

# Wpływ konkurencji oraz cyklu koniunkturalnego na zachowanie się marż monopolistycznych w gospodarce polskiej\*

## Impact of Competition and Business Cycles on the Behaviour of Monopolistic Markups in the Polish Economy

*Michał Gradzewicz, Jan Hagemejer\*\**

pierwsza wersja: 24 stycznia 2007 r., ostateczna wersja: 6 kwietnia 2007 r., akceptacja: 27 kwietnia 2007 r.

### Streszczenie

Celem artykułu jest przedstawienie analizy wpływu stopnia konkurencji, zarówno wewnętrznej, jak i zewnętrznej oraz cyklu koniunkturalnego na kształtowanie się marż monopolistycznych w polskiej gospodarce. Otrzymane wyniki wskazują na występowanie znacznych marż w wielu sektorach gospodarki polskiej. Zgodnie z przeprowadzonymi estymacjami poziom koncentracji rynków ma istotnie ujemny, a poziom penetracji importowej dodatni wpływ na poziom marż. W badanej próbie występuje ujemna zależność między marżami a cyklem makroekonomicznym, co wydaje się potwierdzać wnioski z wielu modeli teoretycznych. Wyniki wskazują również na istnienie dodatniej, ale mniej wyraźnej zależności między cyklem mierzonym na poziomie sektora a wysokością marż.

**Słowa kluczowe:** marże, analiza mikroekonomiczna, konkurencja, cykl koniunkturalny

### Abstract

The aim of this study is to analyse the impact of competition, both internal and external, and of the business cycle on monopolistic markups in the Polish economy. The results show that there are significant markups in several sectors of the economy which complies with earlier estimations by the authors. According to the estimations carried out, competition has a significant impact on the level of markups. This result applies both to internal competition, measured by market concentration, and foreign competition, measured by import penetration ratios. In addition, there was a significant negative correlation between markups and the macroeconomic cycle which seems to confirm the conclusions from numerous theoretical macro and microeconomic models. The results also point to a positive but less clear correlation between the sectoral cycle and the level of markups. A different reaction of markups to the sectoral and macroeconomic cycles may result from a different nature of adjustments of businesses in reaction to exogenous shocks affecting either the sectoral or the macroeconomic environment of the enterprises.

**Keywords:** markups, firm-level analysis, competition, business cycle  
**JEL:** L11, D43

\* Poglądy prezentowane w niniejszej pracy odzwierciedlają przekonania autorów, a nie instytucji, którą reprezentują.

\*\* Autorzy są pracownikami Departamentu Analiz Makroekonomicznych i Strukturalnych Narodowego Banku Polskiego.  
e-mail: [michal.gradzewicz@mail.nbp.pl](mailto:michal.gradzewicz@mail.nbp.pl), [jan.hagemejer@mail.nbp.pl](mailto:jan.hagemejer@mail.nbp.pl)

## Wstęp

Celem artykułu jest przedstawienie analizy wpływu stopnia konkurencji, zarówno wewnętrznej, jak i zewnętrznej oraz cyklu koniunkturalnego na kształtowanie się marż monopolistycznych w gospodarce polskiej. Aby zbadać tak postawiony problem, konieczne jest oszacowanie przebiegu marż monopolistycznych w czasie, w ramach danego sektora. Użyta metodyka pozwala na nieobciążoną estymację marż, bez konieczności stosowania zmiennych instrumentalnych w celu eliminacji wpływu zaburzeń o charakterze technologicznym na wyniki estymacji. Następnie przeprowadzono panelową analizę regresji, uzależniając otrzymane szacunki marż monopolistycznych od mierników stopnia konkurencji wewnętrznej i zewnętrznej na danym rynku. Oddzielnie badano zachowanie marż w ramach cyklu koniunkturalnego. Zastosowano tutaj metody panelowe oraz prostą analizę korelacyjną zależności pomiędzy marżami a cyklem koniunkturalnym na poziomie gałęzi oraz na poziomie makroekonomicznym.

W pierwszym rozdziale przedstawiono krótki przegląd literatury na temat szacowania marż monopolistycznych na podstawie danych empirycznych oraz badań teoretycznych i empirycznych związanych zarówno z wpływem konkurencji, jak i cyklu koniunkturalnego na marże. W drugim rozdziale opisano podstawy teoretyczne modelu empirycznego. Kolejny rozdział zawiera opis danych statystycznych oraz wyników estymacji marż monopolistycznych. Ostatni rozdział zawiera opis wyników wpływu konkurencji na marże oraz zachowań marż w ramach cyklu koniunkturalnego. Pracę kończy krótkie podsumowanie.

## 1. Przegląd literatury

W literaturze ekonomicznej, większość badań dotyczących wysokości marż bezpośrednio lub pośrednio opiera się na metodyce opisanej w pracy Halla (1988), który na podstawie zagregowanych danych sektorowych estymuje marże monopolistyczne w gospodarce amerykańskiej przy założeniu stałych przychodów skali<sup>1</sup>. Jeżeli występują dwa czynniki produkcji (praca i kapitał), specyfikacja empiryczna sprowadza się do równania, w którym zmienną objaśnianą jest zmiana logarytmu wielkości produkcji na jednostkę kapitału, a zmienną objaśniającą – zmiana logarytmu wielkości zatrudnienia na jednostkę kapitału, pomno-

żona przez stosunek wynagrodzenia pracy do całkowitego przychodu firmy. Estymator parametru nachylenia prostej regresji jest równy marży monopolistycznej (wyrażonej w procentach kosztu krańcowego). Teoretyczne podstawy równania estymowanego przez Halla znajdują się w części drugiej artykułu.

W metodzie tej występuje problem endogeniczności – istnieje korelacja pomiędzy składnikiem losowym (będącym funkcją produktywności) a zmienną objaśniającą. Identyfikacja marży polega na zastosowaniu zmiennych instrumentalnych, które wpływają na zmiany zatrudnienia i popytu, a jednocześnie nie mają wpływu na produktywność. Stosowanie zmiennych instrumentalnych kontrolujących efekty czysto popytowe jest konieczne w celu wyodrębnienia wahań natury podażowej, które wpływają na wysokość nieobserwowanej reszty Solowa. Znalezienie odpowiednich zmiennych instrumentalnych jest jednak problematyczne; Hall stosuje takie miary, jak wielkość rządowych wydatków na zbrojenia, światowa cena ropy naftowej oraz zmienną wskazującą na sprawowanie władzy przez określoną partię polityczną.

Roeger (1995) proponuje metodę estymacji marż alternatywną względem zastosowanej przez Halla. Umożliwia ona eliminację nieobserwowanej produktywności z równania regresji, co jednocześnie rozwiązuje problem endogeniczności i odpowiedniej identyfikacji estymatora marży. Estymacja na podstawie różnicy reszt Solowa obliczonych przy użyciu funkcji produkcji (tzw. reszty prymalne) i funkcji kosztów (tzw. reszty dualne) może być zatem przeprowadzona za pomocą zwykłej metody najmniejszych kwadratów.

Martins oraz Scarpetta (1999) estymują wysokość marż dla gospodarek wybranych krajów rozwiniętych, stosując metodę Roegera na danych sektorowych. Estymatory otrzymane przy użyciu danych o produkcji globalnej (wcześniej wymienione badania bazują na wartości dodanej) są niższe niż w przypadku badań Roegera i Halla. Ponadto, stosowanie wartości dodanej wymaga dodatkowej korekty, w przeciwnym razie estymatory będą przeszacowane (Roeger 1995, s. 325). Martins oraz Scarpetta pokazują również, że w przypadku rosnących korzyści skali estymatory Halla oraz Roegera stanowią górny próg marż faktycznie występujących w gospodarce.

Metodyka Roegera była szeroko stosowana w badaniach szacujących wysokość marż monopolistycznych dla krajów europejskich, przy użyciu danych indywidualnych. Wykorzystują ją m.in. Konings i Vandenbussche (2005) do estymacji narzutów stosowanych przez przedsiębiorstwa w Unii Europejskiej. Podobną metodyką posługują się Konings, Van Cayseele oraz Warzynski (2003) w badaniu zachowań firm bułgarskich i rumuńskich.

Naturalne wydaje się pytanie, co determinuje wysokość marż w poszczególnych sektorach. Odpo-

<sup>1</sup> Klette (1999) proponuje metodę łącznej estymacji marż oraz elastyczności skali przy użyciu danych jednostkowych, uchylając zarazem założenie o stałości przychodów skali produkcji. Metoda ta jest również oparta na pracy Halla. Była ona podstawą estymacji długookresowych marż i elastyczności skali w gospodarce polskiej w badaniu Gradzewicza i Hagemejera (2007).

wiedź na to pytanie wymaga, aby analizę przeprowadzić nie tylko w wymiarze przekrojowym, ale również czasowym.

Podstawowym czynnikiem kształtującym marżę jest poziom konkurencji wewnętrznej (liczba konkurujących firm) i zewnętrznej (import dóbr konkurencyjnych względem produktów danego sektora). Znaczenie konkurencji wewnętrznej dla poziomu marży podkreślają Rotemberg i Woodford (1999) oraz Galí i Zilibotti (1995). Wpływ stopnia koncentracji przedsiębiorstw na długookresowy poziom marży badali Gradzewicz i Hagemeyer (2007), lecz nie znaleźli wyraźnej dodatniej zależności (wyraźnie istotna jest natomiast zależność pomiędzy korzyściami skali a poziomem koncentracji, co sugeruje istnienie wysokich barier wejścia w niektórych gałęziach). Międzysektorowe zróżnicowanie marży może zatem wynikać także z innych uwarunkowań (poziom zróżnicowania produktów, regulacje cenowe itd.), których nie mierzy zwykły współczynnik Herfindahla-Hirschmanna. Ponadto zmiany koncentracji w czasie mają prawdopodobnie większy wpływ na poziom marży w poszczególnych sektorach, niż wynikałoby to z porównania przekrojowego. Wpływu zmian współczynnika Herfindahla-Hirschmanna na zmiany wysokości marży nie można jednak prześledzić w sytuacji, gdy poziom marży jest z założenia stały w czasie.

Istnieje wiele prac badających wpływ konkurencji zewnętrznej na poziom narzutu ceny ponad koszt krańcowy. Należą do nich m.in. badania Lundina (2004) dla Szwecji, gdzie poza konkurencją importową jako czynnik wpływający na poziom marży uwzględniono również poziom zróżnicowania produktów, czy Abrahama, Koningsa i Vanormelingena (2006) dla Belgii, gdzie poza analizą wpływu czynników zewnętrznych na ceny badano również znaczenie związków zawodowych w procesie ustalania płac. Z kolei Görg i Warzynski (2003) wykazują istotny dodatni wpływ partycypacji w eksporcie na wysokość marży.

Osobnym zagadnieniem jest zachowanie się marży monopolistycznych w kolejnych fazach cyklu koniunkturalnego. Literatura teoretyczna dostarcza tutaj przeciwstawnych hipotez. Z jednej strony Athey, Bagwell i Sanchirico (2004), powołując się na klasyczną literaturę pochodzącą od Sweezy'ego (1939) oraz Halla i Hitcha (1939), postulują występowanie sztywności cen detalicznych w sektorach o niewielkiej liczbie firm, gdzie występują elementy zмовы kartelowej. Sztywność ta jest wynikiem braku dostosowań cen do zmian wysokości kosztu krańcowego w obawie przed zerwaniem umowy kartelowej. Przy stałych cenach ujemny szok technologiczny (powodujący zwiększenie się kosztu krańcowego) powoduje zatem spadek marży monopolistycznej (procykliczność marży). Podobne wnioski wynikają z modelu Greena i Portera (1984). W modelu Krepsa i Scheink-

mana (1983) w okresach ożywienia firmy szybko osiągały swoje możliwości produkcyjne i w związku z tym konkurencja odbywa się na zasadach ilościowych (konkurencja Cournota), w przeciwieństwie do okresu recesji, gdy działają one raczej w ramach konkurencji cenowej Bertranda ze względu na niewykorzystane moce produkcyjne i możliwość zaopatrywania większej części rynku. Zyski firm rosną zatem w okresie ożywienia i spadają w okresie recesji. Z kolei Rotemberg i Saloner (1986) budują model teoretyczny przewidujący zwiększenie się marży w przypadku recesji (antycykliczność marży). W sytuacji gdy rośnie popyt, krótkookresowe zyski z obniżenia ceny przez pojedynczą firmę w stosunku do cen ustalanych przez konkurentów mogą być na tyle duże, że firma jest skłonna do zerwania zмовы kartelowej. W przypadku recesji krótkookresowe korzyści z działania konkurencyjnego są na tyle niskie, że firmom opłaca się utrzymywać ceny na poziomie ustalonym przez kartel i osiągać długookresowy zysk. Podobne zachowanie marży prognozują modele teoretyczne Bilsa (1989) oraz Weitzmana (1982). Badania empiryczne także nie dają jednoznacznego rozwiązania problemu cykliczności marży. Cytowane wcześniej badanie Martinsa i Scarpetty przeprowadzone dla wybranych krajów OECD wskazuje na antycykliczność marży. Do podobnych wniosków na podstawie badań również na danych OECD dochodzi Boulhol (2004). Marchetti (2002) w badaniu cykliczności marży w gospodarce włoskiej zwraca uwagę na wyraźną antycykliczność marży w sektorach silnie skoncentrowanych. Z kolei badanie Smalla (1997), na danych brytyjskich, wskazuje na wyraźną procykliczność marży, zarówno w przemyśle, jak i usługach.

W prezentowanym badaniu zastosowano metodę Roegera (1995) do estymacji marży w polskiej gospodarce, wykorzystując dane jednostkowe. Wybór tej metody był podyktowany faktem, że w przypadku zastosowania danych na poziomie firm pozwala ona na otrzymanie wielkości marży na poziomie sektora, dla każdego badanego roku. W konsekwencji możliwe jest uzyskanie dynamiki marży, co z kolei pozwala badać wpływ zmiennych zewnętrznych na wysokość narzutów monopolistycznych i związek zmienności marży ze zmianami cyklu koniunkturalnego. Należy ponownie nadmienić, że metodyka ta opiera się na założeniu stałych korzyści skali. Jeżeli jednak elastyczność skali jest stała w czasie, obciążenie estymatorów, wynikające z faktycznego występowania efektów skali, jest stałe (co wynika bezpośrednio z pracy Martinsa i Scarpetty) i nie wpływa na dynamikę marży.

## 2. Model teoretyczny

Zakłada się, że firma produkuje zgodnie z następującą funkcją produkcji, homogeniczną stopnia pierwszego:

$$Y(X_1, \dots, X_N, K, E) = F(X_1, \dots, X_N, K)E, \quad (1)$$

gdzie  $K$  to wielkość majątku trwałego, a  $X_i$  to wielkości pozostałych czynników zaangażowanych w proces produkcyjny.  $E$  jest zmienną mierzącą neutralny w sensie Hicksa postęp technologiczny (łączna produktywność czynników produkcji). Logarytmiczne zróżniczkowanie równania (1) daje:

$$\frac{dY}{Y} = \sum_i \frac{\partial F}{\partial X_i} \frac{dX_i}{F} + \frac{\partial F}{\partial K} \frac{dK}{F} + \frac{dE}{E} = \sum_i \frac{\partial Y}{\partial X_i} \frac{dX_i}{Y} + \frac{\partial Y}{\partial K} \frac{dK}{Y} + \frac{dE}{E}. \quad (2)$$

W warunkach doskonale konkurencyjnych rynków czynników produkcji przedsiębiorstwa ustalają ceny, narzucając marżę na koszty krańcowe (MC), a czynniki produkcji wynagradzane są wedle wartości ich produktu krańcowego, pomniejszonej o wielkość narzutu monopolistycznego na koszty krańcowe. Niech  $r$  oraz  $w_i$  oznaczają odpowiednio ceny kapitału i pozostałych czynników produkcji,  $P$  oznacza cenę produktu finalnego, a  $\mu$  – wielkość narzutu ceny na koszt krańcowy ( $\mu = P/MC$ ). Możemy wtedy zapisać:

$$w_i = \frac{\partial Y}{\partial X_i} \frac{P}{\mu} \quad \text{oraz} \quad r = \frac{\partial Y}{\partial K} \frac{P}{\mu}.$$

Z założenia o homogeniczności funkcji produkcji wynika, że wartość kosztów całkowitych można wyrazić jako iloczyn kosztu krańcowego i wielkości produkcji. Uwzględniając powyższe zależności, równanie (2) można zapisać jako:

$$\frac{dY}{Y} = \sum_i \frac{w_i X_i}{Y P / \mu} \frac{dX_i}{X_i} + \frac{r K}{Y P / \mu} \frac{dK}{K} + \frac{dE}{E} = \sum_i \frac{w_i X_i}{Y \cdot MC} \frac{dX_i}{X_i} + \frac{r K}{Y \cdot MC} \frac{dK}{K} + \frac{dE}{E}$$

lub:

$$\frac{dY}{Y} = \sum_i \alpha_i \frac{dX_i}{X_i} + \alpha_K \frac{dK}{K} + \frac{dE}{E}, \quad (3)$$

gdzie  $\alpha_K$  oraz  $\alpha_i$  to udziały wynagrodzenia kapitału oraz pozostałych czynników w całkowitych kosztach produkcji zdefiniowane dla czynnika  $X_i$  jako:  $\alpha_i = w_i X_i / MC \cdot Y$  oraz analogicznie dla  $K$ . Udział kosztu czynnika  $X_i$  w całkowitym przychodzie firmy oznaczamy jako:  $\theta_i = w_i X_i / P Y$ . Udziały czynników w koscie całkowitym można zatem zapisać jako:

$$\alpha_i = \frac{P}{MC} \frac{w_i X_i}{P Y} = \theta_i \mu. \quad (4)$$

Analogiczne zależności zachodzą dla kapitału. W warunkach konkurencji doskonałej  $\alpha_i = \theta_i$ , ponieważ  $\mu = 1$ . W warunkach niedoskonałej konkurencji  $\mu > 1$ . Przy założeniu stałych przychodów skali z twierdzenia Eulera wynika, że:

$$\sum_i \alpha_i + \alpha_K = 1. \quad (5)$$

Definiując tzw. prymalną resztę Solowa<sup>2</sup> (SR), opartą na funkcji produkcji:

$$SR = \frac{dY}{Y} - \sum_i \theta_i \frac{dX_i}{X_i} - (1 - \sum_i \theta_i) \frac{dK}{K}, \quad (6)$$

można pokazać (szczegóły wyprowadzeń przedstawiono w aneksie A.1), wykorzystując (4) oraz (5), że:

$$SR = \frac{dY}{Y} - \sum_i \theta_i \frac{dX_i}{X_i} - (1 - \sum_i \theta_i) \frac{dK}{K} = (1 - \frac{1}{\mu}) \left( \frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K} \right) + \frac{1}{\mu} \frac{dE}{E}. \quad (7)$$

W równaniu (7) wyrażenie  $(1 - \frac{1}{\mu}) = \beta$ , gdzie  $\beta$  jest indeksem Lerner'a, a zatem:

$$SR = \beta \left( \frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K} \right) + (1 - \beta) \frac{dE}{E}. \quad (8)$$

Hall (1988) estymuje indeks Lerner'a przy użyciu równania podobnego<sup>3</sup> do równania (8), jednak ze względu na możliwość korelacji nieobserwowanej zmiennej  $\frac{dE}{E}$  z pozostałymi zmiennymi objaśniającymi konieczne jest stosowanie zmiennych instrumentalnych, których dobór jest problematyczny. Rozwiązaniem tego problemu jest zastosowanie estymatora opartego na różnicy między prymalną a dualną resztą Solowa (Roeger, 1995), opartą na funkcji kosztów.

Funkcja kosztów odpowiadająca funkcji produkcji (1) ma postać:

$$C(w_1, \dots, w_N, w_K, Y, E) = \frac{G(w_1, \dots, w_N, w_K) Y}{E}, \quad (9)$$

gdzie funkcja  $G$  jest homogeniczna stopnia pierwszego. Koszt krańcowy jest zatem równy:

$$MC = \frac{G(w_1, \dots, w_N, w_K)}{E}. \quad (10)$$

Logarytmiczne zróżniczkowanie równania (10) po zastosowaniu lematu Shepharda<sup>4</sup> oraz definicji (9) daje:

$$\frac{dMC}{MC} = \sum_i \alpha_i \frac{dw_i}{w_i} + \alpha_K \frac{dw_K}{w_K} - \frac{dE}{E}. \quad (11)$$

Jeżeli marża  $\mu$  jest stała, to dynamika cen jest równa dynamice kosztu krańcowego, a zatem  $\frac{dMC}{MC} = \frac{dP}{P}$ . Podstawiając  $\frac{dP}{P}$  do równania (11), wykorzystując ponownie własność (4) i przekształcając (szczegóły w aneksie A.2), otrzymujemy tzw. dualną resztę Solowa (opartą na funkcji kosztów – DSR) jako funkcję cen, wynagrodzeń czynników produkcji i postępu technicznego:

<sup>2</sup> Por. Solow (1957) oraz Hall (1988).

<sup>3</sup> Aby uzyskać postać równania estymowanego przez Halla w zapisie stosowanym w tym artykule, należy przekształcić równanie (3) do postaci  $\frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K} = \mu \left[ \sum_i \theta_i \left( \frac{dX_i}{X_i} - \frac{dK}{K} \right) + \frac{dE}{E} \right]$ , używając zależności (4) oraz (5).

<sup>4</sup>  $\frac{\partial G}{\partial w_i} \frac{Y}{E} = X_i$ , gdzie  $X_i$  odpowiada popytowi na czynnik  $i$ . Analogiczna relacja zachodzi dla kapitału.

$$DSR = \sum_i \theta_i \frac{dw_i}{w_i} + (1 - \sum_i \theta_i) \frac{dw_K}{w_K} - \frac{dP}{P} = (1 - \frac{1}{\mu}) \left( \frac{dw_K}{w_K} - \frac{dP}{P} \right) + \frac{1}{\mu} \frac{dE}{E} \quad (12)$$

lub stosując zapis oparty na indeksie Lerner'a:

$$DSR = -\beta \left( \frac{dP}{P} - \frac{dw_K}{w_K} \right) + (1 - \beta) \frac{dE}{E} \quad (13)$$

Odejmując równanie (13) od równania (8), uwzględniając definicję DSR i SR, otrzymujemy:

$$\begin{aligned} SR - DSR &= \frac{dY}{Y} + \frac{dP}{P} - \sum_i \theta_i \left( \frac{dX_i}{X_i} + \frac{dw_i}{w_i} \right) - (1 - \sum_i \theta_i) \left( \frac{dX_K}{X_K} + \frac{dw_K}{w_K} \right) = \\ &= \beta \left[ \frac{dY}{Y} + \frac{dP}{P} - \left( \frac{dK}{K} + \frac{dw_K}{w_K} \right) \right]. \end{aligned} \quad (14)$$

Jak można łatwo zauważyć, zarówno prawa, jak i lewa strona powyższego równania zawierają wyłącznie zmienne obserwowalne (zmienna  $\frac{dE}{E}$  uległa eliminacji). Jeśli przybliżymy relację (14) za pomocą przyrostów względnych odpowiednich zmiennych, może być ona estymowana przy użyciu standardowej metody najmniejszych kwadratów bez obaw przed obciążeniem estymatorów wynikającym z pominięcia pewnych zmiennych.

### 3. Dane statystyczne i wyniki estymacji marż monopolistycznych

#### 3.1. Opis danych statystycznych

W badaniu użyto danych statystycznych pochodzących ze sprawozdań finansowych i bilansowych przedsiębiorstw, zbieranych przez GUS (formularze F-01 i F-02). Obejmują one lata 1996–2004 i mierzone są w ujęciu rocznym. Zakres czasowy odpowiada w przybliżeniu długości jednego cyklu koniunkturalnego<sup>5</sup>. Baza danych obejmuje przedsiębiorstwa zatrudniające co najmniej 50 pracowników w przemyśle (sekcje C, D i E) oraz w usługach rynkowych (sekcje G, H, I oraz K). Łączna liczba obserwacji (nieoczyszczonych) wynosi około 162 tys.

Pierwotną bazę danych oczyszczono z niewiarygodnych i ekstremalnych obserwacji. Usunięto obserwacje dla których produkcja, zatrudnienie, majątek lub koszty pracy są niedodatnie. Ponadto próba została oczyszczona z obserwacji charakteryzujących się ekstremalnymi miarami wydajności pracy lub kapitału (mierzonymi wartością dodaną przypadającą odpowiednio na jednego pracującego lub na jednostkę zasobu majątku trwałego). Za ekstremalne wielkości uznano przypadki, gdy odchylenia absolutne logaryt-

mu danej zmiennej od logarytmu jej mediany (wyznaczonej w relatywnie homogenicznej gałęzi, zdefiniowanej na 4-cyfrowym poziomie PKD) przekraczają 3. Operacje czyszczące zbiór danych zmniejszyły liczbę obserwacji łącznie o około 6,7%. Do wyznaczenia zmiennych w czasie marż monopolistycznych użyto niezbilansowanego panelu danych<sup>6</sup>.

Za miarę produkcji przyjęto wielkość przychodów ze sprzedaży, skorygowaną o zmianę zapasów oraz sumę podatków obciążających koszty przedsiębiorstwa<sup>7</sup>. Do kosztów materiałowych zaliczono poza zużyciem materiałów – koszty zakupu usług obcych oraz wartość towarów i materiałów zakupionych w celu odsprzedaży (jest to istotna pozycja w przypadku przedsiębiorstw handlowych). Z kolei do kosztów pracy poza wynagrodzeniami zaliczono składki na ubezpieczenia społeczne płacone przez pracodawcę oraz pozostałe koszty rodzajowe<sup>8</sup>. W badaniu, podobnie jak w pracy Klette (1999), wyodrębniono koszty energii jako osobny czynnik produkcji. Badania empiryczne (por. Hyde, Perloff 1995) wskazują, że estymatory marż monopolistycznych są wrażliwe na dobór kategorii kosztowych, a większa dezagregacja kategorii kosztów zwiększa efektywność estymatorów (ponadto w przypadku wykorzystania danych dotyczących wyłącznie kosztów pracy i kapitału estymatory marż są zawyżone).

Do konstrukcji miary kosztów kapitału posłużono się koncepcją wprowadzoną do analiz wydajności i produktywności przez Jorgensona i Griliches'a (1967), rozwiniętą m.in. w pracy Oulton'a i Srinivasa'na (2003). Polega ona na zastosowaniu strumienia usług kapitału zamiast zasobu majątku trwałego. Zgodnie z tą koncepcją strumień usług kapitału może być przedstawiony następująco:

$$k_{it} = (r_t - \pi_t + \delta_t) \cdot K_{it},$$

gdzie:

- $k_{it}$  – miara strumienia usług kapitału,
- $r_t$  – stopa zwrotu,
- $\pi_t$  – deflator wartości dodanej,
- $\delta_t$  – stopa deprecjacji,
- $K_{it}$  – zasób majątku przedsiębiorstwa.

<sup>6</sup> W kontekście niniejszego badania procedura bilansująca panel danych zapewnia jednakową liczbę stopni swobody dla zmiennych w czasie estymatorów marż monopolistycznych w ramach wyodrębnionej gałęzi. Procedura bilansująca dokonuje jednak pozytywnej selekcji w grupie badanych przedsiębiorstw, co może prowadzić do dodatniego obciążenia uzyskanych estymatorów marż. Ponieważ dodatnie obciążenie estymatorów może być również skutkiem nieuwzględnienia możliwości występowania dodatknych korzyści skali (por. Gradzewicz, Hagemeyer 2007), skłoniło to autorów do dążenia do minimalizacji potencjalnego obciążenia i wykorzystania niezbilansowanego panelu.

<sup>7</sup> Są to m.in. podatek akcyzowy, podatek od nieruchomości, podatek od środków transportowych oraz niepodlegający odliczeniu podatek od towarów i usług.

<sup>8</sup> Pozostałe koszty rodzajowe są kategorią heterogeniczną i zawierają oprócz kosztów związanych z pracownikiem (m.in. koszty podróży służbowych, odpłaty pośmiertne, odszkodowania powypadkowe) inne kategorie kosztów (m.in. ubezpieczenia majątkowe). Zdecydowano się jednak przyporządkować tę kategorię kosztów do kosztów pracy.

<sup>5</sup> Analiza dokonana na relatywnie krótkiej próbie czasowej pozwala na wyciąganie formalnych wniosków dzięki zastosowaniu metod panelowych, lecz wnioskowanie długookresowe jest w tych warunkach ograniczone.

Za stopę zwrotu (oczekiwany zwrot z zaangażowania kapitału w alternatywnym przedsięwzięciu) przyjęto oprocentowanie 5-letnich obligacji rządowych. Stopa deprecjacji została wyznaczona na poziomie przedsiębiorstwa jako stosunek wartości amortyzacji do wartości majątku w cenach zakupu, natomiast sam zasób majątku obejmuje środki trwałe oraz wartości niematerialne i prawne w środku okresu.

W części pracy poświęconej analizom przyczyn zmienności marż monopolistycznych skorzystano z danych zagregowanych na poziomie sektorowym (2-cyfrowy podział wg PKD) w ramach przetwórstwa przemysłowego. Miary cyklu koniunkturalnego oparto na wartości dodanej brutto danego sektora, pochodzącej z *Roczników Statystycznych Przemysłu*, publikowanych przez GUS. Penetrację importu w danym dziale zdefiniowano jako stosunek wartości importu do wartości produkcji globalnej, powiększonej o wartość importu i pomniejszonej o wartość eksportu. Z kolei za miarę intensywności eksportu danego działu przyjęto stosunek wartości eksportu do wartości jego produkcji globalnej. Dane dotyczące produkcji globalnej zostały zaczerpnięte z *Roczników Statystycznych Przemysłu* GUS. Dane dotyczące handlu międzynarodowego pochodzą natomiast<sup>9</sup> z baz danych OECD (ITCS). Dane te zostały przeliczone z 6-cyfrowej klasyfikacji HS na dwucyfrowy poziom klasyfikacji PKD (NACE) za pomocą tablicy przejścia opracowanej przez Eurostat.

Miary koncentracji Herfindahla-Hirschmana zostały policzone na 4-cyfrowym (wg PKD) poziomie dezagregacji (na podstawie danych pochodzących z formularzy F-01 i F-02), a następnie zagregowane poprzez uśrednienie przy użyciu produkcji danej gałęzi jako wagi. Współczynnik koncentracji można traktować jako wskaźnik konkurencyjności rynku, a jego odwrotność interpretuje się jako liczbę hipotecznych symetrycznych firm krajowych konkurujących na danym rynku.

### 3.2. Wyniki estymacji zmiennych w czasie marż monopolistycznych

Do wyznaczenia estymatorów marż monopolistycznych użyto procedury zaproponowanej przez Roegera (1995) i opisanej w rozdziale 2. niniejszego artykułu. Jednym z podstawowych założeń tej metody są stałe korzyści skali, co w przypadku istnienia efektów skali oznacza, że marża mierzona jest jako narzut na koszt przeciętny, a nie krańcowy. Założenie to jest konieczne, jeśli obiektem badań jest zmienność marż

monopolistycznych w czasie. Z badań przeprowadzonych przez Gradzewicza i Hagemejera (2007) przy zastosowaniu odmiennej metody, opartej na pracy Klette (1999) i umożliwiającej jednoczesną estymację marż i efektów skali, wynika, że w przypadku wielu działów gospodarki obserwujemy rosnące korzyści skali<sup>10</sup> (ponadto kilka działów charakteryzuje się malejącymi korzyściami skali). Występowanie dodatnich efektów skali skutkuje potencjalnym ujemnym obciążeniem estymatorów marż monopolistycznych uzyskanych w niniejszej pracy (por. Martins, Scarpetta 1999).

Tabela 1 podsumowuje wyniki estymacji marż monopolistycznych dla sekcji D, G, H, I oraz K, jak również dla zdezagregowanej na działy sekcji przetwórstwa przemysłowego, wyznaczonych na podstawie równania (14), gdzie zmiany w czasie ciągłym przybliżono zmianami w czasie dyskretnym. Przedstawione zostały w niej średnie w czasie uzyskanych estymatorów marż<sup>11</sup> oraz ich odchylenia standardowe, jako miary zmienności marż monopolistycznych w czasie. Ostatnia kolumna tabeli 1 zawiera współczynniki zmienności (relacje odchylenia standardowego do średniej). Szczegóły cząstkowych wyników estymacji marż monopolistycznych wraz z dezagregacją sekcji wchodzących w skład usług rynkowych znajdują się w Aneksie B. Oprócz estymatorów marż w danym roku przedstawiono tam również błędy oszacowań. Zasadniczo przy estymacji marż obserwowano spadek dopasowania estymowanego modelu (mierzony współczynnikiem  $R^2$ ) wraz ze wzrostem liczby przedsiębiorstw w danym dziale. Efekt ten spowodowało założenie o stałości marży w danym dziale w danym roku, co przy wzroście liczby obserwacji i jednoczesnej heterogeniczności powoduje spadek dopasowania modelu.

Porównując średnie marże z estymatorami narzutów monopolistycznych uzyskanymi dla wydzielonych gałęzi przetwórstwa przemysłowego w pracy Gradzewicza i Hagemejera (2007), można stwierdzić, że w około połowie przypadków estymatory uzyskane za pomocą obu metod są zbliżone, a w pozostałych przypadkach są wyższe<sup>12</sup>. W 10 działach przetwórstwa odnotowano podobne estymatory marż, z kolei w 9 działach uzyskano estymatory wyraźnie wyższe – należą do nich działy: produkcja żywności, włókiennictwo, działalność wydawnicza, produkcja wyrobów

<sup>9</sup> *Roczniki Statystyczne Przemysłu* publikowane przez GUS zawierają informacje o handlu międzynarodowym produktami zaliczonymi do wyrobów przetwórstwa przemysłowego od 2000 r. Ponieważ okres badania obejmuje lata 1996–2004, zdecydowano się na skorzystanie z baz danych OECD, będących spójnym źródłem danych w całym badanym okresie.

<sup>10</sup> Przykładowo, w całej sekcji przetwórstwa przemysłowego rosnące przychody skali oceniane są na poziomie 3%, ale w działach: włókienniczym, papierniczym, poligraficznym, chemii ciężkiej, wyrobów z surowców niemetalicznych oraz produkcji metali, korzyści skali oszacowano na co najmniej 10%.

<sup>11</sup> Przedstawione w tabeli estymatory marż, po przemnożeniu przez 100, odzwierciedlają procentowy narzut monopolistyczny na koszt krańcowy.

<sup>12</sup> W swojej pracy Klette (1999) podkreśla, że estymatory uzyskane przy zastosowaniu jego metody są relatywnie niskie w stosunku do alternatywnych metod wyznaczania marż. Ponadto, estymatory uzyskane w niniejszej pracy można traktować jako krótkookresowe, natomiast uzyskane w pracy Gradzewicza i Hagemejera (2007) – jako długookresowe.

Tabela 1. Podsumowanie wyników estymacji marż monopolistycznych

Nazwa	EKD	Marża		Zmienność
		średnia	odchylenie standardowe	S(X)/E(X)
<b>Przetwórstwo przemysłowe</b>	<b>D</b>	0,091	0,075	0,828
Artykuły spożywcze i napoje	15	0,224	0,125	0,560
Wyroby tytoniowe	16	0,158	0,092	0,586
Włókiennictwo	17	0,108	0,023	0,213
Odzież i wyroby futrzarskie	18	0,054	0,083	1,526
Skóry wyprawione i wyroby z nich	19	0,071	0,058	0,814
Drewno i wyroby z drewna	20	0,185	0,047	0,253
Masa włóknista oraz papier	21	0,182	0,083	0,455
Działalność wydawnicza	22	0,213	0,042	0,198
Koks i produkty rafinacji	23	0,062	0,104	1,680
Wyroby chemiczne	24	0,130	0,019	0,143
Wyroby gumowe i z tworzyw sztucznych	25	0,165	0,020	0,123
Wyroby z surowców niemetalicznych pozostałe	26	0,244	0,036	0,147
Produkcja metali	27	0,054	0,060	1,115
Produkcja wyrobów z metali	28	0,167	0,030	0,179
Produkcja maszyn i urządzeń	29	0,073	0,079	1,078
Produkcja maszyn biurowych i komputerów	30	0,009	0,119	12,893
Maszyny i aparatura elektryczna	31	0,146	0,057	0,394
Sprzęt i urządzenia radiowe i telekomunikacyjne	32	0,046	0,057	1,245
Instrumenty medyczne	33	0,268	0,132	0,494
Pojazdy mechaniczne, przyczepy	34	0,060	0,030	0,505
Pozostały sprzęt transportowy	35	-0,092	0,237	-2,579
Meble; pozostała działalność	36	0,086	0,042	0,493
Zagospodarowanie odpadów	37	0,112	0,110	0,981
<b>Handel i naprawy</b>	<b>G</b>	0,033	0,015	0,444
<b>Hotele i restauracje</b>	<b>H</b>	0,089	0,123	1,384
<b>Transport, gospodarka magazynowa i łączność</b>	<b>I</b>	0,322	0,108	0,336
<b>Obsługa nieruchomości i firm</b>	<b>K</b>	0,223	0,175	0,786

Źródło: opracowanie własne.

chemicznych, z tworzyw sztucznych, surowców niemetalicznych, produkcja wyrobów z metali, maszyn i aparatury elektrycznej oraz instrumentów medycznych. Trudna do zinterpretowania jest uzyskana ujemna marża w sektorze produkującym pozostały sprzęt transportowy<sup>13</sup>. Dla całej sekcji przetwórstwa przemysłowego w obu pracach otrzymano podobne estymatory narzutów monopolistycznych – około 9–10%.

Podobnie jak w pracy Gradzewicza i Hagemejera (2007), otrzymano relatywnie niskie estymatory marż

dla sekcji G (handel i naprawy). Z kolei dla pozostałych sekcji usług rynkowych (zwłaszcza transportu oraz obsługi nieruchomości i firm) uzyskane estymatory są relatywnie wysokie (w szczególności wyraźnie wyższe niż w przetwórstwie przemysłowym).

Zróźnicowanie sektorowe zmienności marż w czasie jest stosunkowo wysokie. Na podstawie analizy współczynnika zmienności marż można uznać za w miarę stabilne działy, w których marże odchylają się średnio o 50% w stosunku do średniej w danym dziale, a za bardzo zmienne – działy o współczynniku zmienności wyższym od 1,5. W większości działów przetwórstwa przemysłowego (11 przypadków) obserwujemy relatywną stabilność marż w czasie. W 4 działach (przemysł odzieżowy, produkcja koksu i rafinacja ropy naftowej, produkcja maszyn biuro-

<sup>13</sup> Dla tego sektora, prawdopodobnie ze względu na wysoką heterogeniczność, w badaniu Gradzewicza i Hagemejera (2007) również uzyskano ujemny szacunek marży. Szczegółowe wyniki z aneksu B wskazują na bardzo niski estymator marży w 2001 r., co ma dominujący wpływ na prezentowaną tutaj średnią. Sektor ten będzie wyłączony z późniejszych analiz (zob. podrozdział 3.3).

wych i komputerów oraz pozostałego sprzętu transportowego) obserwuje się bardzo wysoką zmienność marż, co sugeruje, że wyniki dalszych analiz dla tych działów mogą być obciążone znacznym błędem. W przypadku sekcji usługowych zmienność marż jest relatywnie niska (szczególnie w handlu i transporcie oraz łączności) i z wyjątkiem hoteli oraz restauracji – niższa niż dla całego przetwórstwa przemysłowego.

### 3.3. Wpływ konkurencyjności i cyklu koniunkturalnego na wysokość marż

W rozdziale tym zostaną omówione wyniki badania zależności między zmiennymi wskazującymi na poziom konkurencyjności danego sektora, takimi jak penetracja importu, czy współczynnik koncentracji, a wysokością marż monopolistycznych. Oprócz tego przedstawiona będzie analiza związku między intensywnością eksportową a polityką cenową firm. Ponadto zostanie prześledzone zachowanie narzutów monopolistycznych w ramach cyklu koniunkturalnego, makroekonomicznego, jak również specyficznego dla danego sektora.

Sformułowano następujące hipotezy badawcze:

1. Wyższe wartości współczynnika koncentracji Herfindahla-Hirschmanna, odpowiadające niższej liczbie hipotetycznych symetrycznych firm konkurujących w ramach gałęzi, wpływają na wyższy poziom marż monopolistycznych. Wybór współczynnika Herfindahla-Hirschmanna, a nie liczby symetrycznych firm podyktowany jest przekonaniem autorów o nieliniowej zależności między liczbą firm a poziomem marż – im większa jest liczba firm, tym mniejszy wpływ na marże wywiera wejście dodatkowej firmy na rynek.

2. Wyższy poziom penetracji importu, odpowiadający silniejszej konkurencji zagranicznej na rynku krajowym, wpływa na obniżenie się marż monopolistycznych.

3. Zaangażowanie firmy w działalność eksportową wpływa na wyższy poziom marż narzucanych na produkty sprzedawane na rynku krajowym. Może to wynikać z wyższej elastyczności popytu na rynku krajowym niż na rynkach zagranicznych w związku z ich większą konkurencyjnością. Firma wchodząca na rynek zagraniczny może także stosować zróżnicowaną politykę cenową, subsydiując sprzedaż za granicą dzięki wyższym zyskom ze sprzedaży w kraju<sup>14</sup>. Ponadto, jak wskazują teoretyczne modele handlu międzynarodowego (por. Melitz 2003), firmy eksportujące są efektywniejsze od pozostałych firm krajowych, a zatem osiągają niższe koszty krańcowe, co przy ustalonych cenach sprzedaży na rynku krajowym pozwala im na osiągnięcie wyższych marż i zysków.

4. Wysokość marż monopolistycznych ma związek z cyklem koniunkturalnym. Jak wcześniej wspomniano (por. rozdział 1.), literatura teoretyczna i empiryczna dostarczają przeciwstawnych wniosków na temat charakteru tej zależności.

Tabela 2 przedstawia wyniki estymacji równania regresji, w którym zmienną objaśnianą jest wysokość marży monopolistycznej w danym sektorze i okresie, pochodząca z estymacji przedstawionych w rozdziale 3. Zmienne objaśniające to: intensywność eksportu, zdefiniowana jako stosunek wartości eksportu do wartości produkcji, penetracja importu, mierzona jako udział importu w całkowitej podaży dóbr produkowanych w danym dziale na rynek krajowy, koncentracja mierzona współczynnikiem Herfindahla-Hirschmanna oraz różne definicje cyklu koniunkturalnego oparte na procentowych odchyleniach wartości dodanej od trendu wyznaczonego za pomocą filtra HP lub trendu log-liniowego. Badana próba obejmuje lata 1997–2004 i dotyczy wszystkich działów przetwórstwa przemysłowego oprócz przetwarzania odpadów (dla których niedostępne są dane dotyczące wymiany handlowej). Zastosowano tutaj estymację panelową z efektami stałymi. Wybór specyfikacji został przeprowadzony na podstawie testu Hausmana (statystyki testu podane są w tabeli).

Wyniki zamieszczone w kolumnie 1 dotyczą modelu zawierającego jedynie zmienne związane z konkurencyjnością wewnętrzną i zewnętrzną sektorów oraz oszacowane na pełnej próbie przedsiębiorstw przetwórstwa przemysłowego. Estymatory parametrów modelu są nieistotne (choć ich znaki są zgodne z oczekiwaniami), a poziom dopasowania modelu mierzonego współczynnikiem  $R^2$  jest bardzo niski. Estymatory marż w niektórych sektorach charakteryzują się dużą zmiennością (por. tabela 1), co może wpływać na słabą jakość modelu.

Kolejne modele są estymowane na próbie zawierającej tylko sektory, w których marże nie zmieniają się radykalnie. Za gałęzie o bardzo zmiennych marżach, podobnie jak w rozdziale 3., uznano te, dla których odchylenie standardowe marż stanowi więcej niż 150% średniej. Z próby usunięto również sektor tytoniowy, ze względu na fakt, że sposób uwzględnienia podatku akcyzowego (jako zwiększający koszty lub pomniejszający przychody) istotnie wpływa na estymowaną wysokość marży.

Model 2 odpowiada pod względem budowy modelowi 1, ale jest estymowany na mniejszej próbie. Eliminacja działów o znaczącej zmienności marż prowadzi do istotnej poprawy dopasowania modelu do danych – współczynnik  $R^2$  wzrasta do 11%. Ponadto, estymatory parametrów związanych z konkurencyjnością są istotnie różne od zera i zdecydowanie wyższe (co do modułu) w stosunku do specyfikacji 1. Znaki estymatorów są zgodne z oczekiwaniami. Es-

<sup>14</sup> Ten argument może być szczególnie istotny w przypadku polskiej gospodarki, w której ciągle trwa proces otwierania się.

Tabela 2. Wyniki estymacji

Zmienna	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Intensywność eksportu [X/Q]	0,116 [0,99]	0,441 [3,14]***	0,123 [1,87]*	0,386 [2,70]***	0,44 [3,14]***	0,177 [1,17]	0,184 [1,22]	0,292 [2,03]**	0,300 [2,09]**
Penetracja importu [M/(Q-X+M)]	-0,155 [1,28]	-0,717 [3,18]***		-0,592 [2,52]**	-0,667 [2,88]***	-0,405 [1,73]*	-0,411 [1,76]*	-0,502 [2,18]**	-0,509 [2,21]**
Penetracja importu [M/Q]			-0,297 [2,92]***						
Koncentracja	0,104 [0,63]	0,816 [3,29]***	0,686 [2,92]***	0,806 [3,28]***	0,812 [3,28]***	0,677 [2,82]***	0,680 [2,84]***	0,689 [2,84]***	0,694 [2,86]***
Cykl sektorowy [HP]				0,075 [1,71]*		0,127 [2,82]***	0,125 [2,79]***		
Cykl sektorowy [liniowy]					0,043 [0,94]			0,097 [2,04]**	0,094 [2,00]**
Cykl makro [PKB – HP]						-1,306 [3,23]***			
Cykl makro [wartość dodana – HP]							-1,363 [3,20]***		
Cykl makro [PKB – liniowy]								-1,230 [3,08]***	
Cykl makro [wartość dodana – liniowy]									-1,271 [3,02]***
Stała	0,123 [3,18]***	0,158 [3,19]***	0,147 [3,00]***	0,128 [2,45]**	0,139 [2,60]**	0,149 [2,94]***	0,148 [2,92]***	0,148 [2,86]***	0,147 [2,84]***
Liczba obserwacji	176	136	136	136	136	136	136	136	136
Liczba gałęzi	22	17	17	17	17	17	17	17	17
Test Hausmanna	18,11***	29,74***	26,78***	28,89***	28,96***	11,95**	12,38**	16,53***	17,13***
R-kwadrat	0,010	0,110	0,100	0,130	0,120	0,210	0,200	0,190	0,180

Uwagi:

– wartości absolutne statystyk  $t$  w nawiasach,– 1 – wszystkie obserwacje, 2–9 – gałęzie, gdzie  $E(X)/S(X) < 1,5$ .

\* istotne na poziomie 10%; \*\* 5%; \*\*\* 1%.

Źródło: opracowanie własne.

tymator parametru przy intensywności eksportu wskazuje, że wzrost eksportu w stosunku do produkcji o 1 pkt proc. wiąże się ze wzrostem marży o 0,4 pkt proc. Zwiększenie się penetracji importu o 1 pkt proc. skutkuje spadkiem marż o 0,7 pkt proc. Większa co do modułu elastyczność marż względem importu niż względem eksportu (we wszystkich rozpatrywanych modelach) pozwala na powiązanie wysokości marż z postępowaniem procesu otwierania się gospodarki. Jeżeli przyjmiemy, że otwieraniu gospodarki towarzyszy równomierny wzrost importu i eksportu, następuje obniżanie się marż producentów krajowych.

Wpływ liczby firm na poziom marż jest nieliniowy i zależy od początkowej liczby firm w gałęzi. Na przykład zwiększenie liczby symetrycznych firm z 2

do 3 powoduje spadek marży o 13,6 pkt proc., wzrost liczby firm z 10 do 11 skutkuje spadkiem marży o 0,7 pkt proc., podczas gdy wzrost liczby firm o 1 z poziomu 100 powoduje marginalny spadek marż<sup>15</sup>.

W modelu 3 zmieniono definicję penetracji importu, odnosząc import do wielkości produkcji globalnej, co spowodowało spadek poziomu istotności zmiennej związanej z intensywnością eksportu. Obniżyło się oszacowanie estymatora związanego z koncentracją, natomiast silnie zmniejszył się wpływ penetracji importu na poziom marży. Za zmianę wartości obu estymatorów, poza samym faktem zmiany

<sup>15</sup> Zależność ta jest ujemna w sensie drugiej pochodnej także w przypadku zmian procentowych liczby firm. W przypadku zwiększenia się liczby firm z 10 o 10%, spadek marży wynosi 0,74 pkt proc., a przy liczbie firm równej 100 tylko 0,07 pkt proc.

wartości penetracji importu<sup>16</sup>, odpowiedzialna jest zmiana korelacji między poziomem koncentracji a penetracją importową. Wielkość tej korelacji zmienia się wraz ze zmianą definicji penetracji importu (prosty współczynnik korelacji penetracji importowej i współczynnika koncentracji wynosi około 0,1 w przypadku specyfikacji użytej w modelu 2 i około 0,5 w przypadku alternatywnej specyfikacji penetracji importu). Specyfikacja modelu 4 ponownie przyjmuje standardową definicję penetracji importu, włączając jednocześnie zmienną mierzącą cykl koniunkturalny na poziomie sektora. Został on obliczony jako odchylenie wartości dodanej w danym sektorze od jej trendu wyznaczonego filtrem HP. W stosunku do specyfikacji 2 wrósł nieznacznie współczynnik  $R^2$ , a współczynniki przy zmiennych związanych z poziomem konkurencyjności nie zmieniły się istotnie. Związek poziomu marż z sektorowym cyklem koniunkturalnym jest jednak bardzo słaby i statystycznie nieistotny (na standardowym, 95-procentowym poziomie istotności). Zmiana definicji sektorowego cyklu koniunkturalnego (oparcie estymatora na trendzie log-liniowym<sup>17</sup>, por. model 5), nie wpływa silnie na otrzymane wyniki, a estymator współczynnika związanego z cyklem jest nieistotny statystycznie.

Przyjmując podobne założenia o jednoczesnym występowaniu i odmiennym zachowaniu cyklu sektorowego i makroekonomicznego jak Boulhol (2004), w modelu 6 wprowadzono oprócz cyklu sektorowego opartego na trendzie HP miarę zagregowanego cyklu koniunkturalnego, obliczonego jako procentowe odchylenie wolumenu PKB od jego trendu wyznaczonego filtrem HP. Przedstawione w tabeli 3 w dalszej części tekstu korelacje między cyklem makroekonomicznym i sektorowym wskazują na silny związek tych wielkości dla zagregowanych grup sekcji (np. przetwórstwo przemysłowe), podczas gdy przebieg cyklu w wąziej zdefiniowanych sektorach przetwórstwa przemysłowego w relacji do cyklu makroekonomicznego jest bardzo różnorodny<sup>18</sup>. Uwzględnienie cyklu makroekonomicznego znacznie poprawiło dopasowanie modelu do danych. Estymator intensywności eksportu obniżył się w stosunku do poprzednich specyfikacji i okazał się nieistotny statystycznie. Podobnie spadła siła oddziaływania penetracji importu na marże oraz jej istotność statystyczna (zmienna jest istotna na poziomie 10%). Oba te efekty prawdopodobnie

wiążą się z korelacją pomiędzy makroekonomicznym cyklem koniunkturalnym a penetracją importu i intensywnością eksportu (odpowiednie regresje cząstkowe wskazują na istotną zależność między tymi zmiennymi)<sup>19</sup>. Estymator związany z koncentracją pozostaje istotny statystycznie i nie zmienia się znacznie w stosunku do poprzednich specyfikacji. Oba estymatory związane z cyklami koniunkturalnymi są istotne statystycznie, jednak różnią się znakami i siłą oddziaływania. Wyniki estymacji modelu 6 sugerują, że marże są antycykliczne względem zagregowanego cyklu koniunkturalnego, a procykliczne względem cyklu sektorowego. Reakcja marż na cykl zagregowany jest silniejsza o rząd wielkości, co może być związane z większymi wahaniami cyklicznymi w ramach sektora niż cyklu mierzonego na poziomie gospodarki narodowej (odchylenia standardowe cyklu mierzonego na poziomie sektorowym są większe od odpowiednich odchyleń na poziomie zagregowanym we wszystkich rozpatrywanych działach). Ponadto popyt na produkty danego działu zgłaszają również przedsiębiorstwa z innych działów gospodarki narodowej, co może przyczyniać się do silniejszej reakcji marż na cykl makroekonomiczny.

W ramach analizy wrażliwości wyników na definicję zmiennej odpowiadającej cyklowi makroekonomicznemu wyestymowano model 7, w którym miarę cyklu makroekonomicznego oparto na wolumenie wartości dodanej w gospodarce narodowej, a nie na PKB. Wyniki estymacji modelu 7 są w dużej mierze zbliżone z wynikami modelu 6. W modelach 8 i 9 wykorzystano miary cyklu wyznaczone za pomocą trendu log-liniowego, odpowiednio dla PKB i wartości dodanej. Estymatory parametrów odpowiadających cyklowi makroekonomicznemu i sektorowemu, a także koncentracji są nieznacznie niższe niż w modelu 7, co wynika z większej amplitudy wahań cyklu opartego na trendzie log-liniowym w stosunku do cyklu opartego na trendzie HP. Nieco bardziej zmieniają się parametry przy intensywności eksportu oraz penetracji importowej; ich rząd wielkości zbliżony jest do tego z modeli 4 i 5. W stosunku do modelu 7 nieznacznie spada poziom dopasowania modelu.

Dlaczego zależność pomiędzy marżami a cyklem koniunkturalnym jest dodatnia w przypadku cyklu sektorowego, a ujemna w przypadku cyklu makroekonomicznego? Jednym z możliwych wyjaśnień tego zjawiska jest odmienne działanie zaburzeń o charakterze makroekonomicznym i sektorowym. W przypadku pozytywnego szoku popytowego na produkty danego sektora, przy danym poziomie zagregowanego popytu i cen, jeżeli przedsiębiorstwa napotykać opadającą krzywą popytu, szok ten prowadzi do przesu-

<sup>16</sup> Zmiana definicji penetracji importu powoduje zwiększenie przeciętnej wartości tej zmiennej, co prowadzi do niższego oszacowania parametru.

<sup>17</sup> Autorzy preferują wyznaczanie trendu za pomocą filtru Hodricka-Pre-scotta, choć należy zaznaczyć, że szacunki trendu opierają się na bardzo krótkiej próbie, obejmującej lata 1993–2004 (dane w ujęciu rocznym), przez co są obciążone dużą niepewnością.

<sup>18</sup> Podejście zastosowane przez autorów zakłada, że łączna cykliczność marż jest kombinacją cykliczności sektorowej i makroekonomicznej. Ponieważ podejście to jest wrażliwe na sposób identyfikacji odpowiednich cykli, w dalszej części pracy przeprowadzono analizę wrażliwości na definicję cykli.

<sup>19</sup> Eliminacja penetracji importu z równania regresji znacznie osłabia dopasowanie modelu, co przemawia za pozostawieniem tej zmiennej w modelu, pomimo jej niewielkiej istotności.

Tabela 3. Korelacje marż i cykli koniunkturalnych

Nazwa	EKD	Korelacje marż z cyklem sektorowym		Korelacja cyklu sektorowego z cyklem makroekonomicznym	Korelacja marż z cyklem makroekonomicznym
		Filtr HP	Filtr log-lin.		
<b>Przetwórstwo przemysłowe</b>	<b>D</b>	-0,078	-0,334*	0,732	-0,635
Artykuły spożywcze i napoje	15	-0,212	-0,210	0,665	-0,434
Wyroby tytoniowe	16	-0,182	-0,241	-0,479	-0,067
Włókiennictwo	17	-0,640	-0,711	0,199	-0,739
Odzież i wyroby futrzarskie	18	-0,291	-0,171	0,570	0,339
Skóry wyprawione i wyroby z nich	19	0,814	0,737	0,211	0,395
Drewno i wyroby z drewna	20	0,065	-0,059	0,436	0,007
Masa włóknista oraz papier	21	-0,015	-0,553*	0,673	-0,778
Działalność wydawnicza	22	0,429	0,420	0,782	0,330
Koks i produkty rafinacji	23	0,378	0,147*	-0,046	0,010
Wyroby chemiczne	24	0,079	-0,266	0,572	-0,636
Wyroby gumowe i z tworzyw sztucznych	25	0,151	-0,476*	0,689	-0,175
Wyroby z surowców niemetalicznych pozostałe	26	0,497	0,383	-0,648	0,400
Produkcja metali	27	0,369	0,186*	0,545	-0,240
Produkcja wyrobów z metali	28	0,584	0,075*	-0,158	-0,137
Produkcja maszyn i urządzeń	29	-0,069	-0,137	0,182	-0,116
Produkcja maszyn biurowych i komputerów	30	-0,733	-0,782	0,649	-0,480
Maszyny i aparatura elektryczna	31	0,616	0,579	0,448	-0,128
Sprzęt i urządzenia radiowe i telekomunikacyjne	32	-0,267	-0,076	0,611	0,544
Instrumenty medyczne	33	0,367	0,396	0,875	0,480
Pojazdy mechaniczne, przyczepy	34	0,537	0,100*	-0,285	-0,788
Pozostały sprzęt transportowy	35	0,210	0,182	0,775	-0,468
Meble; pozostała działalność	36	-0,067	-0,145	0,325	0,056
Zagospodarowanie odpadów	37	-0,122	-0,388*	0,507	-0,279
<b>Handel i naprawy</b>	<b>G</b>	-0,336	-0,495	0,653	-0,298
<b>Hotele i restauracje</b>	<b>H</b>	-0,286	-0,399*	0,727	-0,550
<b>Transport, gospodarka magazynowa i łączność</b>	<b>I</b>	-0,349	-0,622	0,122	-0,107
<b>Obsługa nieruchomości i firm</b>	<b>K</b>	-0,358	-0,244*	-0,395	-0,573

\* Gałęzie, w których wnioski o cykliczności marż nie są jednoznaczne na podstawie różnych definicji cyklu.

Źródło: opracowanie własne.

nięcia krzywej popytu, wzrostu podaży oraz wzrostu cen (zmienia się relatywny popyt, co prowadzi do zmian relatywnych cen). Wzrost cen może być wyższy niż wzrost kosztów (prowadząc do zwiększenia marż) ze względu na stałość płac i kosztów kapitału w całości gospodarki, co hamuje wzrost kosztów krańcowych w danym sektorze (wzrost sektorowych płac jest także hamowany przez realokacje czynników do gałęzi, w której nastąpił szok popytowy). Szok podaży (wzrost wydajności w danym sektorze) prowadzi do obniżenia krzywej kosztów krańcowych, co przy niezmiennym zagregowanym popycie i cenach powoduje wzrost marży monopolistycznej w krótkim okresie. Szoki o charakterze sektorowym mogą zatem

prowadzić do procyklicznego zachowania się marż monopolistycznych w krótkim okresie, przy założeniu sztywności dostosowania się cen. Dodatni szok popytowy o charakterze makroekonomicznym prowadzi do wzrostu płac i kosztów kapitału wyższego od wzrostu cen, co wynika z ograniczonych zasobów czynników produkcji w krótkim okresie. Ograniczoność zasobów prowadzi do relatywnie silnego wzrostu kosztów krańcowych (nadgodziny oraz wzrost kosztów użytkowania kapitału, związany z wyższą intensywnością jego użytkowania i zwiększoną deprecjacją). Sztywność cen może natomiast wynikać z wcześniej wspomnianych mechanizmów oligopolistycznych czy wysokich kosztów zmian cen, co powo-

duje relatywnie niską częstotliwość zmian cen (zob. np. Atkinson et al. 2006). Przesłanki występowania antycykliczności marż na poziomie zagregowanym znajdują się m.in. w pracy Woodforda i Rotemberga (1999). Ponadto założenie to często stosuje się w budowie modeli makroekonomicznych uwzględniających konkurencję monopolistyczną na rynku dóbr oraz występowanie sztywności realnych i nominalnych (np. Christiano et al. 2005; Comin, Gertler 2006).

Odmiennej charakter zależności między marżami a cyklem koniunkturalnym wydają się potwierdzać wyniki prostej analizy korelacyjnej między poszczególnymi ujęciami cyklu a marżami w poszczególnych sektorach. O ile ujemna korelacja między cyklem makroekonomicznym a marżami zdaje się przeważać (ujemna korelacja występuje w 15 z 27 badanych sektorów, a także w całym agregacie przetwórstwa przemysłowego, natomiast dodatnia – tylko w 2 działach), o tyle zależność korelacyjna między marżami a cyklem sektorowym jest bardzo silnie zdywersyfikowana. Choć formalna analiza statystyczna na tak krótkiej próbie czasowej jest utrudniona<sup>20</sup>, to wydaje się, że wśród badanych sektorów przeważa procykliczność lub acykliczność marż względem cyklu sektorowego. Należy również nadmienić, że w niektórych sektorach, gdzie występuje dodatnia korelacja między cyklem sektorowym a makroekonomicznym (np. artykuły spożywcze, odzież, produkcja maszyn biurowych), korelacja między marżami a sektorowym cyklem koniunkturalnym jest ujemna lub bliska zera. Wydaje się to wskazywać na większe znaczenie związku marż z cyklem makroekonomicznym niż z sektorowym.

## Podsumowanie

Badanie przedstawione w niniejszym artykule ma na celu estymację krótkookresowych marż monopolistycznych w polskiej gospodarce oraz zbadanie ich związku z miarami konkurencji, zarówno wewnętrznej, jak i zagranicznej. Zbadano ponadto związek marż z cyklem koniunkturalnym.

Metodyka badania opiera się na szeroko cytowanym badaniu Roegera (1995), w którym w sposób nieobciążony estymuje się wysokość marż dla gospodarki amerykańskiej. Metodyka ta, opracowana w celu estymacji marż sektorowych na podstawie danych zagregowanych ujętych w szeregu czasowym, w przypadku zastosowania jej do estymacji na podstawie danych mikroekonomicznych pozwala na identyfikację

zmienności marż w czasie. Dzięki temu autorom udało się otrzymać informacje na temat przebiegu marż we wszystkich gałęziach przetwórstwa przemysłowego, a także wybranych sektorach usługowych dla lat 1997–2004. Zakres otrzymanych wyników, w przybliżeniu równy długości jednego cyklu koniunkturalnego, pozwala na badanie zmienności marż monopolistycznych w ramach tego cyklu, choć należy mieć na uwadze, że wyciąganie ogólnych długookresowych wniosków jest utrudnione.

Otrzymane wyniki wskazują na występowanie znacznych marż w wielu sektorach polskiej gospodarki. Wyniki te są w dużej mierze zbieżne z wcześniejszym badaniem autorów, skupionym na estymacji długookresowych marż monopolistycznych oraz korzyści skali. Stabilność marż w czasie jest zadowalająca w większości sektorów (tylko w 4 sektorach autorzy uznali zmienność marż za zbyt dużą, co wskazuje na niewielką przydatność estymatorów w tych gałęziach). W większości przypadków wyniki wskazują na zadowalające dopasowanie równań regresji, na podstawie których zostały wyznaczone marże.

Zgodnie z przeprowadzonymi estymacjami, konkurencja ma istotny wpływ na wysokość marż. Dotyczy to zarówno konkurencji wewnętrznej, mierzonej stopniem koncentracji rynków, jak i konkurencji zagranicznej, mierzonej wskaźnikami penetracji importu. Zwiększenie się penetracji importu o 1 pkt proc. skutkuje spadkiem marż o około 0,7 pkt proc. Postulowana zależność między liczbą firm a marżami ma charakter nieliniowy – zwiększenie liczby firm z 2 do 3 powoduje spadek marży o około 13,6 pkt proc.; wzrost liczby firm z 10 do 11 skutkuje spadkiem marży o około 0,7 pkt proc. Wyniki te nieznacznie różnią się w zależności od przyjętej specyfikacji równania regresji.

Wykazany ujemny związek marż z cyklem makroekonomicznym wydaje się potwierdzać wnioski z wielu modeli teoretycznych zarówno makro-, jak i mikroekonomicznych. Związek ten jest wyraźny na poziomie całej gospodarki, jak też w większości poszczególnych sektorów. Wyniki wskazują również na istnienie dodatniej zależności między cyklem sektorowym a wysokością marż, jest ona jednak mniej wyraźna. Różnice te mogą wynikać z odmiennego charakteru dostosowań firm w reakcji na szoki zewnętrzne na poziomie sektora i całej gospodarki, a także z innego rodzaju szoków, które dotyczą poszczególnych sektorów i gospodarkę jako całość. Niewielki horyzont czasowy dostępnych danych nie pozwala jednak na właściwą weryfikację tej hipotezy i niewątpliwie pozostaje ona ciekawym tematem dalszych badań empirycznych.

<sup>20</sup> Minimalny istotny poziom korelacji (przy 95-procentowym poziomie ufności) wynosi co do modułu około 0,7.

## Bibliografia

- Abraham F., Konings J., Vanormelingen S. (2006), *Price and wage setting in an integrating Europe: Firm level evidence*, "Working Paper", No. 93, National Bank of Belgium, Brussels.
- Athey S., Bagwell K., Sanchirico C. (2004), *Collusion and Price Rigidity*, "Review of Economic Studies", Vol. 71, No. 2, s. 317–349.
- Atkinson F., Ehrman M., Smets F. (2006), *Inflation persistence and price setting behaviour in the Euro area. A summary of the IPN evidence*, "Occasional Papers", No. 46, ECB, Frankfurt.
- Bils M. (1989), *Pricing in a Customer Market*, "Quarterly Journal of Economics", Vol. 104, No. 4, s. 699–718.
- Boulhol H. (2004), *Has increased competition really pushed down manufacturing markups?*, "Working Paper", CDC IXIS i TEAM (University Paris I Panthéon-Sorbonne and CNRS), [http://team.univ-paris1.fr/seminaire/2004\\_boulhol.pdf](http://team.univ-paris1.fr/seminaire/2004_boulhol.pdf)
- Christiano L. J., Eichenbaum M., Evans Ch. L. (2005), *Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy*, "Journal of Political Economy", Vol. 113, No. 1, s. 1–46.
- Comin D., Gertler M. (2006), *Medium Term Business Cycles*, "American Economic Review", Vol. 96, No. 3, s. 523–551.
- Galí J., Zilibotti F. (1995), *Endogenous Growth and Poverty Traps in a Cournotian Model*, "Annales d'économie et de statistique", No. 37–38, s. 197–214.
- Görg H., Warzynski F. (2003). *Price Cost Margins and Exporting Behaviour: Evidence from Firm Level Data*, "Discussion Paper", No. 365, German Institute for Economic Research (DIW), Berlin.
- Gradzewicz M., Hagemeyer J. (2007), *Marże monopolistyczne i przychody skali w gospodarce polskiej – Analiza mikroekonomiczna*, „*Ekonomista*”, w druku.
- Green E.J., Porter, R.H. (1984), *Noncooperative Collusion under Imperfect Price Information*, "Econometrica", Vol. 52, No. 1, s. 87–100.
- Hall R. E. (1988), *The relation between price and marginal cost in U.S. industry*, "Journal of Political Economy", Vol. 96, No. 5, s. 921–947.
- Hall R. L., Hitch C. J. (1939), *Price Theory and Business Behaviour*, "Oxford Economic Papers", No. 2., s. 12–45.
- Hyde C. E., Perloff J. M. (1995), *Can market power be estimated?*, "Review of Industrial Organization", No. 10, No. 4, s. 465–485.
- Jorgenson D. W., Griliches Z. (1967), *The explanation of productivity change*, "Review of Economic Studies", Vol. 34, No. 4, s. 249–83.
- Klette T. J. (1999), *Market Power, Scale Economics and Productivity: Estimates from a Panel of Establishments Data*, "Journal of Industrial Economics", Vol. 47, No. 4, s. 451–476.
- Konings J., Van Cayselle P., Warzynski F. (2003), *The Effects of Privatization and International Competitive Pressure on Firms' Price-Cost Margins: Micro Evidence from Emerging Economies*, "Working Paper", No. 603, William Davidson Institute, <http://wdi.umich.edu/files/Publications/WorkingPapers/wp603.pdf>
- Konings J., Vandenbussche H., (2005), *Antidumping protection and markups of domestic firms*, "Journal of International Economics", Vol. 65, No. 1, s. 151–165.
- Kreps D.M., Scheinkman J.A. (1983), *Quantity Precommitment and Bertrand Competition Yield Cournot Outcomes*, "The Bell Journal of Economics", Vol. 14, No. 2, s. 326–337.
- Lundin N.N. (2004), *Has Import Disciplined Swedish Manufacturing Firms in the 1990s?*, "Journal of Industry, Competition and Trade", Vol. 4, No. 2, s. 109–133.
- Marchetti D. J. (2002), *Markups and the Business Cycle: Evidence from Italian Manufacturing Branches*, "Open Economies Review", Vol. 13, No. 3, s. 87–103.
- Martins J. O., Scarpetta, S. (1999), *The Levels and Cyclical Behaviour of Mark-ups Across Countries and Market Structures*, "Working Paper", No. 213, OECD Economic Department, Paris.
- Melitz M. J. (2003), *The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity*, "Econometrica", Vol. 71, No. 6, s. 1965–1725.
- Oulton N., Srinivasan S. (2003), *Capital stocks, capital services and depreciation: an integrated framework*, "Working Paper", No. 192, Bank of England, London.
- Roeger W. (1995), *Can Imperfect Competition Explain the Difference between Primal and Dual Productivity Measures? Estimates for U.S. Manufacturing*, "Journal of Political Economy", Vol. 103, No. 2, s. 316–330.
- Rotemberg J. J., Saloner G. (1986), *A Super-game Theoretic Model of Business Cycles and Price Wars During Booms*, "American Economic Review", Vol. 76, No. 3, s. 390–407.

- Rotemberg J. J., Woodford M. (1999), *The Cyclical Behavior of Prices and Costs*, w: J. Taylor, M. Woodford (red.), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1B, North-Holland, Amsterdam.
- Small I. (1997), *The Cyclical Behavior of Mark-Ups and Profit Margins: Some Evidence for Manufacturing and Services*, "Working Paper", No. 72, Bank of England, London.
- Solow R. M. (1957), *Technical Change and Aggregate Production Function*, "The Review of Economics and Statistics" Vol. 39, No. 3, s. 312–320.
- Sweezy P. M. (1939), *Demand Under Conditions of Oligopoly*, "The Journal of Political Economy", Vol. 47, No. 4, s. 568–573.
- Weitzman V. (1982), *Increasing Returns and the Foundations of Unemployment Theory*, "Economic Journal", Vol. 92, No. 368, s. 787–804.

## Aneks A. Wyprowadzenia zależności z rozdziału 2.

### A1. Wyprowadzenie równania (7)

Stosując do równania (3) definicję (4), otrzymujemy:

$$\frac{dY}{Y} = \sum_i \theta_i \mu \frac{dX_i}{X_i} + \theta_K \mu \frac{dK}{K} + \frac{dE}{E}$$

Uwzględniając zależność (5) oraz odejmując obustronnie  $\frac{dK}{K}$ , otrzymujemy:

$$\frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K} = \sum_i \theta_i \mu \frac{dX_i}{X_i} - \sum_i \theta_i \mu \frac{dK}{K} + \frac{dE}{E}$$

Dzieląc powyższe równanie obustronnie przez  $\mu$  oraz odejmując obustronnie  $\frac{dY}{Y}$ , można je przedstawić jako:

$$-\left(1 - \frac{1}{\mu}\right) \frac{dY}{Y} - \frac{1}{\mu} \frac{dK}{K} = \sum_i \theta_i \frac{dX_i}{X_i} - \sum_i \theta_i \frac{dK}{K} + \frac{1}{\mu} \frac{dE}{E} - \frac{dY}{Y}$$

Obustronne odjęcie  $\frac{dK}{K}$  oraz zmiana kolejności wyrazów równania dają równanie (7) w rozdziale 2:

$$\frac{dY}{Y} - \sum_i \theta_i \frac{dX_i}{X_i} - \left(1 - \sum_i \theta_i\right) \frac{dK}{K} = \left(1 - \frac{1}{\mu}\right) \left(\frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K}\right) + \frac{1}{\mu} \frac{dE}{E}$$

### A2. Wyprowadzenie równania (12)

Stosując do równania (11) definicję (4) otrzymujemy:

$$\frac{dMC}{MC} = \sum_i \theta_i \mu \frac{dw_i}{w_i} + \theta_K \mu \frac{dw_K}{w_K} - \frac{dE}{E}$$

Uwzględniając zależność (5), stosując  $\frac{dMC}{MC} = \frac{dP}{P}$  oraz odejmując obustronnie  $\frac{dw_K}{w_K}$  otrzymujemy:

$$\frac{dP}{P} - \frac{dw_K}{w_K} = \sum_i \theta_i \mu \frac{dw_i}{w_i} - \sum_i \theta_i \mu \frac{dw_K}{w_K} - \frac{dE}{E}$$

Podzielenie powyższej zależności przez  $\mu$  oraz odjęcie od obu stron równania  $\frac{dP}{P}$  daje w rezultacie:

$$\left(\frac{1}{\mu} - 1\right) \frac{dP}{P} - \frac{1}{\mu} \frac{dw_K}{w_K} = \sum_i \theta_i \frac{dw_i}{w_i} - \sum_i \theta_i \frac{dw_K}{w_K} - \frac{1}{\mu} \frac{dE}{E} - \frac{dP}{P}$$

Dodając  $\frac{dw_K}{w_K}$  do obu stron równania i porządkując, otrzymujemy równanie (12) w tekście rozdziału 2:

$$\left(1 - \frac{1}{\mu}\right) \left(\frac{dw_K}{w_K} - \frac{dP}{P}\right) + \frac{1}{\mu} \frac{dE}{E} = \sum_i \theta_i \left(\frac{dw_i}{w_i} - \frac{dw_K}{w_K}\right) - \frac{dP}{P}$$

## Aneks B. Szczegółowe wyniki estymacji marż monopolistycznych

Tabela 4. Zmienność marż monopolistycznych w czasie

	EKD	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Artykuły spożywcze i napoje	15	0,20	0,12	0,30	0,03	0,26	0,29	0,44	0,15
		(0,03)	(0,04)	(0,05)	(0,04)	(0,07)	(0,09)	(0,19)	(0,03)
Wyroby tytoniowe	16	0,12	0,30	0,27	0,15	0,11	0,14	0,16	0,01
		(0,04)	(0,03)	(0,01)	(0,06)	(0,01)	(0,02)	(0,01)	(0,16)
Włókiennictwo	17	0,10	0,07	0,08	0,13	0,13	0,11	0,13	0,11
		(0,01)	(0,04)	(0,03)	(0,03)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
Odzież i wyroby futrzarskie	18	-0,14	0,07	0,08	0,07	0,12	0,09	0,10	0,04
		(0,20)	(0,02)	(0,02)	(0,04)	(0,05)	(0,03)	(0,02)	(0,10)
Skóry wyprawione i wyroby z nich	19	0,12	0,16	0,08	-0,02	0,07	0,03	0,03	0,10
		(0,03)	(0,04)	(0,06)	(0,02)	(0,03)	(0,04)	(0,04)	(0,02)
Drewno i wyroby z drewna	20	0,22	0,17	0,09	0,21	0,16	0,24	0,19	0,21
		(0,02)	(0,03)	(0,07)	(0,06)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
Masa włóknista oraz papier	21	0,15	0,12	0,17	0,03	0,20	0,26	0,27	0,26
		(0,00)	(0,02)	(0,02)	(0,00)	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)
Działalność wydawnicza	22	0,24	0,15	0,27	0,23	0,26	0,16	0,20	0,20
		(0,04)	(0,05)	(0,05)	(0,05)	(0,02)	(0,04)	(0,05)	(0,01)
Koks i produkty rafinacji	23	0,13	0,15	-0,07	-0,05	-0,06	0,09	0,12	0,18
		(0,00)	(0,00)	(0,01)	(0,08)	(0,00)	(0,01)	(0,00)	(0,00)
Wyroby chemiczne	24	0,13	0,12	0,11	0,10	0,13	0,15	0,14	0,15
		(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,04)	(0,04)	(0,01)	(0,02)	(0,02)
Wyroby gumowe i z tworzyw sztucznych	25	0,15	0,14	0,17	0,16	0,15	0,20	0,16	0,19
		(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,04)
Wyroby z surowców niemetalicznych pozostałe	26	0,25	0,25	0,16	0,23	0,26	0,25	0,27	0,28
		(0,03)	(0,03)	(0,05)	(0,05)	(0,04)	(0,02)	(0,02)	(0,02)
Produkcja metali	27	0,08	0,07	0,04	0,00	0,01	-0,02	0,07	0,17
		(0,00)	(0,00)	(0,03)	(0,05)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,00)
Produkcja wyrobów z metali	28	0,16	0,14	0,19	0,14	0,16	0,14	0,19	0,22
		(0,08)	(0,05)	(0,04)	(0,03)	(0,02)	(0,04)	(0,03)	(0,04)
Produkcja maszyn i urządzeń	29	0,11	0,09	0,06	-0,11	0,08	0,11	0,15	0,09
		(0,04)	(0,03)	(0,04)	(0,24)	(0,05)	(0,03)	(0,02)	(0,03)
Produkcja maszyn biurowych i komputerów	30	-0,01	0,02	0,01	-0,25	0,01	0,18	0,03	0,08
		(0,00)	(0,02)	(0,01)	(0,19)	(0,02)	(0,06)	(0,03)	(0,03)
Maszyny i aparatura elektryczna	31	0,24	0,16	0,15	0,11	0,05	0,11	0,19	0,17
		(0,04)	(0,01)	(0,03)	(0,04)	(0,03)	(0,04)	(0,01)	(0,02)
Sprzęt i urządzenia radiowe i telekomunikacyjne	32	-0,01	0,11	0,11	0,03	0,02	0,06	0,10	-0,04
		(0,09)	(0,03)	(0,03)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,00)	(0,09)
Instrumenty medyczne	33	0,26	0,27	0,32	0,23	0,56	0,20	0,19	0,13
		(0,14)	(0,15)	(0,15)	(0,13)	(0,18)	(0,07)	(0,02)	(0,03)
Pojazdy mechaniczne, przyczepy	34	0,01	0,04	0,04	0,06	0,06	0,08	0,10	0,10
		(0,01)	(0,01)	(0,03)	(0,01)	(0,02)	(0,01)	(0,04)	(0,01)
Pozostały sprzęt transportowy	35	0,02	-0,04	0,06	0,08	-0,63	0,07	-0,20	-0,10
		(0,01)	(0,06)	(0,03)	(0,04)	(0,19)	(0,08)	(0,11)	(0,02)
Meble; pozostała działalność	36	0,03	0,14	0,10	0,01	0,10	0,09	0,11	0,10
		(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,05)	(0,02)	(0,02)	(0,01)	(0,01)
Zagospodarowanie odpadów	37	0,16	0,07	0,23	0,14	-0,12	0,16	0,07	0,19
		(0,05)	(0,03)	(0,01)	(0,08)	(0,17)	(0,07)	(0,02)	(0,06)
Energia elektryczna, gaz, ciepło	40	0,39	0,38	0,36	0,47	0,23	0,37	0,21	0,25
		(0,04)	(0,07)	(0,05)	(0,06)	(0,07)	(0,08)	(0,04)	(0,03)

Uwaga: w nawiasach podano błędy standardowe.

Źródło: obliczenia własne.

cd. Tabeli 4

Pobór, uzdatnianie i rozprowadzanie wody	41	0,27	0,32	0,32	0,34	0,34	0,33	0,44	0,41
		(0,01)	(0,03)	(0,01)	(0,04)	(0,01)	(0,04)	(0,03)	(0,02)
Naprawa pojazdów, sprzedaż paliw	50	0,02	0,05	0,05	0,03	0,05	0,06	0,05	0,04
		(0,04)	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,01)	(0,00)
Handel hurtowy	51	0,03	0,03	0,01	0,02	0,05	0,04	0,06	0,06
		(0,02)	(0,00)	(0,01)	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,02)
Handel detaliczny	52	0,06	0,09	-0,02	0,05	0,05	0,01	0,02	0,05
		(0,01)	(0,03)	(0,05)	(0,04)	(0,02)	(0,01)	(0,00)	(0,01)
Hotele i restauracje	55	0,08	-0,18	0,08	0,05	0,16	0,13	0,19	0,21
		(0,10)	(0,12)	(0,15)	(0,09)	(0,02)	(0,02)	(0,01)	(0,02)
Transport lądowy, rurociągi	60	0,46	0,31	0,45	0,14	0,42	0,12	0,19	0,29
		(0,20)	(0,15)	(0,11)	(0,09)	(0,15)	(0,03)	(0,03)	(0,11)
Transport wodny	61	-0,02	0,01	0,03	0,05	0,12	-0,04	0,12	0,08
		(0,01)	(0,03)	(0,03)	(0,00)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,00)
Działalność wspomagająca transport	63	0,63	0,26	0,50	0,54	0,44	0,32	0,42	0,35
		(0,03)	(0,03)	(0,09)	(0,06)	(0,06)	(0,02)	(0,05)	(0,05)
Poczta i telekomunikacja	64	0,46	0,19	0,19	0,34	0,36	0,29	0,43	0,49
		(0,04)	(0,02)	(0,09)	(0,02)	(0,01)	(0,06)	(0,05)	(0,01)
Obsługa nieruchomości	70	0,02	0,04	0,17	0,13	0,12	0,06	0,13	0,10
		(0,01)	(0,04)	(0,04)	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,07)
Wynajem maszyn i urządzeń	71	0,73	0,64	0,50	0,31	0,89	0,60	0,32	0,25
		(0,19)	(0,11)	(0,13)	(0,09)	(0,01)	(0,00)	(0,11)	(0,08)
Informatyka	72	0,06	0,06	0,26	0,15	0,13	0,20	0,15	0,15
		(0,05)	(0,08)	(0,04)	(0,02)	(0,04)	(0,02)	(0,01)	(0,01)
Pozostała działalność gospodarcza	74	0,02	0,29	0,18	0,11	0,13	0,03	0,18	0,30
		(0,26)	(0,10)	(0,07)	(0,01)	(0,06)	(0,01)	(0,04)	(0,00)