szeregów marż zdaje się być mniejsze niż dla realnego PKB, ostatecznie zdecydowano, że ze względu na główny problem badawczy, którym jest odniesienie wahań marż do wahań koniunktury makroekonomicznej, dalsze analizy będą oparte na składowej cyklicznej obejmującej dominujące w przypadku PKB wahania o długości cyklu 1,5-10 lat.



Rys. 1. Funkcje gęstości spektralnej PKB i marż (specyfikacje uwzględniające wynagrodzenie krańcowe – prawa oś)

Fig. 1. Functions of spectral density regarding GDP and markups (markups specifications including marginal wage – right axis)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Składowe cykliczne marż w latach 2002-2013 (rys. 2) liczone w oparciu o wynagrodzenie krańcowe (specyfikacje 3, 4, 7) charakteryzują się większą amplitudą niż pozostałe analizowane zmienne (odchylenie od stochastycznego trendu długookresowego maksymalne do 33,5%, podczas gdy pozostałe zmienne nie więcej niż 6,5%), co stanowi potwierdzenie większej wrażliwości i lepszego dopasowania do fluktuacji koniunkturalnych tego sposobu kalkulacji marż. Ponadto, zarówno cykl koniunkturalny, jak i marże liczone w oparciu o marże czynnika pracy bez modyfikacji i z uwzględnieniem pracy nieprodukcyjnej (specyfikacje 1 i 2) cechują dłuższe cykle w porównaniu z marżami liczonymi pozostałymi metodami, co jest zgodne z wynikami analiz funkcji gęstości spektralnej. Okazuje się, że podczas gdy realny PKB i marże liczone w oparciu o specyfikacje 1 i 2 w analizowanym okresie wykazały 4 minima (początki ożywienia) oraz odpowiednio 4 maksima lokalne (początki spowolnienia), marże liczone w oparciu o specyfikacje 3-8 wykazały aż 6-7 minimów i 5-6 maksimów.¹⁰

Maksima cyklu koniunkturalnego miały miejsca w 2 kwartale 2002 roku, 1 kwartale 2004 roku, 4 kwartale 2007 roku i 3 kwartale 2011 roku. Następujące po nich spowolnienia związane były odpowiednio z dostosowaniami po wejściu do Unii Europejskiej w 2004 roku, ze skutkami kryzysu finansowego 2007 roku oraz ze skutkami spowodowanego przez niego kryzysu gospodarczego, które w Polsce zaczęły być widoczne pod koniec 2011 roku. W tym czasie, średnio rzecz biorąc, marże oparte na czynniku pracy odnotowały maksima

⁹ Patrz Burns i Mitchell (1946), King i Rabelo (1999), Stock i Watson (1999).

¹⁰ W załączniku 2 przedstawiono fazy cyklu i punktu zwrotne składowych cyklicznych.

w okolicy 2 kwartału 2002 roku, 3 kwartału 2004 roku, 1 kwartału 2006 roku, 3 kwartału 2007 roku, 2 kwartału 2009 roku, 3 kwartału 2011 roku oraz 2 kwartału 2013 roku, czyli średnio co 2 lata. O ile początki nasilenia procesów koncentracji ilustrowanych marżami pracy miały miejsce mniej więcej równocześnie (przy czym w przypadku specyfikacji 1 i 2 było ich mniej), maksyma marż liczonych metodą Roegera rzadko kiedy się z nimi pokrywały, cechując się inną dynamiką.

Rys. 2. Wahania PKB (prawa oś) i marż przemysłu spożywczego w okresie 2002-2014 (w %)

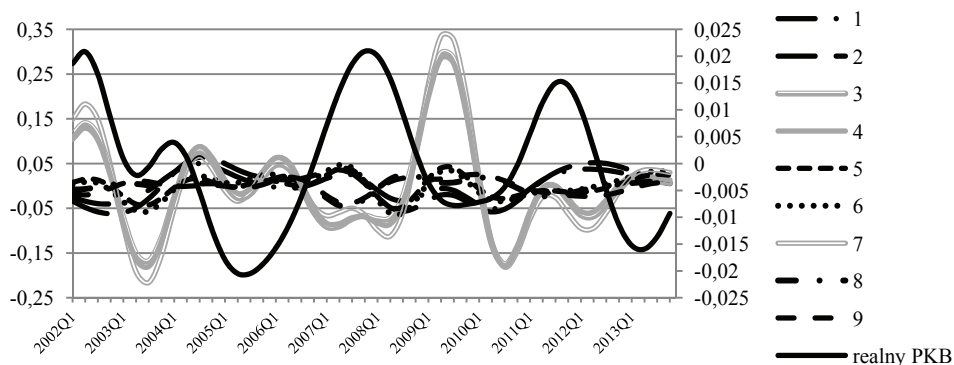


Fig. 2. Fluctuations of GDP (right axis) and the food sector markups in the period 2002-2014 (in %)

Źródło: jak rys. 1.

Jeśli chodzi o zmiany marż pracy uwzględniających wynagrodzenie krańcowe (specyfikacje 3, 4 i 7) wskazują one, iż do największych spadków poziomu wywieranej siły rynkowej dochodziło w 3 kwartale 2003 roku oraz w 3 kwartale 2010 roku, a więc odpowiednio 3 i 5 kwartałów przed początkami spowolnienia gospodarczego. Wejście do UE wiązało się z procesami koncentracji sektora związanymi z niezbędnymi procesami restrukturyzacji zakładów i dostosowania ich do nowych przepisów i regulacji, czemu towarzyszył spadek marż. Mającemu miejsce od 2 kwartału 2005 roku okresowi dobrej koniunktury towarzyszyła rosnąca konkurencja, z którą wiązał się ponowny okresowy spadek marż. W roku 2007 doszło do załamania na światowym rynku finansowym, które w Polsce zaczęło być odczuwalne w pierwszym kwartale 2008 roku. Marże spadały już wcześniej, od 2 kwartału 2006 roku. Odchylenie marż poniżej trendu długookresowego nie przekraczające 10% trwało średnio rzecz biorąc dwa lata, po czym wzrosło ono aż o ponad 30% w stosunku do trendu w 2 kwartale 2009 roku. Kryzys finansowy skutkowałam względny wzrostem siły rynkowej wywieranej przez przedsiębiorstwa przemysłu spożywczego w Polsce. Drugi po tym z 2003 roku najbardziej znaczący spadek marż (odchylenie o ok. 20% od trendu stochastycznego) miał miejsce na przełomie 2009 i 2010 roku, co było związane ze zbliżającym się spowolnieniem gospodarczym, które nastąpiło w roku 2011, a którego ów spadek marż mógł być symptomem. Można zatem powiedzieć, że bez względu na użytą do estymacji marż pracy funkcję produkcji (C-D czy CES), spadki marż uwzględniających wynagrodzenie krańcowe zdają się poprzedzać okresy dobrej koniunktury (szczyty koniunktury ok. roku po dnach marż, ok. 2 lat po ich szczytach).

Ponadto, analiza korelacji wzajemnych marż (tabela 2) umożliwia wskazanie, które specyfikacje dają szeregi o najbliższym sobie charakterze zmienności składnika cyklicznego. Okazuje się, że uwzględnienie pracy nieprodukcyjnej (specyfikacje 2 i 6) nie

wpływa w znacznym stopniu na zmienność marż liczonych w oparciu o funkcje odpowiednio C-D czy CES (specyfikacje 1 i 5). Także marże Roegera (specyfikacje 8, 9) są najbardziej skorelowane ze sobą. Ciekawa jest natomiast sytuacja odnośnie do marż uwzględniających wynagrodzenia krańcowe. Okazuje się, iż ta modyfikacja ma tak duży wpływ na zmienność, że marże liczone z jej uwzględnieniem przestają być skorelowane ze scenariuszem wejściowym (patrz specyfikacje 3 wobec 1, 4 wobec 2), natomiast w przypadku uwzględnienia funkcji CES, pracy nieprodukcyjnej i wynagrodzenia krańcowego (specyfikacja 7) zmienność marż bardziej przypomina zmienność marż liczonych z tymi modyfikacjami (specyfikacje 3 i 4) niż marż liczonych w oparciu o samą funkcję CES lub tylko z pracą nieprodukcyjną (specyfikacje 5, 6). Co więcej, można zauważyć, że marże liczone metodą Roegera są ujemnie skorelowane z marżami pracy bez modyfikacji i z uwzględnieniem pracy nieprodukcyjnej, bez względu na sposób szacowania funkcji produkcji.

Tabela 2. Współczynniki korelacji liniowej między marżami przemysłu spożywczego liczonych różnymi metodami (specyfikacje 1-9)

Table 2. The linear correlation coefficients between food sector markups calculated using different methods (specifications 1-9)

Specyfikacja	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
(1)	1,00	0,968	-0,041	0,029	0,334	0,484	-0,077	-0,399	-0,495
(2)		1,000	-0,067	0,018	0,377	0,566	-0,079	-0,344	-0,455
(3)			1,000	0,995	0,606	0,471	0,986	0,279	0,255
(4)				1,000	0,649	0,536	0,985	0,268	0,230
(5)					1,000	0,960	0,695	-0,256	-0,216
(6)						1,000	0,560	-0,266	-0,285
(7)							1,000	0,231	0,220
(8)								1,000	0,879
(9)									1,000

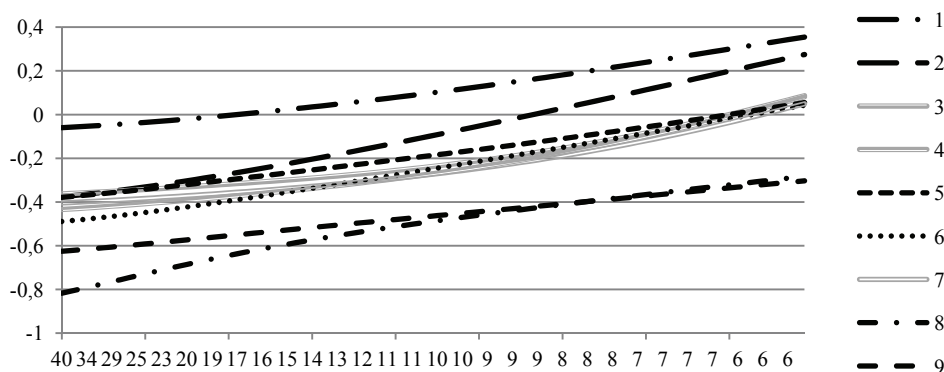
Źródło: jak rys. 1.

Identyfikacja współzależności marż z PKB

Współczynniki korelacji liniowych między marżami przemysłu spożywczego a PKB (tab. 3) wskazują na to, że marże zachowują się antycyklicznie w stosunku do realnego PKB bez względu na sposób ich liczenia. Uwzględnienie pracy nieprodukcyjnej zwiększa, natomiast wynagrodzenia krańcowego – zmniejsza siłę wzajemnej zależności. Marże pracy wydają się być przy tym słabiej skorelowane z koniunkturą w porównaniu z marżami liczonymi metodą Roegera. Najwyższy poziom korelacji występuje w przypadku marż liczonych metodą Roegera za pomocą regresji bez stałej (-0,6).

Wyniki te znajdują potwierdzenie w wielkości współczynnika korelacji w zależności od częstotliwości (rys. 3). Marże liczone metodą Roegera zachowują się antycyklicznie we wszystkich analizowanych częstotliwościach wahań. Specyfikacje 1 i 2 marż czynnika pracy dają marże antycykliczne dla dłuższych cykli (odpowiednio powyżej 17 i 8 kwartałów) i procykliczne dla cykli krótszych, podobnie jak marże uzyskane za pomocą

specyfikacji 3-7, które jednak zaczynają być antycykliczne dla cykli trwających więcej niż 6 kwartałów, a więc w zasadzie dla większości analizowanych częstotliwości. Można także zauważyć, że w przypadku wszystkich specyfikacji wraz z wydłużaniem długości analizowanych cykli marże stają się coraz silniej antycykliczne, a maksymalna wartość bezwzględna współczynnika korelacji wynosi 0,8 w przypadku specyfikacji 8, natomiast w przypadku marż pracy – 0,5.



Rys. 3. Korelacje dynamiczne pomiędzy marżami przemysłu spożywczego a PKB

Fig. 3. Dynamic correlations between the food industry markups and GDP

Źródło: jak rys. 1.

W tabeli 3 przedstawiono przeciętne opóźnienie/wyprzedzenie mierników marż względem PKB, natomiast na rysunku 4 – spektralne miary przesunięcia fazowego ilustrujące charakter powiązania czasowego pomiędzy zmiennymi dla różnych pasm częstotliwości, przy czym należy podkreślić, że za wyjątkiem cykli marż Roegera trwających dłużej niż 7 lat, 95% przedział ufności dla miar przesunięcia zawsze zawierał 0, co świadczy o tym, że zarówno wyprzedzenia, jak i opóźnienia w długich cyklach były nieistotne statystycznie przy poziomie istotności 5%. Równocześnie okazało się, że dla wahań o dowolnych częstotliwościach dla marż pracy i wahań o wysokich częstotliwościach dla marż Roegera, miara odchylenia od oceny punktowej przekraczała ¼ okresu wahań, a zatem oprócz metody Roegera dla niskich częstotliwości, wszystkie aplikowane metody zdają się wskazywać na antycykliczność marż w cyklach o okresie 6-40 kwartałów.

Analizując współczynniki korelacji PKB z wyprzedzeniami i opóźnieniami marż o maksymalnie trzy okresy można zauważyć, że w przypadku większości specyfikacji (1, 2, 3, 4, 7) zmiany marż wyprzedzają zmiany koniunktury o 2-3 kwartały. Uwzględnienie funkcji CES bez wynagrodzenia krańcowego (specyfikacje 5, 6) daje marże opóźnione o 3 kwartały, natomiast marże Roegera zmieniają się równocześnie ze zmianami realnego PKB. Należy zauważyć, że zmiany te mają charakter antycykliczny. W wyniku rozszerzenia zakresu analizy na 8 kwartałów okazuje się, że marże liczone w oparciu o specyfikacje 3, 4, 5, 7 wyprzedzają zmiany koniunktury w tym samym kierunku (dodatnie wartości współczynników) o ok. 8 kwartałów, co zdaje się potwierdzać wyniki analizy morfologicznej składowych cyklicznych.

Tabela 3. Korelacje krzyżowe marż przemysłu spożywczego z PKB*

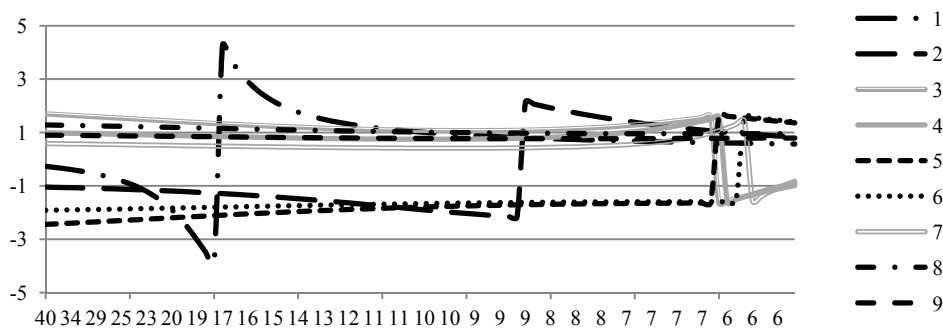
Table 3. Cross-correlations between the food industry markups and GDP

Sp.	Szereg opóźniony względem PKB (kw.)							0	Szereg wyprzedzający względem PKB (kw.)									
	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2		-1	1	2	3	4	5	6	7	8	
(1)	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,2	-0,3	-0,4	-0,4	-0,5	-0,4	-0,2	0,0	
(2)	-0,1	-0,2	-0,2	-0,2	-0,3	-0,3	-0,3	-0,3	-0,3	-0,3	-0,3	-0,3	-0,3	-0,3	-0,2	-0,1	0,1	
(3)	0,4	-0,5	0,4	0,3	0,1	0,0	0,0	-0,1	-0,1	-0,2	-0,3	-0,3	-0,3	-0,2	-0,1	0,1	0,3	0,5
(4)	0,4	0,4	0,4	0,2	0,1	0,0	-0,1	-0,1	-0,2	-0,3	-0,3	-0,3	-0,2	-0,1	0,2	0,4	0,5	
(5)	0,2	0,1	0,0	-0,2	-0,3	-0,4	-0,4	-0,3	-0,2	-0,1	0,0	0,0	0,1	0,2	0,3	0,4	0,4	
(6)	0,1	0,0	-0,1	-0,3	-0,4	-0,5	-0,5	-0,4	-0,3	-0,2	-0,1	0,0	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	
(7)	0,4	0,4	0,3	0,2	0,0	-0,1	-0,1	-0,1	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2	-0,1	0,0	0,2	0,4	0,5	
(8)	0,6	0,6	0,5	0,4	0,2	0,0	-0,2	-0,4	-0,6	-0,6	-0,6	-0,4	-0,1	0,1	0,3	0,4	0,4	
(9)	0,6	0,6	0,5	0,3	0,1	-0,1	-0,3	-0,5	-0,5	-0,5	-0,3	-0,2	0,0	0,2	0,3	0,3	0,3	

*zaciemnione komórki oznaczają wyniki istotne, pogrubiona czcionka – maksymalne wartości bezwzględne z korelacji, kursywa – wartości maksymalne bezwzględne w ramach 3 wyprzedzeń/opóźnień.

Źródło: jak rys. 1.

Jeśli chodzi o krótkie cykle (6 kwartałów), zmiany marż liczonych z uwzględnieniem wynagrodzenia krańcowego mają charakter opóźniony, natomiast zmiany marż otrzymanych za pomocą pozostałych metod wydają się być wyprzedzające. W przypadku długich cykli sytuacja jest odwrotna – marże wydają się opóźnione względem PKB, biorąc pod uwagę specyfikacje 1 (cykle powyżej 17 kwartałów), 2 (cykle powyżej 9 kwartałów), 5 i 6, oraz wyprzedzające, gdy uwzględnione są wynagrodzenia marginalne, przy czym wartość przesunięcia (za wyjątkiem specyfikacji 1 i 2) nie przekracza 3 kwartałów i lekko rośnie wraz z wydłużaniem cykli. Co ciekawe, marże Roegera, w przeciwieństwie do marż pracy, nie zmieniają kierunku przesunięcia, ujawniając wyprzedzający charakter o maksymalnie 1 kwartał, co zdaje się potwierdzać wyniki korelacji krzyżowych.



Rys. 4. Przesunięcia fazowe marż względem PKB (w kwartałach)

Fig. 4. Phase shifts of markups relative to GDP

Źródło: jak rys. 1.

W tabeli 4 przedstawiono standardową miarę relatywnej zmienności marż liczonych 9 sposobami w stosunku do zmienności realnego PKB, natomiast na rysunku 5 pokazano,

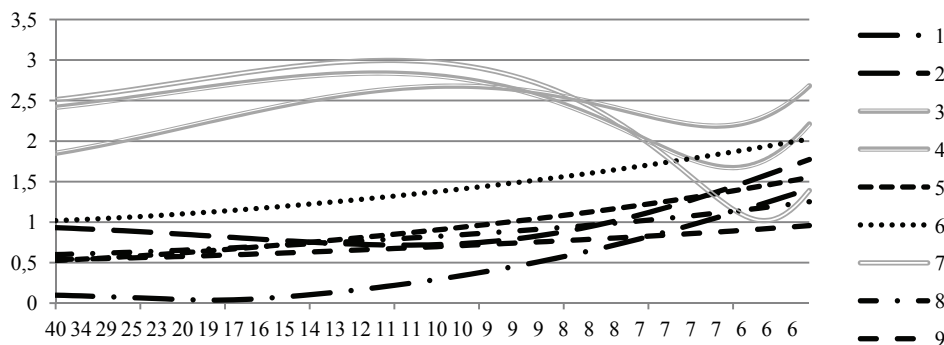
jak ta zmienność zmienia się w zależności od długości cykli. Wszystkie metody kalkulacji marż dają marże o większej zmienności w porównaniu do zmienności PKB, przy czym zmienność marż uzyskanych z uwzględnieniem wynagrodzeń krańcowych jest aż 8-10 razy większa, a najniższą relatywną amplitudę wahań posiadają marże Roegera. Rezultaty analizy wzmocnień świadczą natomiast o tym, że w danych częstotliwościach wahań szeregi marż otrzymanych z uwzględnieniem wynagrodzenia krańcowego charakteryzują się wyższą zmiennością niż PKB. Amplituda cykli marż liczonych pozostałymi metodami w krótszych cyklach jest natomiast większa, w dłuższych – mniejsza niż amplituda cykli realnego PKB. Co więcej, marże otrzymane w specyfikacjach 3, 4 i 7 w cyklach ponad 2-letnich cechuje nawet do 20 razy wyższa relatywna zmienność w porównaniu do marż otrzymanych pozostałymi metodami.

Tabela 4. Odchylenia standardowe składnika cyklicznego (w %)

Table 4. Standard deviations of the cyclical component (in %)

Zmienne	Odchylenia standardowe składnika cyklicznego	Odchylenia standardowe w relacji do odchylenia standardowego PKB
PKB	1,2	100
Marże (1)	2,8	230
Marże (2)	4,0	326
Marże (3)	10,4	852
Marże (4)	10,3	844
Marże (5)	2,2	184
Marże (6)	2,8	230
Marże (7)	12,0	989
Marże (8)	1,6	128
Marże (9)	1,6	132

Źródło: jak rys. 1.



Rys. 5. Wzmocnienie marż względem PKB

Fig. 5. Strengthening of markups relative to GDP

Źródło: jak rys. 1.

Wnioski

W celu odpowiedzi na pytanie, jak zmieniają się struktury rynku w przemyśle spożywczym na tle wahań koniunktury, przedstawiono najważniejsze charakterystyki marż na poziomie zagregowanego przemysłu spożywczego liczonych 9 sposobami (metoda Roegera plus modyfikacje marż czynnika pracy) oraz realnego PKB w polskiej gospodarce w latach 2002-2013. Dzięki wykorzystaniu filtru Christiano-Fitzgeralda możliwe było wyodrębnienie składowych cyklicznych oraz charakterystyka cykli odnośnie do marż i koniunktury gospodarczej, biorąc pod uwagę ich cechy morfologiczne. Zastosowanie dwuwymiarowych mierników cross-spektralnych pozwoliło natomiast na określenie charakteru współzależności szeregów dla różnych częstotliwości wahań.

Uzyskane wyniki pozwoliły na lepsze zrozumienie dynamiki przebiegu cykli odnośnie do marż w przemyśle spożywczym i PKB. Zidentyfikowano okresy dobrej i słabej koniunktury oraz wysokich i niskich marż. Pokazano, że pomimo iż koniunktura makroekonomiczna różnie oddziaływała na struktury rynkowe przemysłu spożywczego w zależności od sposobu szacowania wywieranej siły rynkowej, możliwe jest wyciągnięcie pewnych ogólnych wniosków odnośnie do zmian struktur rynkowych w kontekście wahań aktywności ekonomicznej w gospodarce. Można się spodziewać, że za pomocą zidentyfikowanych współzależności będzie można scharakteryzować także przyszłe wahania obu zmiennych. Z drugiej strony, ze względu na dość krótki okres analizy oraz fakt, iż poziomy marż monopolistycznych za pomocą opisanych specyfikacji mogły być otrzymane tylko w częstotliwości rocznej i poddane one zostały interpolacji, do wyników należy podchodzić ostrożnie.

Pokazano, że uwzględnienie udoskonaleń w obszarze estymacji marż monopolistycznych zmienia obraz wahań cyklicznych marż w odniesieniu do cyklu koniunkturalnego. Szczególnie ważne z punktu widzenia właściwości szeregów marż okazało się uwzględnienie pracy nieprodukcyjnej – specyfikacje 3, 4 i 7 dały najbardziej konkluzywne wyniki. Marże liczone tymi sposobami okazały się ze sobą mocno skorelowane (ok. 0,99) i najbardziej wrażliwe (gęstości spektralne i relatywna amplituda wahań). W przyszłości zaleca się stosowanie specyfikacji 3 lub 7 w zależności od tego, która z funkcji (C-D lub CES) będzie lepiej dopasowana do warunków polskiej gospodarki. Ponadto, o ile analiza cykliczności pozwoliła stwierdzić, że siła równoczesnej współzależności pomiędzy marżami a cyklem makroekonomicznym jest raczej słaba, analiza wyprzedzeń i opóźnień wskazała, że szczyty marż poprzedzają szczyty koniunktury o ok. 2 lata.

Ze względu na początki omawianego nurtu badawczego oraz jego złożoność i wielowątkowość wynikającą z łączenia elementów mikro- i makroekonomii, celem autorki na tym etapie nie było jeszcze wyciąganie ogólnych wniosków odnośnie do mechanizmu oddziaływania na siebie marż w przemyśle spożywczym i koniunkturze. Konsekwentnie, kolejnym krokiem powinna być analiza wzajemnego wpływu analizowanych zmiennych, w tym identyfikacja zależności warunkowej w zależności od rodzaju egzogenicznych szoków w gospodarce. Pomimo tego, na podstawie przeprowadzonych analiz możliwe jest wyciągnięcie bardzo ogólnych wniosków odnośnie do polityki monetarnej, fiskalnej i polityki konkurencji. Jeśli chodzi o politykę monetarną, należałoby rozważyć śledzenie zmian struktur rynkowych jako predyktora zmian koniunktury gospodarczej, a także w badaniach cykliczności przeprowadzanych na potrzeby budowy modeli DSGE uwzględniać przesunięcie oraz brać poprawkę na fazę

(przewagę faz), w której w okresie analizy znajduje się dana gospodarka. Jeśli natomiast chodzi o politykę fiskalną, należy ją prowadzić biorąc pod uwagę fakt, iż struktury rynkowe nie są czymś stabilnym, lecz zmieniają się dość dynamicznie w ramach zmian koniunktury. Także projektując kształt polityki konkurencji należy śledzić i dostosowywać ją do warunków zmiennej koniunktury.

Przed badaczami związku struktur rynkowych w sektorze rolno-żywnościowym i wahań koniunktury stoi niewątpliwie wiele dodatkowych wyzwań. Oprócz samej specyfiki sektora rolno-żywnościowego, głównym problemem będzie z pewnością kwestia doboru odpowiednich danych. Dokonana w celu przekształcenia danych rocznych na kwartalne interpolacja powinna być niewątpliwie zastąpiona rzeczywistymi danymi kwartalnymi. Z kolei lepsze od danych sektorowych byłyby z pewnością dane indywidualne. Ponieważ danych tego rodzaju nie można pozyskać z GUS, potrzebne byłoby przeprowadzenie analiz ilościowych w oparciu o dane pozyskane z badań ankietowych z wykorzystaniem metody reprezentacyjnej.

Na koniec warto zacytować słowa Kohlsa i Uhla (2002): *Sila rynkowa jest jak wiatr. Można ją poczuć, nie można zobaczyć.* Co więcej, nawet decydując się na wybór marż jako mierników struktur rynkowych i siły rynkowej, już sam ich pomiar jest kwestią wysoce dyskusyjną. Także wybór wskaźników koniunktury nie jest tak oczywisty. Zamiennie stosuje się stopę bezrobocia, PKB, czy też stopę wzrostu PKB, by wymienić tylko główne z nich. I w końcu, możliwy wpływ marż na koniunkturę, choć kierunek oddziaływania równie dobrze może być przeciwny, jest z pewnością jedną z przyczyn jej zmian, w efekcie czego wpływ ten będzie trudno jednoznacznie zidentyfikować, nawet jeśli zakres wywierania siły rynkowej byłby czynnikiem całkiem znaczącym.

Literatura

- Baxter, M., King, R. (1999). Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters For Economic Time Series. *Review of Economics and Statistics*, nr 81(4), 575-593.
- Beneš, L. (2001). Band-pass filtering, cointegration and business cycle analysis. *Bank of England Working Paper*, London.
- Bils, M. (1987). The Cyclical Behavior of Marginal Cost and Price. *American Economic Review*, nr 77(5), 837-873.
- Burns, A., Mitchell, W. (1946). Measuring Business Cycles. *NBER Working Paper*, New York.
- Chow, G., Lin, A. (1971). Best linear unbiased interpolation, distribution, and extrapolation of time series by related series. *The Review of Economics and Statistics*, nr 53(4), 372-375.
- Christiano, L., Fitzgerald, T. (2003). The Band Pass Filter. *International Economic Review*, nr 44(2), 435-465.
- Church, J., Ware, R. (2000). *Industrial Organization: A Strategic Approach*. Irwin McGraw-Hill, Boston.
- Drozdowicz-Bieć, M. (2012). *Cykle i wskaźniki koniunktury*. Wydawnictwo Poltext, Warszawa.
- Etro, F. (2007). Endogenous market structures and macroeconomic theory. *Tijdschrift voor Economie en Management*, nr LII (4), 517-540.
- Figiel, S., Hamulczuk, M., Kufel, J. (2015). Cyclical behavior of labor markups in the Polish food industry. IERIGŻ-PIB, Warszawa (maszynopis).
- Fukuyama, F. (2012). Przyszłość historii. *Forum*, nr 8, 20-23.
- Gradzewicz, M., Growiec, J., Hagemeyer, J., Popowski, P. (2010). Cykl koniunkturalny – wnioski z analizy spektralnej. *Bank i Kredyt*, nr 41(5), 41-76.
- Gradzewicz, M., Hagemeyer, J. (2007b). Wpływ konkurencji oraz cyklu koniunkturalnego na zachowanie się marż monopolistycznych w gospodarce polskiej. *Bank i Kredyt*, nr 1, 11-27.
- GUS (2014). *Mały Rocznik Statystyczny*. GUS, Warszawa.
- Hamulczuk, M. (red.) (2015). *Struktury rynku i kierunki ich zmian w łańcuchu marketingowym żywności w Polsce i na świecie*. IERIGŻ-PIB, Warszawa.

- Hodrick, R., Prescott, E. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, nr 29(1), 1-16.
- King, R., Rabelo, S. (1999). Resuscitating Real Business cycles [W:] Taylor J., Woodford M. (red.): *Handbook of Macroeconomics*. Elsevier, Amsterdam.
- Kohls, R., Uhl, J. (2002). Marketing of agricultural products. Upper Saddle River, Prentice Hall.
- Kufel, J. (2016a). Monopolistic markups in the Polish food sector. *Equilibrium* (w druku).
- Kufel J. (2016b). Cyclicalit of markups in the EU food industry and the Michał Kalecki theory. *Act Scientiarum Polonorum. Oeconomia* (w druku).
- Kufel, J. (2016c). Based on labor input markups in the Polish food sector (w recenzji).
- Kufel, T. (2011). *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Liapis, P. (2012). Structural change in commodity markets. Have agricultural markets become thinner? OECD Food, Agriculture and Fisheries Working Papers, 54, OECD Publishing, Paris.
- McCorrison, S. (2002). Why should imperfect competition matter to agricultural economists? *European Review of Agricultural Economics*, nr 29 (3), 349-371.
- Naes, R., Skjeltop, J., Odegaard, B. (2009). Liquidity and the Business Cycle. PPT, Universitet Stavanger.
- Nekarda, C., Ramey, V. (2013). The Cyclical Behavior of the Price-Cost Markup. *NBER Working Paper*, Washington.
- Osińska, M. (2008). *Ekonometryczna analiza zależności przyczynowych*. Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika w Toruniu, Toruń.
- Ramey, V. (1991). Discupption of Markups and the Business Cycle [W:] Blanchard O., Fischer S. (red.) *National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual*. The MIT Press, Cambridge.
- Roeger, W. (1995). Can Imperfect Competition Explain the Difference between Primal and Dual Productivity Measures? Estimates for US Manufacturing. *Journal of Political Economy*, nr 103(2), 316-330.
- Rotemberg, J., Woodford, M. (1999). The Cyclical Behavior of Prices and Costs. [W:] Taylor J., Woodford M. (red.): *Handbook of Macroeconomics*. Elsevier, Amsterdam.
- Sexton, R. (2000). Industrialization and Consolidation in the U.S. Food Sector. Implications for Competition and Welfare. *American Journal of Agricultural Economics*, nr 82(5), 1087-1104.
- Skrzypczyńska, M. (2015). *Procesy cykliczne w gospodarce Polski*. Praca doktorska, promotor prof. dr hab. Aleksander Welfe, obroniona 10.11.2015, KAE SGH.
- Skrzypczyński, P. (2010). Metody spektralne w analizie cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej. *Materiały i Studia NBP*, nr 252.
- Stock, J., Watson, M. (1999). Business Cycle Fluctuations in US Macroeconomic Times Series. [W:] Taylor J., Woodford M. (red.) *Handbook of Macroeconomics*. Elsevier, Amsterdam.
- Szczepaniak, I. (2013). *Struktura podmiotowa przemysłu spożywczego*. [W:] Mroczek R. (red.) *Procesy dostosowawcze polskiego przemysłu spożywczego do zmieniającego się otoczenia rynkowego (2)*. IERiGZ-PIB, Warszawa.

Załącznik 1. Wyniki testów KPSS i ADF*

Zmienne	Statystyka testu KPSS		Statystyka testu ADF			p-value dla testu ADF		
	Ze stałą	Ze stałą i trendem liniowym	Ze stałą	Ze stałą i trendem liniowym	Ze stałą, trendem lin. i kw.	Ze stałą	Ze stałą i trendem liniowym	Ze stałą, trendem lin. i kw.
PKB	0,893	0,185	-2,388	-1,037	-3,030	0,145	0,937	0,282
Marze (1)	0,824	0,104	-0,370	-2,648	-3,690	0,912	0,259	0,072
Marze (2)	0,651	0,104	-0,957	-3,246	-3,207	0,770	0,076	0,207
Marze (3)	0,581	0,176	-1,789	-2,221	-3,019	0,387	0,477	0,297
Marze (4)	0,522	0,179	-2,655	-2,000	-3,296	0,082	0,601	0,174
Marze (5)	0,888	0,211	-3,981	-1,780	-1,535	0,002	0,715	0,940
Marze (6)	0,868	0,204	-3,605	-2,214	-1,297	0,006	0,481	0,969
Marze (7)	0,683	0,182	-2,485	-1,738	-3,057	0,119	0,734	0,270
Marze (8)	0,220	0,193	-2,097	-2,384	-3,337	0,246	0,388	0,160
Marze (9)	0,220	0,193	-2,838	-2,916	-2,973	0,053	0,157	0,309
Wartości krytyczne st. testu KPSS			$\alpha = 0,01$			$\alpha = 0,05$		
Ze stałą			0,739			0,463		
Ze stałą i trendem liniowym			0,216			0,146		
						$\alpha = 0,10$		
						0,347		
						0,119		

*Liczbę opóźnień w teście ADF dobrano za pomocą kryterium AIC, max=9; w teście KPSS szerokość pasma przenoszenia za pomocą okna Bartletta dobrano za pomocą testu Neweya-Westa.

Źródło: jak rys. 1.

Załącznik 2. Fazy cyklu i punkty zwrotne składowych cyklicznych analizowanych zmiennych*

Zm.	2002				2003				2004				2005				2006				2007			
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
PKB		+	-	-	-	-	+	+	+	-	-	-	-	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	
(1)		-	-	-	+	+	+	+	+	+	+	-	-	-	-	-	-	+	+	+	+	-	-	
(2)		-	-	-	+	+	+	+	+	+	+	-	-	-	-	-	-	+	+	+	+	-	-	
(3)		+	-	-	-	-	-	+	+	+	+	-	-	-	+	+	+	-	-	-	-	+	+	+
(4)		+	-	-	-	-	-	-	+	+	+	+	-	-	-	+	+	+	-	-	-	-	+	+
(5)		+	-	-	-	-	-	-	+	+	+	+	-	-	-	+	+	+	-	-	-	+	+	+
(6)		+	-	-	-	-	-	-	+	+	+	+	-	-	+	+	+	-	-	-	-	+	+	+
(7)		+	-	-	-	-	-	-	+	+	+	+	-	-	-	+	+	+	-	-	-	-	+	+
(8)		+	+	+	+	-	-	-	-	+	+	+	+	-	-	+	+	+	+	-	-	-	-	+
(9)		-	+	+	+	+	-	-	-	-	+	+	-	-	-	+	+	+	+	-	-	-	-	+
	2008				2009				2010				2011				2012				2013			
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
PKB	-	-	-	-	-	-	-	+	+	+	+	+	+	+	-	-	-	-	-	-	-	-	+	+
(1)	-	-	-	+	+	+	-	-	-	-	+	+	+	+	+	+	+	+	+	-	-	-	-	-
(2)	-	-	-	+	+	+	-	-	-	-	+	+	+	+	+	+	+	+	+	-	-	-	-	-
(3)	-	+	+	+	+	+	-	-	-	-	-	+	+	+	+	-	-	-	+	+	+	+	+	-
(4)	-	-	+	+	+	+	-	-	-	-	-	+	+	+	+	-	-	-	+	+	+	+	+	-
(5)	-	-	+	+	+	+	-	-	-	-	-	+	+	+	+	-	-	-	+	+	+	+	+	-
(6)	-	-	+	+	+	+	-	-	-	-	-	+	+	+	+	-	-	-	+	+	+	+	+	-
(7)	-	-	+	+	+	+	-	-	-	-	-	+	+	+	+	-	-	-	+	+	+	+	+	-
(8)	+	+	+	-	-	-	+	+	+	-	-	-	-	-	-	+	+	+	+	+	+	+	+	-
(9)	+	+	+	+	-	+	+	+	+	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	+	+	+	+	+

*+/- oznacza odpowiednio wzrost/spadek wartości składowej cyklicznej zmiennej względem poprzedniego kwartału, komórki zaciemnione – ekstrema lokalne.

Źródło: jak rys. 1.