



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Zeszyty Naukowe
Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego
w Warszawie

PROBLEMY
ROLNICTWA
ŚWIATOWEGO

Tom 14 (XXIX)

Zeszyt 3

Wydawnictwo SGGW
Warszawa 2014

Justyna Kufel¹

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

Marże w przemyśle spożywczym krajów Unii Europejskiej a wahania koniunktury gospodarczej

Mark-ups in the EU member countries' food sector and the business cycle fluctuations

Synopsis. Marża gra obecnie kluczową rolę w wielu modelach makroekonomicznych, a określenie jej cykliczności jest jednym z bardziej wymagających wyzwań stojących przed makroekonomią. Celem artykułu było oszacowanie wysokości i zmienności marż (przybliżonych zmienną PCM) w przemyśle spożywczym krajów Unii Europejskiej w latach 1995-2010, jak również poszukiwanie zależności między poziomem marż w przemyśle spożywczym państw Unii Europejskiej a koniunkturą makroekonomiczną i sektorową w tym okresie z zastosowaniem regresji panelowej. Okazało się, że w analizowanym okresie przemysł spożywczy nie dysponował znaczną siłą rynkową (0,12), natomiast zmienność między krajami (0,31) była wyższa niż w czasie (0,05). Wyniki wskazują na procykliczność marż w stosunku do cyklu sektorowego i ich antycykliczność w stosunku do cyklu makroekonomicznego.

Słowa kluczowe: marże cenowo-kosztowe, cykl koniunkturalny, przemysł spożywczy w UE

Abstract. Mark-up plays nowadays the major role in plenty of DSGE models, and defining its cyclicity is one of the most demanding challenges in macroeconomics. The aim of the article was to measure price-cost margins (PCM) used as a proxy for mark-ups and their variation in the EU countries food sectors, as well as to find out the character of the relationship between the business cycle, measured at the national and sectorial levels, and PCM in the period 1995-2010 using panel regression. It was found, that in the analyzed period the market power in the food sector wasn't so big (0,12) and that the variation of PCM between countries (0,31) was higher than between years (0,05). PCM proved to be procyclical regarding sectorial business cycle and antycyclical regarding macroeconomic business cycle.

Key words: mark-ups, price-cost margins, business cycle, food sector in the European Union

Wstęp

Marża (*mark-up*) jest to nadwyżka ceny nad kosztem krańcowym, a jej wartość świadczy o stopniu odejścia od konkurencji doskonałej, a zatem o sile monopolistycznej. Inaczej mówiąc, marże są odzwierciedleniem siły rynkowej. Szacowanie cykliczności marż² jest szczególnie ważne w kontekście poszukiwania przyczyn sztywnych cen i płac, czego udowodnienie pozwoliłoby dowieść słuszności poglądów szkoły neokeynesowskiej.

¹ mgr, e-mail: kufel@ierigz.waw.pl

² O marżach mówi się, że są procykliczne, gdy ich korelacja z cyklem koniunkturalnym jest dodatnia, natomiast, że są antycykliczne – gdy ta korelacja jest ujemna, przy czym do analizy cykliczności marż wykorzystywane są w równym stopniu analizy korelacji i regresji.

W efekcie, określenie cykliczności marż uważane jest obecnie za jedno z bardziej wymagających wyzwań makroekonomii [Nekarda i Ramey 2013]. Założenie o cykliczności marż jest także jednym z podstawowych w neokeynesowskich modelach DSGE [Woodford 2003]. Niestety, badania cykliczności marż przynoszą sprzeczne wyniki. Choć w przeważającej większości dają one twarde dowody na antycykliczność marż [Bils 1987, Rotemberg i Woodford 1992, Rotemberg i Woodford 1999, Bils i Kahn 2000, Oliveira i Scarpetta 2002, Gali i in. 2007, Martins i in. 1996, Jaimovich i Floetotto 2008, Edmond i Veldkamp 2009], pojawiają się także opracowania wskazujące na występowanie procykliczności marż [Domowitz i in. 1986, Haskel i in. 1995, Nekarda i Ramey 2013] lub ich acykliczności [Marchetti 2002, Weiss 1999]. Jeśli chodzi o badania polskie, Gradzewicz i Hagemejer [2007] wskazali na antycykliczne zachowanie marż w polskim przemyśle przetwórczym w odniesieniu do cyklu makroekonomicznego i procykliczne – w odniesieniu do cyklu sektorowego. Takie zachowanie się marż tłumaczono m.in. odmiennym charakterem dostosowań firm w reakcji na szoki egzogeniczne na poziomie poszczególnych gałęzi i całej gospodarki, co bezpośrednio zmotywowało autorkę do zanalizowania zachowania marż konkretnie na poziomie jednej gałęzi, a mianowicie przemysłu spożywczego, przy czym jako obiekt analizy obrano przemysł spożywczy państw członkowskich Unii Europejskiej.

Podjęmowany problem badawczy jest ważny w kontekście poszukiwania przyczyn, a tym samym środków łagodzących i zaradczych odnośnie wahań koniunktury gospodarczej. Ponadto, nie można nie zauważyć wagi problematyki w kontekście zmian w strukturze podmiotowej przemysłu spożywczego, które są przedmiotem stałego zainteresowania ze względu na ich znaczenie dla konkurencji i dobrobytu ekonomicznego producentów i konsumentów żywności. Potencjalnie do niekonkurencyjnego postępowania podmiotów dominujących w danej branży przyczynia się wysoki poziom koncentracji. Nasilanie się procesów koncentracji w sektorze rolno-żywnościowym ma charakter ogólnosiwiatowy i dostrzegane jest od dawna w wielu krajach. Przykładowo, w Polsce w 2010 roku trzy największe grupy kapitałowe generowały 85,7% przychodów w branży olejarskiej, 78,5% w branży piwowarskiej, 76,0% w branży tytoniowej, 75,6% w branży ziemniaczanej i 69,6% w branży cukrowniczej [Szczepaniak 2011]. Ponadto, analizując wartość transakcji fuzji i przejęć w światowym sektorze rolno-żywnościowym na tle zmian koniunktury gospodarczej w latach 2000-2012, stwierdzono istnienie dodatniej zależności, co oznacza, że ożywienie koniunktury sprzyja procesom koncentracji [Figiel i Kufel 2013].

Analiza jest próbą odpowiedzi na następujące pytania badawcze: ile wynosiły marże w przemyśle spożywczym krajów Unii Europejskiej, w latach 1995-2010 i jaka była ich zmienność; czy i jak cykl koniunkturalny (makroekonomiczny i sektorowy) wpływał na poziom marż w przemyśle spożywczym państw Unii Europejskiej w tym okresie?

Główne podejścia metodyczne stosowane do pomiaru marż i koniunktury

Ponieważ marża to nadwyżka ceny nad kosztem krańcowym, głównym problemem przy pomiarze wysokości marż jest to, że dostępne dane uwzględniają jedynie koszty przeciętne [Weiss 1999]. Obecnie w literaturze ekonomicznej szacując marże, autorzy bezpośrednio lub pośrednio opierają się na metodyce opisanej w pracy Halla [1986], który na podstawie zagregowanych danych sektorowych estymował marże monopolistyczne w

gospodarce amerykańskiej przy założeniu stałych przychodów skali. Jeżeli występują dwa czynniki produkcji (praca i kapitał), specyfikacja empiryczna sprowadza się do równania, w którym zmienną objaśnianą jest zmiana logarytmu wielkość produkcji na jednostkę kapitału, a zmienną objaśniającą – zmiana logarytmu wielkości zatrudnienia na jednostkę kapitału, pomnożona przez stosunek wynagrodzenia pracy do całkowitego przychodu firmy. Estymator parametru nachylenia prostej regresji jest równy marży monopolistycznej (wyrażonej w procentach kosztu krańcowego). Do metody Halla pośrednio nawiązuje metoda zaproponowana przez Roegera [1995], w której estymacja na podstawie różnicy reszt Solowa obliczonych przy użyciu funkcji produkcji (tzw. reszty prymalne) i funkcji kosztów (tzw. reszty dualne) może być przeprowadzona za pomocą zwykłej metody najmniejszych kwadratów [Gradzewicz i Hagemeyer 2007]. Do pomiaru marż stosować można ponadto podejście indywidualne (dane o wszystkich podmiotach gospodarczych) lub sektorowe [Nekarda i Ramey 2013].

Koniunktura jest to natomiast splot okoliczności, warunki wywierające na coś pozytywny wpływ lub też wskaźniki życia gospodarczego, takie jak np. produkcja czy zatrudnienie, opisujące stan gospodarki. Dopiero w węższym znaczeniu termin ten odnosi się do zjawiska cykli koniunkturalnych, oznaczając miejsce zajmowane przez gospodarkę na ścieżce cyklicznego rozwoju. Cykle koniunkturalne nie doczekały się jednakże jak dotąd jednoznacznej definicji [Lubiński 2004]. Postrzegane są one jako mniej lub bardziej regularne wahania zagregowanej aktywności gospodarczej, które wpływają na całokształt życia gospodarczego, przy czym zwraca się uwagę na podobieństwo sekwencji wzrostów i spadków w różnych sektorach [Ralf 2000]. Zgodnie z podejściem Lucasa [1995] wahania koniunkturalne to proces powtarzających się, lecz nieregularnych, oscylacji produktu wokół jego długookresowej ścieżki wzrostu. Ciągi wzrostów i spadków aktywności gospodarczej różnią się swą długością, niekiedy nawet bardzo znacznie, na co wskazują wyniki badań empirycznych dotyczących gospodarek rozwiniętych. Długość cykli koniunkturalnych może wynosić od 1 roku do 10-12 lat [Burns i Mitchell 1946].

Trudno jest wyodrębnić miarę, która dobrze odzwierciedlałaby zmiany w poziomie aktywności gospodarczej, gdyż wymaga to określenia w wyrażeniu pieniężnym stanu równowagi dla kolejnych okresów oraz wielkości odchyłeń od niego, którego praktyczne wyliczenie jest kłopotliwe [Drozdowicz-Bieć 2012]. Z definicji wynika jedynie to, że należy uwzględnić zmiany najważniejszych wielkości ekonomicznych. Najczęściej jednak o koniunkturze gospodarczej świadczą zmiany PKB lub specjalnie w tym celu konstruowanych wskaźników zagregowanych³. Jeśli jednak chodzi o analizy zależności między wahaniami koniunktury a marżami, korzysta się najczęściej z pojedynczych komponentów wskaźnika równoległego koniunktury lub właśnie z PKB. Zgodnie z koncepcyjną istotą wahań koniunkturalnych, traktowanych jako oscylacje wokół

³ Wyróżnia się przy tym trzy rodzaje takich wskaźników [Wskaźniki... 2013]: wskaźnik wyprzedzający koniunktury (np. średnia tygodniowa liczba godzin przepracowanych w przemyśle, nowe zamówienia w przemyśle, liczba nowopowstałych przedsiębiorstw, zezwolenia na nowe budowle, zmiany w zapasach towarów i materiałów, zyski, stosunek cen do kosztów pracy, zmiany w zadłużeniu z tytułu kredytów konsumenckich, indeksy giełdowe, długość realizacji dostaw, wydajność pracy, podaż pieniądza, ceny niektórych, wybranych surowców, ceny w sektorze usług, nastroje konsumentów i biznesmenów), wskaźnik równoległy koniunktury (zatrudnienie, stopa bezrobocia, sprzedaż detaliczna lub (i) hurtowa towarów, dochody (osobiste, na głowę mieszkańca, gospodarstw domowych), wydatki budżetowe brutto, płace) i wskaźnik opóźniony koniunktury (np. inwestycje w maszyny i urządzenia, inwestycje w budynki, zapasy, zadłużenie przedsiębiorstw z tytułu kredytów, stopy procentowe kredytów dla przedsiębiorstw).

długookresowej ścieżki wzrostu, dane te poddawane są detrendyzacji. Przykładowo, w badaniu Weissa [1999] cykle koniunkturalne reprezentował wskaźnik bezrobocia w gospodarce. Z kolei w badaniu Gradzewicza i Hagemejera [2007] wśród zmiennych objaśniających zmienność marż znalazły się definicje cyklu koniunkturalnego oparte na procentowych odchyleniach wartości dodanej (w sektorze i kraju) lub PKB od trendu wyznaczonego za pomocą filtru HP lub trendu log-liniowego.

Zastosowane metody i materiał badawczy

Ze względu na charakter dostępnych danych, w celu pomiaru marży (*mark-up*) wykorzystana zostanie marża cenowo-kosztowa (*price-cost margin*) PCM, która to zmienna jest powszechnie wykorzystywana jako miara stopnia dyskryminacji cenowej i konkurencji monopolistycznej [Cheung i Fujii 2005]. PCM dla gałęzi k w kraju i definiuje się następująco:

$$PCM_{i,t}^k = \frac{V_{i,t}^k - M_{i,t}^k - W_{i,t}^k}{V_{i,t}^k} = \frac{VA_{i,t}^k - W_{i,t}^k}{VA_{i,t}^k + M_{i,t}^k} = \frac{VA_{i,t}^k - W_{i,t}^k}{V_{i,t}^k} \quad (1)$$

Gdzie $V_{i,t}^k$ jest wartością produkcji całkowitej, jest kosztem wkładów materiałowych, $W_{i,t}^k$ jest kompensacją pracy, a $VA_{i,t}^k = V_{i,t}^k - M_{i,t}^k$ jest wartością dodaną. Ze względu na względną dostępność danych, PCM jest szeroko wykorzystywana jako miernik siły rynkowej, czyli stopnia odejścia od konkurencji doskonałej [Campa i Goldberg 1995]. Większa wartość PCM świadczy bowiem o większym wzroście ceny powyżej kosztów (pracy i materiałów do produkcji) i większym poziomie siły monopolistycznej.

Również ze względu na dostępność danych oraz mając na uwadze powyżej omówioną praktykę badawczą, jako zmienne świadczące o cyklu koniunkturalnym wybrano wartość produkcji i zatrudnienie obserwowane w przemyśle spożywczym krajów Unii (cykl sektorowy) oraz wartość dodaną, PKB i stopę bezrobocia w poszczególnych krajach (cykl makro).

Do analizy interakcji zastosowano model regresji panelowej. Został on wybrany ze względu na fakt, iż metoda ta umożliwia badanie zależności między typem zmiennych wybranych do analizy, a mianowicie między zmiennymi świadczącymi o koniunkturze a zmienną świadczącą o poziomie marż. Ze względu na ograniczoną liczbę zmiennych objaśniających sięgnięcie po zwykły model regresji skutkowałoby bowiem pominięciem istotnych zmiennych objaśniających, a w konsekwencji – obciążeniem estymatorów i niemożnością zaufania wynikom takiego modelu [Rybnik 2012]. Dane panelowe pozwalają natomiast na kontrolowanie specyfiki poszczególnych jednostek i „zrzucenie” problemu niedospecyfikowania modelu na indywidualność jednostek, co w znacznej mierze pozwala wyeliminować problem pomijania zmiennych. Ze względu na sposób traktowania tego tzw. efektu indywidualnego w modelach panelowych wyróżnia się dwa główne rodzaje liniowych modeli efektów indywidualnych – modele losowych (RE) i stałych efektów indywidualnych (FE), w których heterogeniczność obiektów lub zróżnicowanie modelowanego zjawiska w czasie uwzględnia się odpowiednio poprzez zróżnicowanie składnika losowego albo wyrazu wolnego względem obiektów (i/lub czasu). Do testowania istotności efektów grupowych wykorzystywany zostanie test F (Chowa), w celu określenia,

czy zasadne jest wyodrębnianie efektów grupowych w modelu RE – test Breuscha-Pagana, natomiast w celu wyboru odpowiedniego rodzaju efektów – test Hausmana [Dańska-Borsiak 2011]. Do szacowania parametrów modelu wykorzystana zostanie Uogólniona Metoda Najmniejszych Kwadratów. Fakt, że nie tylko specyfika jednostek wpływa na modelowane zjawisko, ale również specyfika okresów, prowadzi do wyodrębnienia z błędu modelu efektu czasowego i skłonieniu się ku modelowi z dwukierunkowym komponentem błędu [Rybnik 2012]. Ostatecznie, oddziaływanie koniunktury (sektorowej i makroekonomicznej/ krajowej) na poziom marż zbadano w oparciu o następujące równanie regresji panelowej:

$$\mu_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta Y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

gdzie μ_{it} to marże, Y_{it} to odpowiednie wskaźniki koniunktury, α_i to efekt kraju i , α_t to efekt czasu t , a ε to błąd oszacowania. W zależności od wykorzystanych wskaźników koniunktury, przebadano 8 specyfikacji, w których zmiennymi objaśniającymi były kolejno: (1) cykl sektorowy (wartość dodana); (2) cykl sektorowy (zatrudnienie); (3) cykl sektorowy (wartość dodana) i cykl makro (stopa bezrobocia); (4) cykl sektorowy (zatrudnienie) i cykl makro (stopa bezrobocia); (5) cykl sektorowy (wartość dodana) i cykl makro (wartość dodana); (6) cykl sektorowy (zatrudnienie) i cykl makro (wartość dodana); (7) cykl sektorowy (wartość dodana) i cykl makro (PKB); (8) cykl sektorowy (zatrudnienie) i cykl makro (PKB). Zmienną objaśnianą był logarytm naturalny z PCM.

Ze względu na dostępność, wykorzystano dane roczne odnośnie gałęzi produkcja artykułów spożywczych, napojów i wyrobów tytoniowych w 27 krajach członkowskich UE (bez Chorwacji) obejmujące okres 1995-2010. Wśród analizowanych krajów znalazły się: Belgia, Bułgaria, Czechy, Dania, Niemcy, Estonia, Irlandia, Grecja, Hiszpania, Francja, Włochy, Cypr, Łotwa, Litwa, Luksemburg, Węgry, Malta, Holandia, Austria, Polska, Portugalia, Rumunia, Słowenia, Słowacja, Finlandia, Szwecja, Wielka Brytania.

Do wyliczenia PCM wykorzystano dane odnośnie produkcji brutto (w mln waluty krajowej), wartości dodanej w produkcji brutto (w mln waluty krajowej) i kompensacji pracy. Ponadto wykorzystano dane odnośnie zatrudnienia (w tys. osób) dla branż, jak również dane odnośnie stopy bezrobocia (w %) oraz wartości dodanej i produktu krajowego brutto (w mln euro z rokiem bazowym 2005). Dane pochodziły z bazy Eurostatu.

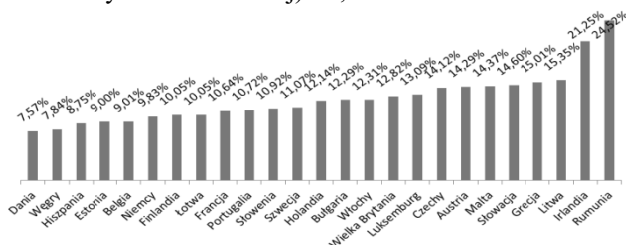
W efekcie, do analizy wykorzystano 432 obserwacje odnośnie gałęzi przemysłu spożywczego w 27 krajach Unii Europejskiej (bez Chorwacji). Dane pochodziły z lat 1995-2010, czyli sektor w krajach obserwowany był w 16 kolejnych okresach rocznych. Dla każdego roku dla przemysłu spożywczym w danym kraju obserwowano następujące zmienne: PCM (wyliczone), wartość dodana, zatrudnienie, stopa bezrobocia w kraju, wartość dodana w kraju i PKB w kraju.

Marże w przemyśle spożywczym i koniunktura w latach 1995-2010

Okazało się, że średnia wysokość, świadczącej o sile rynkowej, marży cenowo-kosztowej w analizowanych okresie i grupie krajów wyniosła 12%⁴, co oznacza, że marża

⁴ Wartość minimalna – 0,06, maksymalna – 0,28, mediana – 0,11, odch. st. – 0,04.

nakładana na koszty materiałowe i pracy przez firmy przemysłu spożywczego stanowiła 12% ceny produktu finalnego, podczas gdy te koszty tworzyły średnio 88% ceny. Wielkość tę można uznać za relatywnie niską. Rysunek 1 przedstawia średnie wielkości marż w okresie 1995-2009 w analizowanych krajach. Ze względu na znaczne braki danych z analizy usunięto Cypr i Polskę oraz rok 2010. Najwyższe średnie marże wystąpiły w Rumunii (0,25) i Irlandii (0,21), natomiast najniższe na Węgrzech (0,08) i w Danii (0,08). Odchylenie standardowe wśród średnich dla krajów wyniosło 0,04, natomiast zmienność (stosunek odchylenia do średniej) - 0,31.

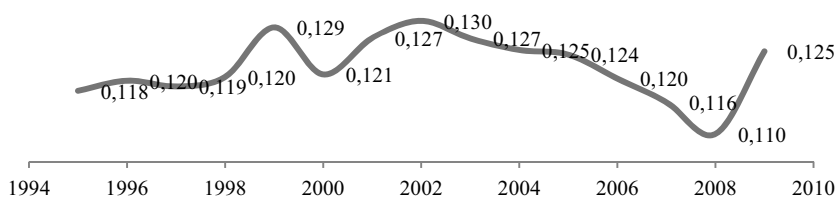


Rys. 1. Marże cenowo-kosztowe w krajach Unii w latach 1995-2009

Fig. 1. Price-cost markups in the EU countries in the period 1995-2009

Źródło: Obliczenia własne.

Z kolei analizując zmienność marż w latach (rysunek 2), najniższą ich wartość zaobserwowano w roku 2008 – 0,11, co zdaje się być zbliżone z kryzysem roku 2007 i świadczyć o antycykliczności marż w odniesieniu do cyklu makroekonomicznego, natomiast najwyższą w roku 2002 – 0,13. Średnie marże w kolejnych latach nie wahały się zatem znacznie, czego potwierdzeniem są również niskie wartości odchylenia standardowego i współczynnika zmienności – odpowiednio 0,01 i 0,05. Można stwierdzić ponadto, że marże cenowo-kosztowe w latach 1995-2009 były relatywnie bardziej zróżnicowane między krajami niż w latach.



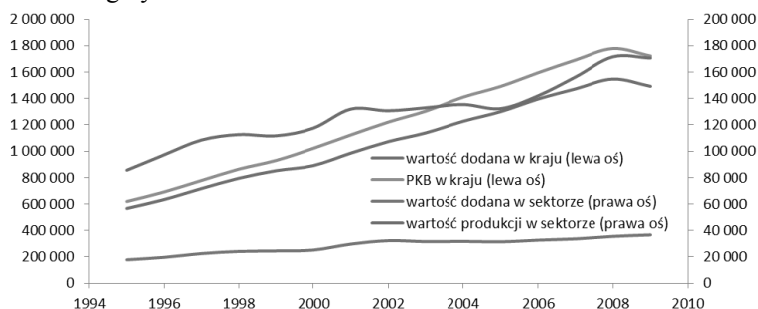
Rys. 2. Średnia marża cenowo-kosztowa w okresie 1995-2009 w krajach UE

Fig. 2. Mean price-cost margin in the period 1995-2009 in the EU countries

Źródło: Obliczenia własne.

Rysunek 3 przedstawia, jak na przestrzeni analizowanych lat 1995-2009 zmieniały się wartości zmiennych objaśniających świadczących o koniunkturze gospodarczej (średnie z krajów w kolejnych latach). W przypadku większości z nich widoczny jest silny trend wzrostowy. Jeśli natomiast chodzi o średnią wartość krajowej stopy bezrobocia, jej zachowanie było odwrotne – w latach 1995-2008 towarzyszył jej trend spadkowy (z 9,5% do 6,3%), po czym w roku 2009 miał miejsce wzrost do 8,9%. W konsekwencji, po

zlogarytmowaniu wszystkich zmiennych, w celu detrendyzacji wyliczono pierwsze różnice. Wyjątek stanowiła zmienna PCM, która ze względu na brak widocznego trendu została jedynie poddana zlogarytmowaniu.



Rys. 3. Wahania zmiennych świadczących o koniunkturze gospodarczej w krajach UE w latach 1995-2009 (w mln euro)

Fig. 3. Business cycle indicators' fluctuations in the EU countries in the period 1995-2009 (in mln of euro)

Źródło: Obliczenia własne.

Analiza zależności marż od koniunktury

W tabeli 1 przedstawiono wyniki analizy zachowania się marż (\ln) i zdetrendyzowanych wybranych wskaźników koniunktury sektorowej i makroekonomicznej (pierwsze różnice z \ln) w gałęzi produkcji artykułów spożywczych, napojów i wyrobów tytoniowych krajów członkowskich Unii Europejskiej w latach 1996-2009. Na skutek braków danych, liczba obserwacji, liczba analizowanych krajów i długość szeregu czasowego różniły się w zależności od specyfikacji. W każdej z nich stała okazała się istotna, natomiast wszystkie zmienne były istotne w specyfikacjach 1, 3 i 7. W przypadku każdej z tych trzech specyfikacji test Hausmana wskazał na występowanie efektów stałych, natomiast wyniki testu F – na istotność efektów grupowych w modelach FE. W istotnych specyfikacjach zmienne niezależne wyjaśniały wysoki odsetek zmienności zmiennej zależnej, bo aż 83,3% w przypadku specyfikacji 1; 85,1% w specyfikacji 3 i 83,5% – w specyfikacji 7.

Jeśli chodzi o zmienne świadczące o cyklu sektorowym, wartość dodana osiągnięta w przemyśle spożywczym okazała się istotna w każdej uwzględniającej ją specyfikacji, natomiast zatrudnienie w przemyśle spożywczym pozostało nieistotne. Jednoprocentowemu przyrostowi wartości dodanej w gałęzi odpowiada 0,42-procentowy wzrost zmiennej objaśnianej PCM (specyfikacja 1). Uwzględnienie zmiennych świadczących o koniunkturze makroekonomicznej jeszcze bardziej zwiększa oddziaływanie koniunktury sektorowej na marże. Zgodnie ze specyfikacją 3, jednoprocentowemu przyrostowi wartości dodanej w przemyśle spożywczym odpowiada 0,50-procentowy wzrost PCM, a jednoprocentowemu przyrostowi stopy bezrobocia odpowiada 0,17-procentowy wzrost PCM. Zgodnie ze specyfikacją 7, jednoprocentowemu przyrostowi sektorowej wartości dodanej odpowiada 0,45-procentowy wzrost PCM, a jednoprocentowemu przyrostowi PKB odpowiada 0,40-procentowy spadek PCM.

Tabela 1. Wyniki regresji panelowych z efektami stałymi (F) lub zmiennymi (R) (ocena parametru/błąd standardowy/p)

Table 1. Result of panel regressions with fixed (F) or random (R) effects (parameter estimate/standard error/p)

Zmienne	Specyfikacje							
	(1F)	(2R)	(3F)	(4R)	(5F)	(6F)	(7F)	(8F)
Cykl sektorowy (wartość dodana)	0,42 0,09 ***		0,50 0,09 ***		0,41 0,09 ***		0,45 0,09 ***	
Cykl sektorowy (zatrudnienie)		-0,04 0,18 0,84		0,29 0,20 0,14		0,05 0,19 0,80		-0,04 0,19 0,84
Cykl makro (stopa bezrobocia)			0,17 0,05 ***	0,13 0,05 **				
Cykl makro (wartość dodana)					-0,33 0,23 0,16	-0,01 0,25 0,97		
Cykl makro (PKB)							-0,40 0,24 *	-0,02 0,24 0,92
Stała	-2,16 ***	-2,15 ***	-2,17 ***	-2,15 ***	-2,15 ***	-2,19 ***	-2,15 ***	-2,18 ***
Liczba obserwacji	0,01	0,07	0,01	0,07	0,01	0,01	0,01	0,01
Liczba analizowanych krajów	280	266	261	250	277	258	280	266
Długość szeregu czasowego	8-14	5-14	6-14	5-14	8-14	6-14	8-14	5-14
R ² (z ef. stałymi F)	0,83	0,81	0,85	0,82	0,84	0,80	0,84	0,81
Test Breuschy-Pagana	1036,70 <0,001	716,24 <0,001	873,08 <0,001	634,71 <0,001	1025,88 <0,001	710,48 <0,001	1027,67 <0,001	671,08 <0,001
Test Hausmana	5,54 0,02	0,53 0,47	8,72631 0,01	1,28 0,53	6,02 0,05	6,84 0,03	6,80 0,03	10,41 0,01
Test F	57,09 <0,001	48,03 <0,001	57,77 <0,001	49,03 <0,001	59,17 <0,001	45,07 <0,001	57,55 <0,001	46,57 <0,001

Źródło: Obliczenia własne.

Okazało się zatem, że w analizowanym okresie marże w sektorze produkcji artykułów spożywczych, napojów i wyrobów tytoniowych były procykliczne w odniesieniu do cyklu sektorowego (wartość dodana) i antycykliczne w odniesieniu do cyklu makroekonomicznego (stopa bezrobocia, PKB), co zdaje się potwierdzać wyniki otrzymane przez Gradzewicza i Hagemejera [2007] dla polskiego przemysłu przetwórczego. Przemysł spożywczy zachowywał się zatem podobnie jak cały przemysł przetwórczy. Mechanizm mógł wyglądać następująco: pozytywny szok popytowy skutkuje wzrostem podaży i cen, jednak ze względu na stałość płac i kosztów kapitału w całej gospodarce ów wzrost cen przewyższa wzrost kosztów i w krótkim okresie marże wzrastają. W szczególności realokacja czynników do przemysłu spożywczego hamuje wzrost płac sektorowych. Z kolei pozytywny szok popytowy na poziomie całej gospodarki, na skutek ograniczonej zasobów czynników produkcji w krótkim okresie, prowadzi do wzrostu płac i kosztów kapitału wyższego od wzrostu cen, które są sztywne ze względu na wysokie koszty menu

oraz panujące oligopole. W efekcie, dochodzi do relatywnie znacznego wzrostu kosztów krańcowych i marże spadają.

Podsumowanie

Celem artykułu był pomiar marż w przemyśle spożywczym krajów członkowskich Unii Europejskiej w latach 1995-2010 i analiza ich związku z cyklem koniunkturalnym z zastosowaniem regresji panelowej. Metodyka opierała się na pomiarze marż za pomocą marży cenowo-kosztowej PCM, będącej stosunkiem różnicy wartości dodanej i kompensacji pracy w branży do wartości produkcji całkowitej w tej branży. Większa wartość PCM świadczy o większym wzroście ceny powyżej kosztów i większej sile rynkowej przedsiębiorstw w sektorze. Zakres otrzymanych wyników, równy w przybliżeniu długości 1-2 cykli koniunkturalnych, umożliwił analizę zmienności marż w ramach cyklu, przy czym wyciąganie ogólnych długookresowych wniosków jest raczej ograniczone. Założono, że łączna cykliczność marż jest kombinacją cykliczności sektorowej i makroekonomicznej. O cyklu sektorowym świadczyły: zatrudnienie i wartość dodana w przemyśle spożywczym, natomiast o cyklu makroekonomicznym – krajowa stopa bezrobocia, krajowa wartość dodana i PKB. Przyjmując różne definicje cykli przeprowadzono niejako analizę wrażliwości na definicję cykli. W celu detrendyzacji wykorzystano jedną wybraną metodę – pierwsze różnice.

Otrzymane wyniki wskazują, że średnia marża mierzona PCM wyniosła 12%, co świadczy o tym, iż przemysł spożywczy w krajach Unii Europejskiej w analizowanym okresie dysponował siłą rynkową. Siła rynkowa przybliżona PCM okazała się ponadto bardziej zróżnicowana między krajami (odchylenie standardowe wśród marż dla krajów wyniosło 4%, a współczynnik zmienności – 31%) niż zmienna w czasie (odchylenie standardowe marż mierzonych w kolejnych latach wyniosło 1%, a współczynnik zmienności 5%), co świadczy o znaczeniu uwarunkowań krajowych w procesie zdobywania siły rynkowej. Poszukiwanie źródeł zmienności marż w zmienności koniunktury okazało się zabiegiem trafionym. Wyniki wskazały bowiem na bardzo zadowalające dopasowanie szacowanych równań regresji. Zmiany koniunktury tłumaczyły nieco ponad 80% zmienności marż w przemyśle spożywczym.

Podobnie jak w wielu innych analizach empirycznych i modelach teoretycznych, otrzymano zróżnicowane wyniki. O ile pogorszeniu się koniunktury makroekonomicznej towarzyszył wzrost znaczenia struktur niekonkurencyjnych w przemyśle spożywczym krajów Unii Europejskiej, natomiast wzrostowi koniunktury gospodarczej – spadek znaczenia struktur niekonkurencyjnych (antycykliczność marż), w odniesieniu do cyklu sektorowego marże zachowywały się procyklicznie. Na wyciągnięcie ostatecznych wniosków odnośnie cykliczności marż w przemyśle spożywczym krajów UE nie pozwala zarówno krótki horyzont czasowy, jak również zastosowana miara marż, będąca zaledwie przybliżeniem marż monopolistycznych występujących w gospodarce. W szczególności, ze względu na duże znaczenie specyfiki krajowej, ciekawym tematem badawczym pozostaje cykliczność marż w polskim przemyśle spożywczym.

Literatura

- Bils M. [1987]: The cyclical behavior of marginal cost and price. *American Economic Review* nr 77(5), ss. 838–55.
- Bils M., Kahn J. [2000]: What inventory behavior tells us about business cycles. *American Economic Review* nr 90(3), ss. 458–81.
- Burns A., Mitchell W. [1946]: Measuring business cycles. NBER, New York.
- Campa J. Goldberg L. [1995]: Investment in manufacturing, exchange rates and external exposure. *Journal of International Economics* nr 38, ss. 297–320.
- Cheung Y., Fujii E. [2005]: Cross-country relative price volatility: Effects of market structure. CESifo Working Paper nr 1456.
- Dańska-Borsiak B. [2011]: Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Domowitz I., Hubbard G., Petersen B. [1986]: Business cycles and the relationship between concentration and price-cost margins. *The RAND Journal of Economics* nr 17(1), ss. 1–17.
- Drozdowicz-Bieć M. [2012]: Cykle i wskaźniki koniunktury. Wydawnictwo Poltex, Warszawa.
- Edmond C., Veldkamp L. [2009]: Income dispersion and counter-cyclical markups. *Journal of Monetary Economics* nr 56, ss. 791–804.
- Figiel S., Kufel J. [2013]: Fuzje i przejęcia a wahania koniunktury w sektorze żywnościowym na tle wahań koniunktury gospodarczej. *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej* nr 3, ss. 3–24.
- Gali J., Gertler M., López-Salido D. [2007]: Markups, Gaps, and the Welfare Costs of Business Fluctuations. *Review of Economics and Statistics* nr 89(1), ss. 44–59.
- Gradzewicz M., Hagemejer J. [2007]: Wpływ konkurencji oraz cyklu koniunkturalnego na zachowanie się marż monopolistycznych w gospodarce polskiej. *Bank i Kredyt* nr 1, NBP, Warszawa.
- Hall R. [1986]: Market structure and macroeconomic fluctuations. *Brookings Papers on Economic Activity* nr 2, ss. 285–322.
- Haskel J., Martin C., Small I. [1995]: Price, marginal cost and the business cycle. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* nr 57(1), ss. 25–41.
- http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database [Data odczytu: styczeń 2014].
- Jaimovich N., Floetotto M. [2008]: Firm dynamics, markup variations, and the business cycle. *Journal of Monetary Economics* nr 55(7), ss. 1238–1252.
- Lubiński M. [2004]: Analiza koniunktury i badanie rynków. Dom Wydawniczy Elipsa, Warszawa.
- Lucas R. E. [1995]: Understanding Business Cycles. [W:] *Business Cycle Theory* (red. F. Kydland). Edward Elgar Publishing Limited, Aldershot.
- Marchetti D. [2002]: Markups and the Business Cycle: Evidence from Italian Manufacturing Branches. *Industrial and Labor Relations Review* nr 13, ss. 87–103.
- Martins J., Scarpetta S., Pilat D. [1996]: Mark-up pricing, market structure and the business cycle. *OECD Economic Studies* nr 27, Paryż.
- Nekarda C., Ramey V. [2013]: The cyclical behavior of the price-cost markup. NBER Working Paper, Cambridge.
- Oliveira M., Scarpetta S. [2002]: Estimation of the cyclical behavior of markups: a technical note. *OECD Economic Studies* nr 34(1), ss. 173–88.
- Ralf K. [2000]: Business Cycles. Market structure and market interaction. Physica-Verlag, Heidelberg.
- 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), ss. 316–330.
- Rotemberg J., Woodford M. [1992]: Oligopolistic pricing and the effects of aggregate demand on economic activity. *Journal of Political Economy* nr 100(6), ss. 1153–207.
- Rotemberg J., Woodford M. [1999]: The cyclical behavior of prices and costs, 1051–135. [W:] *Handbook of Macroeconomics* (red. Taylor J., Woodford M.). Elsevier.
- Rybnik T. [2012]: Badania panelowe. Materiały do zajęć. Studia Podyplomowe Metody statystyczne w biznesie, Wydział Nauk Ekonomicznych UW, Warszawa.
- Szczepaniak I. [2011]: Struktura podmiotowa przemysłu spożywczego [W:] Mroczek R. (red.): *Procesy dostosowawcze polskiego przemysłu spożywczego do zmieniającego się otoczenia rynkowego*. IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Weiss C. [1999]: Mark-ups, industry structures and the business cycle. Working paper EWP9902, Kiel University, Kiel.
- Woodford M. [2003]: Interest and prices: foundations of a theory of monetary policy. Princeton University Press, Princeton.
- Wskaźniki koniunktury. BIEC Biuro Inwestycji i Cykli Ekonomicznych. [Tryb dostępu:] ww.biec.org/?display=faq [Data odczytu: styczeń 2014].