



*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](mailto: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 13 (XXVIII)**

**Zeszyt 3**

**Wydawnictwo SGGW**  
**Warszawa 2013**

**Justyna Kufel<sup>1</sup>**

Zakład Zastosowań Matematyki w Ekonomice Rolnictwa

Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut  
Badawczy

## **Struktury rynkowe a zmienność cen względnych w sektorze przetwórstwa przemysłowego i branży spożywczej krajów UE**

### **Market structures and cross-country relative price volatility of manufacturing sector and food manufacturing in EU countries**

**Synopsis.** Zmienność cen względnych między krajami zwiększa ryzyko prowadzenia działalności gospodarczej oraz zakłóca efektywną alokację inwestycji. W artykule próbowano odpowiedzieć na pytanie, czy i w jaki sposób struktury rynkowe oddziałują na zmienność cen względnych w branżach sektora przetwórstwa przemysłowego. Wykorzystując dane roczne dotyczące 14 branż przetwórstwa w 27 krajach członkowskich UE, analizowano interakcje struktur rynkowych i zmienności cen względnych. Zgodnie z założeniami standardowego modelu szacowania marż okazało się, że wzrost zmienności marż względnych ma związek z większą zmiennością cen względnych między krajami. Wzrost interakcji między zmianami marż względnych i zmianami nominalnego kursu walutowego oddziałuje z kolei na spadek zmienności cen względnych. Sytuację w branży spożywczej przedstawiono na tle pozostałych analizowanych branż.

**Słowa kluczowe:** struktury rynkowe, zmienność cen względnych, marża cenowo-kosztowa

**Abstract.** Relative cross-country price volatility increases business risk and distorts efficient sector-level investment allocation. In order to answer the questions of “if” and “how” market structures affect relative price volatility, and using annual data from 14 manufacturing branches in 27 EU countries, the interaction of market structures and relative price variability was analyzed. In accordance with the markup pricing model, relative markups variability interacts with relative price variability in the EU countries. On the other hand, more intense interactions between relative markups changes and nominal exchange rate changes decrease relative price variability. Moreover, the indicators of market structures and relative price volatility for the food sector were compared with those in other sectors.

**Key words:** market structures, relative price variability, price-cost margin

## **Wstęp**

Związek między zmiennością a ryzykiem wydaje się być zupełnie naturalny [Figiel i in. 2012]. W szczególności, prowadzenie działalności gospodarczej w gospodarce okresowo wystawionej na zmiany cen względnych między krajami oznacza, że przedsiębiorcy muszą zmierzyć się ze znacznym poziomem niepewności odnośnie rentowności alternatywnych projektów. Cavallo i in. pokazali, że zmienność cen względnych zakłóca proces efektywnej alokacji inwestycji między sektorami i branżami [Cavallo i in. 2010]. Joyce i Nabar udowodnili ponadto, że zmienność cen względnych związana z kryzysami finansowymi determinowała niepowodzenia inwestycji w krajach

---

<sup>1</sup> Mgr inż., e-mail: justyna-kufel@wp.pl

rozwijających się [Joyce i Nabar 2009]. Zmienność cen względnych oddziałuje na wzrost gospodarczy nie tylko bezpośrednio, obniżając poziom inwestycji, lecz może także negatywnie wpłynąć na wzrost produktywności poprzez oddziaływanie na efektywność alokacji inwestycji. Związek między zmiennością cen względnych i produktywnością sprowadza się do tego, w jaki sposób zmienność wpływa na decyzje odnośnie rodzaju projektów inwestycyjnych wybranych do realizacji.

W tym kontekście, interesującym wydaje się pytanie: czy i w jaki sposób struktury rynkowe oddziałują na zmienność cen względnych w branżach sektora przetwórstwa przemysłowego? Struktury rynkowe pojawiają się wśród analizowanych determinant zmienności cen względnych w sektorze przetwórstwa przemysłowego obok najczęściej wymienianych odległości i zmienności kursu walutowego<sup>2</sup>, oraz obok innych czynników, takich jak jednostkowe koszty wysyłki, formalne i nieformalne bariery handlowe, czy też zmienność względnych wynagrodzeń [Parsley i Wei 2001, Engel i Rogers 2001, Thomas i in. 2011].

Badając interakcje struktur rynkowych i zmienności cen, mówi się w szczególności o kształtowaniu się cen w niekonkurencyjnych strukturach rynkowych [Engel i Rogers 1996, Liang 1998, Engel i Rogers 2000]. Na ceny oddziałują bowiem, poza innymi czynnikami, marże cenowe w warunkach konkurencji niedoskonałej. Ceny mogą się różnicować wraz ze zmianami marż. W konsekwencji, poprzez wpływ na zachowanie się marż, struktura rynku może oddziaływać na ceny i wahania cen względnych między krajami.

W artykule podjęto próbę zbadania związku między strukturami rynkowymi a zmiennością cen względnych w krajach UE. Wykorzystując dane roczne dotyczące 14 branż sektora przetwórstwa przemysłowego w 27 krajach UE zanalizowano rolę poziomu konkurencji na rynku. Oczekiwano, że różne branże w różnych państwach UE będą miały różną strukturę rynkową, co pozwoli ujawnić oddziaływanie konkurencji rynkowej na kształtowanie się cen i zmienność cen względnych. W szczególności, jako mierniki poziomu siły monopolistycznej w kształtowaniu cen wykorzystano marże cenowo-kosztowe.

Podkreślić także należy, że badanie to jest niejako próbą aktualizacji badania przeprowadzonego przez Cheunga i Fujii w 2005 [Cheung i Fujii 2005] roku odnośnie interakcji struktur rynkowych w 9 branżach w 18 krajach OECD i zmienności cen względnych, będącego z kolei rozszerzeniem przeprowadzonej przez Cheunga, Chinna i Fujii w 2001 roku [Cheung i in. 2001] analizy trwałości odchyleń od parytetu siły nabywczej w zależności od poziomu konkurencji rynkowej. Otrzymanie wyniki, oprócz aktualizacji (badanie wzorcowe obejmowało lata 1970-1994) pozwolą także zarysować europejską perspektywę problemu.

W opracowaniu najpierw opisano materiał badawczy, potem zaprezentowano ilustrujący znaczenie poziomu konkurencji rynkowej model szacowania marż, po czym opisano wykorzystane mierniki struktur rynkowych i przedstawiono dowód empiryczny

---

<sup>2</sup> Przykładowo, Engel i Rogers analizując dane z miast USA i Kanady pokazali, że zmienność cen względnych danych dóbr i usług jest znacznie większa, gdy rynki dzieli granica państw. Okazało się bowiem, że w przypadku miast USA i Kanady granica oddziałuje w znacznie większym stopniu niż sam dystans fizyczny. Wynik ten świadczył o segmentacji rynku i zakłóceniach w prawie jednej ceny [Engel i Rogers 1996]. Biorąc natomiast pod uwagę drugą z wymienionych determinant, Engel i Rogers wykazali, że gdy ceny lokalne są sztywne, wyższa zmienność nominalnego kursu wymiany prowadzi do wyższej zmienności cen względnych między krajami. Ocenili, że efekt ten może odpowiadać za 10-15% całkowitej zmienności cen względnych [Engel i Rogers 2001].

dotyczący interakcji struktur rynkowych i zmienności cen względnych w krajach UE. Na koniec zilustrowano sytuację panującą w branży spożywczej na tle pozostałych branż sektora przetwórstwa przemysłowego. Co ważne, wyjaśnienie przyczyn specyfiki branży spożywczej nie należało do celów niniejszego badania i będzie stanowił przedmiot dalszych prac autorki.

## **Materiał badawczy**

W badaniu wykorzystano dane roczne odnośnie 14 branż sektora przetwórstwa przemysłowego w 27 krajach członkowskich UE obejmujące okres 1999-2010. Wśród analizowanych branż znalazły się:

- produkcja artykułów spożywczych, napojów i wyrobów tytoniowych (dalej zwana branżą spożywczą);
- produkcja tkanin i wyrobów włókienniczych;
- produkcja skóry i wyrobów skórzanych;
- produkcja drewna i wyrobów z drewna;
- produkcja masy włóknistej, papieru i wyrobów z papieru, działalność wydawnicza i poligraficzna;
- wytwarzanie koksu, produktów rafinacji ropy naftowej i paliw jądrowych;
- produkcja chemikaliów, wyrobów chemicznych i włókien syntetycznych;
- produkcja wyrobów z gumy i tworzyw sztucznych;
- produkcja pozostałych wyrobów z niemetalicznych surowców mineralnych;
- produkcja metali i metalowych wyrobów gotowych;
- produkcja maszyn i innych urządzeń;
- produkcja urządzeń elektrycznych i optycznych;
- produkcja sprzętu transportowego;
- inne gałęzie przetwórstwa.

Wśród analizowanych krajów znalazły się natomiast: Belgia, Bułgaria, Czechy, Dania, Niemcy, Estonia, Irlandia, Grecja, Hiszpania, Francja, Włochy, Cypr, Litwa, Łotwa, Luksemburg, Węgry, Malta, Holandia, Austria, Polska, Portugalia, Rumunia, Słowenia, Słowacja, Finlandia, Szwecja, Wielka Brytania.

Dane odnośnie produkcji brutto, wartości dodanej w produkcji brutto i kompensacji pracy pochodziły z Eurostatu. Dane odnośnie wartości dodanej w cenach bieżących i stałych z rokiem bazowym 2000 wykorzystano do skonstruowania indeksów cen branżowych. Roczne kursy wymiany na euro potrzebne do policzenia wzajemnych kursów wymiany otrzymano także z Eurostatu. Jako miernik odległości między krajami wykorzystano duże koło odległości między stolicami [Cheung i Fujii 2005].

## **Metody badawcze**

### **a) Model teoretyczny**

Potencjalne oddziaływanie struktur rynkowych na zmienność cen względnych w 27 krajach UE zilustrować można korzystając ze standardowego wzoru na oszacowanie marż [Cheung i Fujii 2005]. Przykładowo, cenę w branży  $k$  w kraju  $i(j)$  w czasie  $t$ ,  $p_{i(j),t}^k$ , wylicza się w sposób następujący [Engel i Rogers 1996, 2000]:

$$p_{i(j),t}^k = \mu_{i(j),t}^k + \tau w_{i(j),t}^k + (1 - \tau) m_{i(j),t}^k, \quad (1)$$

gdzie  $\mu_{i(j),t}^k$  to marża monopolistyczna,  $w_{i(j),t}^k$  to koszt usług niehandlowych,  $m_{i(j),t}^k$  to koszt handlowego wkładu, a  $\tau$  to udział niehandlowego składnika w kosztach całkowitych. Wszystkie wyrażenia za wyjątkiem  $\tau$  to logarytmy

Ze standardowej analizy popytu wynika, że optymalna marża jest odwrotnie proporcjonalna do elastyczności popytu [Cheung i Fujii 2005]. W branży  $k$ , w którym panuje konkurencja doskonała,  $\mu_{i,t}^k$  i  $\mu_{j,t}^k$  wynoszą zero. Z kolei w warunkach konkurencji niedoskonałej i efektywnej segmentacji między rynkami krajów  $i$  i  $j$  firmy monopolistycznie konkurencyjne określają marże optymalne zgodnie z elastycznością popytu na tych rynkach. Dodatkowo, firmy monopolistycznie konkurencyjne mogą stabilizować lokalne ceny odpowiednio dopasowując wielkość zmiany procentowej cen towarów importowanych wynikającą ze zmiany kursu walutowego. W konsekwencji, marże mogą różnić się między rynkami ( $\mu_{i,t}^k \neq \mu_{j,t}^k$ ) i różnicować się w zależności od warunków panujących na poszczególnych rynkach.

Niech  $e_{i,j,t}$  będzie logarytmem naturalnym nominalnej wartości kursu wymiany walut definiowanym jako liczba jednostek waluty kraju  $i$  na jednostkę waluty kraju  $j$ , zaś

$$q_{i,j,t}^k = p_{i,t}^k - p_{j,t}^k - e_{i,j,t} \quad (2)$$

niech będzie ceną względną między krajami w branży  $k$ . Wówczas, oddziaływanie zmienności marż na zmienność cen względnych w krajach UE można wyliczyć na podstawie wariancji pierwszej różnicy  $q_{i,j,t}^k$  [Cheung i Fujii 2005]:

$$\begin{aligned} Var(\Delta q_{i,j,t}^k) = & Var(\Delta \mu_{i,t}^k - \Delta \mu_{j,t}^k) + \tau^2 Var(\Delta w_{i,t}^k - \Delta w_{j,t}^k) + Var(e_{i,j,t}) + \\ & (1 - \tau)^2 Var(\Delta m_{i,t}^k - \Delta m_{j,t}^k) - 2Cov(\Delta \mu_{i,t}^k - \Delta \mu_{j,t}^k, \Delta e_{i,j,t}) \end{aligned} \quad (3)$$

gdzie:  $Var$  to operator wariancji,  $\Delta$  to operator pierwszej różnicy,  $Cov$  to kowariancja, przy czym tylko kowariancja między względnymi marżami a kursami wymiany walut jest uważana za niezerową.

Równanie (3) wskazuje, co zostanie wykorzystane w dalszej części analizy, że zmiana marży względnej,  $\Delta \mu_{i,t}^k - \Delta \mu_{j,t}^k$ , oddziałuje na zmienność cen względnych między krajami poprzez:

a) własną wariancję:

$$Var(\Delta\mu_{i,t}^k - \Delta\mu_{j,t}^k) \quad (4)$$

b) wspólne zmienianie się wraz ze zmianami kursu wymiany walut:

$$Cov(\Delta\mu_{i,t}^k - \Delta\mu_{j,t}^k, \Delta e_{i,j,t}) \quad (5)$$

Wariancja (4) zależy przy tym od czynników oddziałujących na marżę względną. Przykładowo, jednym z takich czynników może być odpowiednie dopasowywanie wielkości zmiany procentowej cen towarów importowanych wynikające ze zmiany kursu wymiany walut (tzw. efekt *exchange rate pass-through*). Kowariancja (5) mierzy natomiast związek między zmianami kursu wymiany walut i marży względnej, niosąc konkretne informacje odnośnie wielkości tego efektu [Cheung i Fujii 2005]. Ogólnie rzecz biorąc, równanie (3) świadczy o tym, że kształtowanie się cen na rynkach niedoskonale konkurencyjnych oddziałuje na zmienność cen względnych.

## b) Mierniki struktur rynkowych

W celu pomiaru marży (*markup*) 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 branży  $k$  w kraju  $i$  definiuje się następująco:

$$PCM_{i,t}^k = \frac{V_{i,t}^k - M_{i,t}^k - W_{i,t}^k}{V_{i,t}^k} = \frac{VA_{i,t}^k - W_{i,t}^k}{VA_{i,t}^k + M_{i,t}^k} = \frac{VA_{i,t}^k - W_{i,t}^k}{V_{i,t}^k} \quad (6)$$

gdzie  $V_{i,t}^k$  jest wartością produkcji całkowitej,  $M_{i,t}^k$  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. Odkąd  $PCM$  można otrzymać z danych rachunkowości, jest ona szeroko wykorzystywana jako miernik struktury rynku [Campa i Goldberg 1995]. Większa wartość  $PCM$  świadczy o większym wzroście ceny powyżej kosztów i większym poziomie siły monopolistycznej.

Bazując na  $PCM$  skonstruować można trzy zmienne [Cheung i Fujii 2005], które posłużą jako mierniki struktur rynkowych. Pierwszą zmienną jest

$$APCM_{i,j}^k = \frac{\overline{\ln PCM_{i,t}^k} + \overline{\ln PCM_{j,t}^k}}{2}, \quad (7)$$

która jest średnią z logarytmów marż w branży  $k$  w krajach  $i$  i  $j$ . Podkreślnik górny oznacza średnią z próby w okresie  $t$ .  $APCM_{i,j}^k$  nie jest uwzględnione w (3). Mimo to można

przewidywać, że branże o wyższej monopolistycznej sile rynkowej będą bardziej zsegmentowane i w efekcie będą wykazywać się większą zmiennością cen względnych [Cheung i Fujii 2005].

Miernikami dla  $Var(\Delta\mu_{i,t}^k - \Delta\mu_{j,t}^k)$  i  $Cov(\Delta\mu_{i,t}^k - \Delta\mu_{j,t}^k, \Delta e_{i,j,t})$  z (3) są natomiast odpowiednio:

$$VPCM_{i,j}^k = Var(\Delta(\ln PCM_{i,t}^k - \ln PCM_{j,t}^k)) \quad (8)$$

$$\text{ i } CPCM_{i,j}^k = -Cov(\Delta(\ln PCM_{i,t}^k - \ln PCM_{j,t}^k), \Delta e_{i,j,t}) \quad (9)$$

Ponieważ  $PCM_{i,t}^k$  i  $PCM_{j,t}^k$  są to mierniki marż monopolistycznych  $\mu_{i,t}^k$  i  $\mu_{j,t}^k$ ,  $VPCM_{i,j}^k$  może być interpretowane jako miernik  $Var(\Delta\mu_{i,t}^k - \Delta\mu_{j,t}^k)$  w równaniu (3). W ten sam sposób miernikiem  $Cov(\Delta\mu_{i,t}^k - \Delta\mu_{j,t}^k, \Delta e_{i,j,t})$  jest  $CPCM_{i,j}^k$ , przy czym wprowadzenie znaku ujemnego przed  $CPCM_{i,j}^k$  tłumaczy się z zasady ujemną kowariancją między zmianami względnych  $PCM$  a zmianami kursów wymiany walut, co wynika z tzw. aktywności *pricing-to-market* (PTM) [Cheung i Fujii 2005]. Aktywność ta polega na tym, że firmy eksportujące ustalają cenę towarów w walucie lokalnej (odpowiednio zmieniając marże) zamiast dostosowywać ją zgodnie z kursem walutowym, w efekcie czego ceny dóbr podlegających wymianie handlowej nie zmieniają się wraz z kursem wymiany, osłabione zostaje prawo jednej ceny i koncepcja parytetu siły nabywczej, zwiększa się sztywność cen [<http://www.movable-type.co.uk/scripts/latlong.html>]. Większa intensywność działań tego typu zwiększa wartość miernika  $CPCM_{i,j}^k$ . W analizowanym przykładzie średnia wartość  $CPCM_{i,j}^k$  jest niska i ujemna<sup>3</sup>, co wskazuje na niewystępowanie efektu PTM. Wartość miernika  $CPCM_{i,j}^k$  cechuje także znaczna zmienność - ma on najwyższy współczynnik zmienności spośród trzech wymienionych mierników struktur rynkowych.<sup>4</sup>

### c) Model regresji

Oddziaływanie struktur rynkowych na zmienność cen względnych między krajami UE zbadano w oparciu o następujące międzybranżowe równanie regresji [Cheung i Fujii 2005]:

$$Var(\Delta q_{i,j}^k) = \beta DIST_{i,j} + X' \Theta + \sum_{g=1}^m \alpha_g SD_g + \sum_{h=1}^n \gamma_h CD_h + u_{i,j}^k, \quad (10)$$

<sup>3</sup> Średnie wartości trzech omawianych mierników struktur rynkowych wynoszą odpowiednio: -2,2248; 0,2410; -0,004.

<sup>4</sup> Współczynniki zmienności trzech omawianych mierników struktur rynkowych wynoszą odpowiednio: -0,1877; 2,5139; -17,2678.

gdzie  $Var(\Delta q_{i,j}^k)$  jest wariancją z próby zmiennej  $\Delta q_{i,j}^k$  w czasie,  $DIST_{i,j}$  to zlogarytmizowany dystans geograficzny między krajami  $i$  i  $j$ .  $X$  to wektor kolumnowy zawierający zmienne objaśniające zmieniające się w zależności od rozważanej specyfikacji (1-6) modelu (10),  $SD_g$  i  $CD_h$  to zmienne 0-1 świadczące o branży i kraju,  $u$  to reszty. Włączenie zmiennych 0-1 umożliwiło zmiennej objaśnianej przyjmowanie różnych wartości w zależności od analizowanych krajów i branż.

## Wyniki

W pierwszej specyfikacji modelu (10) nie uwzględniono  $X'\Theta$ , zaś wynik estymacji przedstawiono w drugiej kolumnie (oznaczenie specyfikacja 1) w tab. 1. Okazuje się, że spadkowi wartości zmiennej określającej odległość towarzyszy wzrost zmienności cen względnych w krajach UE, jednak zależność ta nie jest istotna. Dopasowany  $R^2$  wynosi 0,4310, co świadczy o tym, iż wspólnie zmienna dotycząca odległości oraz zmienne 0-1 dla branż i krajów wyjaśniają ponad 43% zmienności zmiennej zależnej.

Tabela 1. Wyniki regresji, w której zmienną objaśnianą jest zmienność cen względnych w krajach UE

Table 1. The results of the cross-country relative price volatility regression in the EU countries

| Zmienne użyte<br>w modelu regresji | Specyfikacje modelu |          |            |           |            |            |
|------------------------------------|---------------------|----------|------------|-----------|------------|------------|
|                                    | 1                   | 2        | 3          | 4         | 5          | 6          |
| Odległość                          | -0,00247            | -0,00252 | -0,00234   | -0,00155  | -0,00331   | -0,00243   |
| Zmienność kursu<br>walutowego      |                     | -0,63494 | -1,30306   | -0,81598  | -1,03946   | -1,12735   |
| $APCM_{i,j}^k$                     |                     |          | -0,07936** |           |            | -0,00159   |
| $VPCM_{i,j}^k$                     |                     |          |            | 0,09669** |            | 0,09054**  |
| $CPCM_{i,j}^k$                     |                     |          |            |           | -2,74534** | -2,10060** |
| Skorygowany $R^2$                  | 0,4310              | 0,4308   | 0,4526     | 0,5031    | 0,4531     | 0,5158     |

Uwaga: Wyniki oszacowania równania (10). W ramach każdej specyfikacji uwzględniono zarówno zmienne zero-jedynkowe dla krajów, jak i dla branż. Liczba obserwacji wynosi 3137, a \* i \*\* to istotność statystyczna na poziomie odpowiednio 1 i 5%.

Źródło: Opracowanie własne.

Trzecia kolumna (specyfikacja 2 w tab. 1) zawiera oszacowane współczynniki drugiej specyfikacji, w której zmienną objaśniającą jest dodatkowo wariancja z próby zmian nominalnego kursu walutowego. Ani zmienność nominalnego kursu walutowego, ani zmienna odległości nie są statystycznie istotne.

Wyniki estymacji ze zmiennymi  $APCM_{i,j}^k$ ,  $VPCM_{i,j}^k$  i  $CPCM_{i,j}^k$  włączanymi sekwencyjnie jako zmienne objaśniające pokazane są pod nagłówkami specyfikacja 3 do 5. Wszystkie trzy zmienne włączane kolejno okazały się być statystycznie istotne i to na poziomie 1%, przy czym współczynnik regresji przy pierwszym i trzecim mierniku jest ujemny, zaś przy drugim – dodatni. Wyniki te porównać można z wynikami podobnego badania dotyczącego 18 krajów OECD w okresie 1970-1994, w którym wszystkie 3

zmienne PCM włączane kolejno do modelu nie tylko okazały się statystycznie istotne, ale także stojące przy nich współczynniki regresji były w przypadku każdej taki same – dodatnie. Otóż w przypadku 27 krajów UE znaki stojące przy współczynnikach regresji okazały się być bardziej zróżnicowane.

Ujemny znak przy zmiennej  $APCM_{i,j}^k$  wskazuje, że spadek średniej wartości marż względnych w branżach zwiększa *ceteris paribus* zmienność cen względnych. Odwrotna zależność między poziomem marż a zmiennością cen względnych świadczyć może albo o tym, że wzrost siły monopolistycznej i towarzyszący mu wzrost marż cenowo-kosztowych powoduje spadek zmienności cen lub o tym, że wzrasta siła monopolistyczna i rośnie konkurencja między wielkimi graczami, na skutek czego spadają marże, których niski poziom nie jest w stanie zamortyzować innych wstrząsów, co ostatecznie prowadzi do większej zmienności cen względnych.

Dodatni znak przy zmiennej  $VPCM_{i,j}^k$  wskazuje, że wzrost zmienności marż względnych zwiększa *ceteris paribus* zmienność cen względnych. Rosnąca zmienność marż może świadczyć o tym, że badany okres był czasem zmian struktur rynkowych. Ta zmienność struktur przyczynia się do wzrostu zmienności cen względnych, co stanowi bardzo ważny wniosek w kontekście polityki ograniczenia zmienności cen.

Ujemny znak przy zmiennej  $CPCM_{i,j}^k$  świadczy natomiast o tym, że spadek interakcji między zmianami kursu walutowego a zmianami marż względnych zwiększa *ceteris paribus* zmienność cen względnych pomiędzy krajami, co jest najprawdopodobniej efektem przyjęcia przez większość krajów członkowskich UE wspólnej waluty (marże względne i kursy nie zmieniają się już wspólnie) i co zdaje się potwierdzać oddziaływanie zmienności marż względnych na zmienność cen względnych.

Dodatkowo, w żadnej spośród omówionych specyfikacji 2-5 roli nie odgrywa zmienność kursów walutowych. Nieistotna pozostaje także zmienna dotycząca odległości.

Ponadto, podobnie jak w przypadku badania odnośnie krajów OECD, także omawiając wyniki niniejszego badania powiedzieć można, że zarówno wyniki specyfikacji z poszczególnymi miernikami struktury rynkowej, jak i wyniki specyfikacji 6, która uwzględnia wszystkie trzy zmienne PCM równocześnie, wskazują, że wszystkie trzy zmienne świadczące o strukturze rynkowej zawierają własną unikalną informację odnośnie zmienności cen względnych pomiędzy analizowanymi krajami. Zmienne  $VPCM_{i,j}^k$  i  $CPCM_{i,j}^k$  ponownie są istotne na poziomie 1%, zaś zmienna  $APCM_{i,j}^k$  staje się nieistotna, choć przyznać należy, że może ona wejść do modelu przy wyborze innego sposobu doboru zmiennych, np. eliminacja poprzednich<sup>5</sup>. Włączenie trzech zmiennych dotyczących struktury rynku nie wpływa poza tym na istotność zmiennych dotyczących odległości i zmienności kursów walutowych, które pozostają nieistotne.

Warto przy tym zauważyć, że włączenie razem lub osobno trzech zmiennych świadczących o strukturze rynku znacznie wpływa na procent wyjaśnianej zmienności zmiennej zależnej – wzrasta ona maksymalnie o 8,5 p.p. w porównaniu ze specyfikacjami 1 i 2 nieuwzględniającymi tych zmiennych. Co ciekawe, podobna sytuacja miała miejsce w badaniu krajów OECD – skorygowany  $R^2$  wzrósł maksymalnie o 9 p.p., gdy włączano

---

<sup>5</sup> Zmienna ta wchodzi wówczas do modelu na poziomie istotności 5%, pozostałe mierniki struktur rynkowych - na poziomie 1%. Znaki przy tych zmiennych i ich rzędy wielkości pozostają niezmienione. Te i inne metody wychodzące poza równanie (10) nie stanowią jednak przedmiotu niniejszej analizy.

zmienne  $PCM$ . W naszym badaniu największy wzrost  $R^2$  dotyczy przy tym specyfikacji 6, w której znalazły się wszystkie trzy mierniki struktur rynkowych. Model ten tłumaczy 51,6% całkowitej zmienności zmiennej objaśnianej.

Na odmiennosć wyników w porównaniu z badaniem dotyczącym krajów OECD wpływ może mieć wiele kwestii. Po pierwsze, analizowany okres i w związku z tym inne warunki rynkowe. Po drugie, specyfika krajów członkowskich. Większość krajów położona jest w jednej strefie geograficznej. Są to kraje sąsiadujące ze sobą, których stolice odległe są od siebie średnio zaledwie o 1441 km, co może tłumaczyć brak istotności w przypadku zmiennej odległości. Dodatkowo, od 1999 roku większość członków UE przyjęła wspólną walutę, co przynajmniej częściowo może tłumaczyć brak istotności zmiennej dotyczącej zmienności kursów walutowych oraz ujemny znak przy zmiennej  $CPCM_{i,j}^k$ . Fakt, iż UE jest wspólnotą gospodarczą powoduje także upodobnianie się do siebie struktur rynkowych w poszczególnych krajach, co może być wytłumaczeniem braku istotności zmiennej  $APCM_{i,j}^k$  w ostatniej specyfikacji. Bardziej niż te kwestie zastanawiające są jednak ujemne znaki przy zmiennych  $APCM_{i,j}^k$ , które, jak już wspomniano, mogą wskazywać, że konkurencja niedoskonała z wysokim poziomem siły monopolistycznej, o której świadczą marże cenowo-kosztowe, sprzyja stabilizacji cen.

## Sytuacja w branży spożywczej

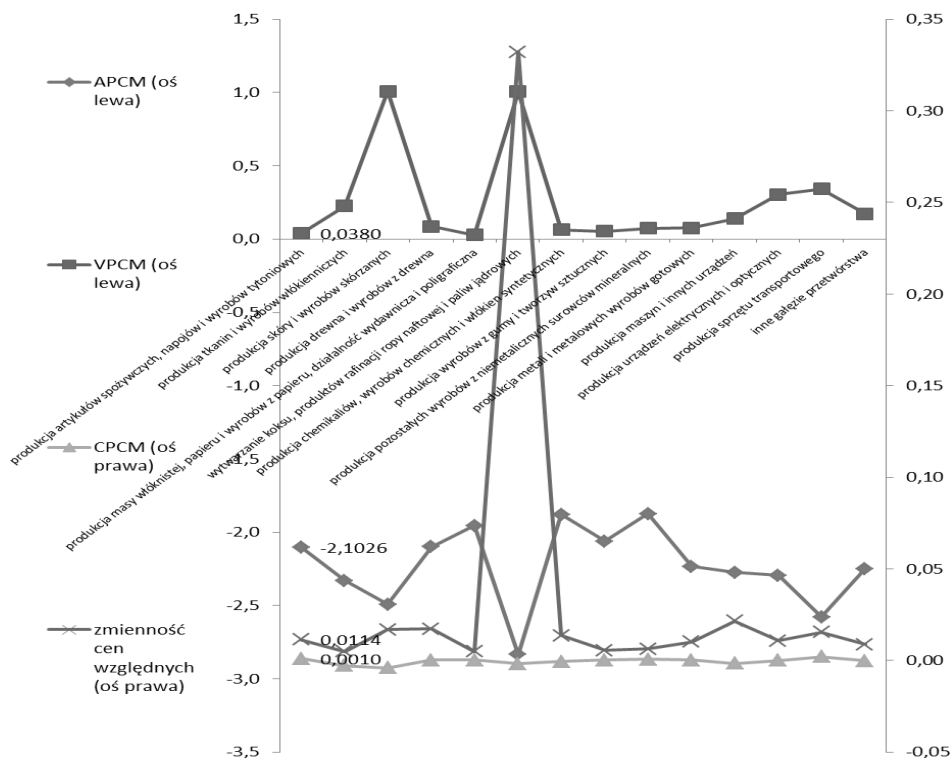
Analiza danych odnośnie wartości dodanej, kompensacji pracy, produkcji całkowitej i kursów wymiany walut między krajami umożliwiła ilustrację sytuacji w branży spożywczej na tle pozostałych branż sektora przetwórstwa przemysłowego w UE w latach 1999-2010 (rys. 1).

Okazało się, że w analizowanym okresie, po uszeregowaniu branż od wartości największej do najmniejszej, branża produkcji artykułów spożywczych, napojów i wyrobów tytoniowych, na 14 analizowanych branż, zajęła 7 miejsce pod względem zmienności cen względnych między krajami UE (0,01), 6 miejsce pod względem średniej wartości marż względnych (-2,10), 13 pod względem zmienności marż względnych między krajami (0,04) i 2 pod względem wspólnej zmienności marż względnych z kursem walutowym (0,001).

Branża spożywcza należy zatem do branż o zarówno umiarkowanej zmienności cen względnych, jak i umiarkowanym poziomie marż względnych. Posiada on jednakże jedną z najniższych zmienności marż względnych, jak również jeden z najwyższych, niski i dodatni poziom interakcji między zmianami marż względnych a zmianami kursu walutowego, co w świetle przyjęcia wspólnej waluty przez większość członków UE świadczy o dużej w porównaniu z innymi branżami wrażliwości marż na zmiany kursów. Dodatni znak przy zmiennej  $CPCM_{i,j}^k$  wskazuje zaś na występowanie efektu PTM – firmy zagraniczne utrzymują lub podnoszą ceny dóbr eksportowanych, gdy rośnie siła waluty kraju importera.

## Podsumowanie

Zmienność cen względnych zwiększa ryzyko prowadzenia działalności gospodarczej oraz zakłóca efektywną alokację inwestycji w branżach przetwórstwa przemysłowego.



Rys. 1. Zmienność cen względnych i trzy mierniki struktur rynkowych w 14 branżach sektora przetwórstwa przemysłowego krajów UE

Fig. 1. Relative prices variability and three market structure proxies in 14 branches of manufacturing sector of EU countries

Źródło: opracowanie własne.

Ponieważ duża część zmienności cen względnych między krajami nie może być wytłumaczona przez czynniki, takie jak zmienność kursu wymiany czy odległość między krajami, w obszarze badań nad zmiennością cen względnych rośnie także zainteresowanie problematyką zmienności cen względnych dóbr produkowanych w różnych branżach w różnych krajach skorygowanych o kursy wymiany walut między tymi krajami.

Obierając za punkt wejścia standardowy model szacowania marż, sprawdzono, czy struktura rynkowa determinuje zmienność cen względnych w 14 branżach sektora przetwórstwa przemysłowego 27 krajów UE.

Udało się wykazać oddziaływanie rosnącej zmienności marż względnych na wzrost zmienności cen względnych w krajach UE, zaś sam poziom marż okazał się być odwrotnie skorelowany ze zmiennością cen względnych. Stwierdzono ponadto, że spadek interakcji

zmian marż względnych ze zmianami kursów walutowych zwiększa zmienność cen względnych. W konsekwencji, ponieważ wszystkie te trzy zmienne świadczące o strukturze rynkowej okazały się istotne, stwierdzono, że poziom konkurencji rynkowej w krajach UE 27 w latach 1999-2010 determinował poziom zmienności cen względnych. Z drugiej strony, ponieważ nie wszystkie znaki przy współczynnikach regresji okazały się być dodatnie, nie ma jednoznaczności odnośnie kierunku tego oddziaływania. Biorąc pod uwagę fakt przyjęcia przez większość członków UE wspólnej waluty oraz fakt braku w modelu szacowania marż, stanowiącym punkt wyjścia niniejszej analizy, zmiennej świadczącej o samym poziomie marż, jak również fakt jej nieistotności podczas szacowania modelu regresji z udziałem wszystkich trzech zmiennych świadczących o strukturze rynkowej, można jednakże wskazać, że głównym wnioskiem płynącym z niniejszej analizy jest fakt, iż rosnąca zmienność marż względnych oddziałuje na wzrost zmienności cen względnych.

Wyniki badania wskazują przy tym jednoznacznie na fakt, iż istnieje znaczny odsetek zmienności cen względnych w krajach UE, których nie da się wyjaśnić czynnikami uwzględnionymi w przeprowadzonej tu analizie. Tłumaczą one bowiem 51,6% całkowitej zmienności zmiennej zależnej, czyli zmienności cen względnych. W przyszłości uwzględnienia wymagają koszty czynników produkcji podlegających i niepodlegających wymianie handlowej. Także różnice w systemach dystrybucji i metodach zarządzania zapasami mogą oddziaływać na zmienność cen względnych w krajach UE. Póki co, brakuje danych, które pozwoliłyby uwzględnić te kwestie. Rozwój metod i baz danych w tym zakresie powinien stać się priorytetem ze względu na potencjalne skutki rosnącej w czasach obecnego kryzysu zmienności cen względnych. W szczególności, potrzeba dalszych badań nad specyfiką i innymi potencjalnymi determinantami zmienności cen względnych w tak ważnej w kontekście bezpieczeństwa żywnościowego branży spożywczej.

## Literatura

- Athukorala P., Menon J. [1994]: Pricing to market behaviour and exchange rate pass-through in Japanese Exports. *The Economic Journal* nr 423, s. 271-281.
- Campa J. Goldberg L. [1995]: Investment in manufacturing, exchange rates and external exposure. *Journal of International Economics* nr 38, s. 297-320.
- Cavallo E., Galindo A., Izquierdo A., Leon J. [2010]: The role of relative price volatility in the efficiency of investment allocation. IDB Working Paper Series nr IDB-WP-208.
- Cheung Y., Chinn M., Fujii E. [2001]: Market structure and the persistence of sectoral real exchange rates. *International Journal of Finance & Economics* nr 6, s. 95-114.
- Cheung Y., Fujii E. [2005]: Cross-country relative price volatility: Effects of market structure. CESifo Working Paper nr 1456.
- Engel C., Rogers J. [1996]: How wide is the border? *American Economic Review* nr 86(5), s. 1112-1125.
- Engel C., Rogers J. [2000]: Relative price volatility: What role does the border play? [W:] Hess G., Wincoop van E. (red.) [2000]: *Intranational Macroeconomics*. Cambridge University Press, Cambridge, s. 92-111.
- Engel C., Rogers J. [2001]: Deviations from purchasing power parity: Causes and welfare costs. *Journal of International Economics* nr 55, s. 29-57.
- Figiel S., Hamulczuk M., Klimkowski C. [2012]: Metodyczne aspekty analizy zmienności cen oraz pomiaru ryzyka cenowego. *Komunikaty Raporty Ekspertyzy* nr 559, IERiGŻ-PIB.
- [http://en.wikipedia.org/wiki/Exchange\\_rate\\_pass\\_through](http://en.wikipedia.org/wiki/Exchange_rate_pass_through). [Data odczytu: marzec 2013].
- [http://en.wikipedia.org/wiki/Great\\_circle\\_distance](http://en.wikipedia.org/wiki/Great_circle_distance). [Data odczytu: marzec 2013].
- [http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search\\_database](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database). [Data odczytu: marzec 2013].
- <http://writepass.co.uk/journal/2012/12/a-basic-study-of-pricing-to-market/>. [Data odczytu: marzec 2013].
- <http://www.movable-type.co.uk/scripts/latlong.html>. [Data odczytu: marzec 2013].

- Joyce J., Nabar M., 2009: Sudden stops, banking crises and investment collapses in emerging markets. *Journal of Development Economics* nr 90(2), ss. 314-322.
- Liang H. [1998]: The volatility of the relative price of commodities in terms of manufactures across exchange regimes: a theoretical model. IMF Working Paper nr WP/98/163.
- Parsley D., Wei S. [2001]: Explaining the border effect: The role of exchange rate variability, shipping cost, and geography. *Journal of International Economics* nr 55, ss. 87-105.
- Thomas C., Marques J., Fahle S., Coonan J. [2011]: International relative price levels: an empirical analysis. [W:] *Measuring the size of the world economy*. International Comparison Program., ss. 1-19.