



Munich Personal RePEc Archive

Monopolistic markups and returns to scale in the Polish economy

Gradzewicz, Michal and Hagemeyer, Jan

National Bank of Poland, University of Warsaw

2007

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/46496/>

MPRA Paper No. 46496, posted 23 Apr 2013 21:36 UTC

Marże monopolistyczne i przychody skali w gospodarce polskiej.

Analiza mikroekonometryczna

Michał Gradzewicz
Jan Hagemeyer
Narodowy Bank Polski*

Badanie zostało przeprowadzone na dużej próbie przedsiębiorstw przemysłowych i usługowych w latach 1996-2004 i dotyczy szacunków efektów skali oraz wielkości marż monopolistycznych. Zastosowana metoda, polegająca na użyciu zmiennych instrumentalnych, pozwala na jednoczesną estymację tych parametrów przy zapewnieniu kontroli wpływu wahań produktywności na otrzymane szacunki. Otrzymane wyniki wskazują na występowanie istotnych marż monopolistycznych w wielu gałęziach gospodarki oraz agregacie przetwórstwa przemysłowego. Korzyści skali są zróżnicowane, ale ich znaczenie jest większe w przetwórstwie niż w usługach rynkowych. Marże monopolistyczne w sektorach usługowych są niższe od spodziewanych. Przeprowadzona analiza wrażliwości wskazuje na zadowalającą stabilność wyników.

* michal.gradzewicz@mail.nbp.pl, jan.hagemeyer@mail.nbp.pl.

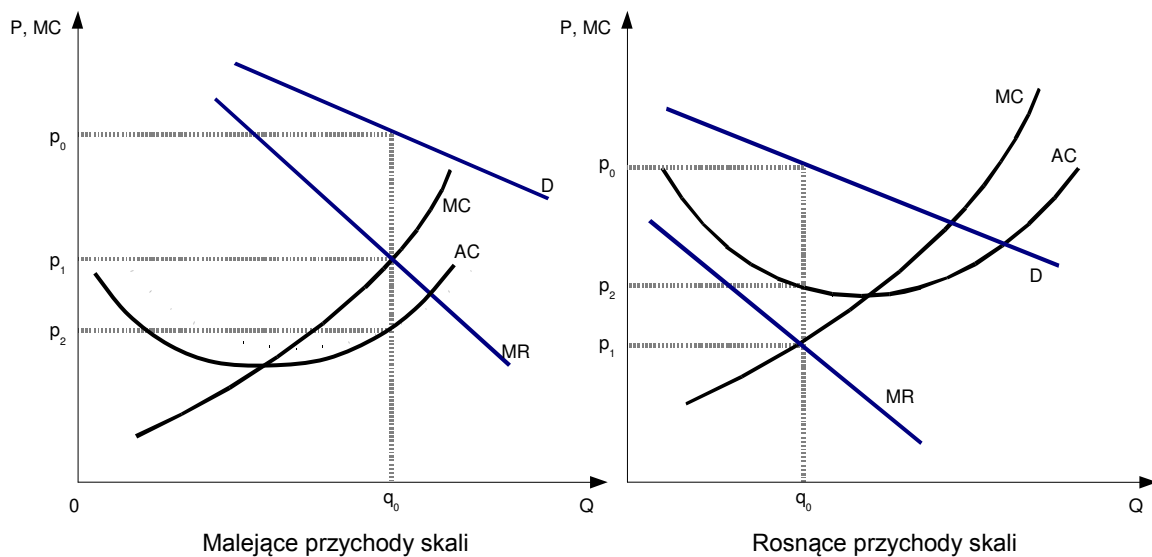
Poglądy prezentowane w niniejszej pracy odzwierciedlają przekonania autorów, a nie instytucji, którą reprezentują.

1. Podstawy teoretyczne i przegląd literatury

Firma, operująca na rynku niedoskonale konkurencyjnym podejmuje decyzję o maksymalizacji zysku w oparciu o malejącą (postrzeganą) krzywą popytu (D na rysunku 1). Zgodnie z warunkiem pierwszego rzędu maksymalizacji zysku, firma ustala poziom produkcji na poziomie odpowiadającym punktowi przecięcia krzywych kosztu krańcowego (MC) i przychodu krańcowego (MR) równym q_0 . Cena ustali się zgodnie z krzywą popytu na poziomie p_0 . Elastyczność skali definiuje się jako stosunek procentowego przyrostu wielkości produkcji do procentowego przyrostu wszystkich czynników produkcji. Łatwo pokazać, że wielkość ta odpowiada stosunkowi wysokości kosztu przeciętnego (AC) do wielkości kosztu krańcowego. Jeżeli występują malejące przychody skali, wielkość ta jest mniejsza od 1, jeżeli przychody skali produkcji są rosnące, wielkość ta jest wyższa od 1. Poniższy rysunek obrazuje te dwie sytuacje. Na lewym panelu, firma operuje w obszarze malejących przychodów skali produkcji, koszt krańcowy jest zatem wyższy od kosztu przeciętnego. W punkcie q_0 elastyczność skali jest równa p_2/p_1 . Na prawym panelu, w sytuacji rosnących przychodów skali, elastyczność ta jest równa p_1/p_2 . Marżę monopolistyczną definiuje się jako narzut ceny ponad koszt krańcowy, na poniższych rysunkach równa jest ona stosunkowi p_0/p_1 . Aby zyski były większe od zera w warunkach rosnących przychodów skali, oczekuje się, że $p_0 > p_2$, czyli marża musi być wyższa od elastyczności skali. Sytuacja, gdy $p_0 = p_2$ odpowiada długookresowej równowadze na rynku niedoskonale konkurencyjnym (przy braku barier wejścia) charakteryzującej się zerowymi zyskami.

Podstawowym problemem przy estymacji marży monopolistycznej (narzutu ceny ponad koszt krańcowy) jest trudność rozróżnienia pomiędzy różnicą w wielkości przychodów ze sprzedaży i kosztów krańcowych wynikającej z faktycznej siły monopolowej (czyli różnicy pomiędzy ceną P a MC), a różnicą wynikającą z istnienia korzyści skali (czyli różnicy AC i MC). W praktyce obserwowane są wartości przeciętne, a nie krańcowe (czyli różnica między AC i P). Osobnym problemem jest identyfikacja wpływu zmian w całkowitej produktywności czynników produkcji na wielkość marży. Większość badań skupia się na rozwiązaniu drugiego problemu.

Rysunek 1 Równowaga firmy w warunkach malejących i rosnących przychodów skali produkcji



Źródło: opracowanie własne.

W literaturze stosowane są generalnie dwa podejścia empiryczne do rozpatrywanego problemu. Pierwsze podejście opisane zostało w pracy Halla (1988). W oparciu o zagregowane dane sektorowe estymuje on marże monopolistyczne w gospodarce amerykańskiej przy założeniu stałych przychodów skali (zakłada się zatem, że nie występuje pierwszy z opisanych wcześniej problemów). Jeżeli występują dwa czynniki produkcji (praca i kapitał), specyfikacja empiryczna sprowadza się do równania, w którym zmienną objaśnianą jest zmiana w logarytmie wielkości produkcji na jednostkę kapitału, a zmienną objaśniającą, zmiana w logarytmie wielkości zatrudnienia na jednostkę kapitału, pomnożona przez udział pracy w całkowitym koszcie produkcji. Estymator parametru nachylenia prostej regresji jest równy marży monopolistycznej (wyrażonej w procentach kosztu krańcowego). Identyfikacja marży polega na zastosowaniu zmiennych instrumentalnych, które wpływają na zmiany w zatrudnieniu i popycie, 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, co prowadzi do problemu endogeniczności. Znalezienie odpowiednich zmiennych instrumentalnych jest jednak problematyczne; Hall stosuje takie miary, jak wielkość wydatków rządowych na wojsko, światową cenę ropy naftowej oraz zmienną zerojedynkową wskazującą na obecność przy władzy określonej partii politycznej. Ponadto, metodologia Halla wymaga stosowania danych w ujęciu realnym (zdeflowanych), co może być problematyczne, ze względu na wpływ zmian jakości produktów na ceny. Estymatory

otrzymane przez Halla są stosunkowo wysokie (sięgają 300 procent kosztu) i wskazują na występowanie znacznych marż w gospodarce amerykańskiej.

Roeger (1995) rozszerza metodologię Halla, poprzez jednoczesne stosowanie dualnych reszt Solowa. Estymacja na podstawie różnicy reszt Solowa obliczonych na podstawie funkcji kosztów (reszty prymalne) i funkcji produkcji (reszty dualne) pozwala na identyfikację marży monopolistycznej, bez użycia zmiennych instrumentalnych, ponieważ nieobserwowalna zmienna całkowitej produktywności czynników produkcji (TFP) jest wyeliminowana z estymowanego równania (TFP jest jednoznacznie zdefiniowana, niezależnie od tego, czy stosujemy miarę pochodzącą z funkcji produkcji czy z funkcji kosztów). Obie przedstawione powyżej metody zakładają jednak występowanie stałych przychodów skali. Roeger, używając tych samych danych, co Hall, otrzymuje wyraźnie niższe szacunki marż (w większości przypadków marża wynosi mniej niż 50 procent wartości kosztów).

Martins oraz Scarpetta (1999) estymują wysokość marż dla gospodarek wybranych krajów rozwiniętych przy użyciu zmodyfikowanej metody 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. Stosowanie wartości dodanej wymaga dodatkowej korekty, w przeciwnym razie estymatory będą przeszacowane (Roeger, s. 325). Stosowanie zmodyfikowanej o materiały postaci funkcji produkcji pozwala zatem na wyeliminowanie obciążenia estymatorów. Martins oraz Scarpetta pokazują również, że w przypadku rosnących korzyści skali, estymatory Halla oraz Roegera stanowią górny próg marż faktycznie występujących w gospodarce.

Metodologia Roegera-Martinsa-Scarpetty, była szeroko stosowana w badaniach szacujących wysokość marż monopolistycznych dla krajów europejskich, przy użyciu danych mikroekonometrycznych. Stosują ją, między innymi, Konings i Vandebussche (2005) w estymacji narzutów stosowanych przez przedsiębiorstwa w Unii Europejskiej. Podobna metodologie stosują Konings, Van Cayseele oraz Warzyński (2003) w badaniu zachowań firm bułgarskich i rumuńskich. Należy tutaj nadmienić, że wyniki powyższych badań stanowią jedynie przybliżony estymator wielkości faktycznych marż, ze względu na to, że stosowana metoda zakłada występowanie stałych przychodów skali. W badanie Dobrinskiego, Korosi, Markova i Halperna (2003) podjęto próbę modyfikacji metody Roegera, poprzez uprzednią estymację funkcji produkcji i elastyczności skali i późniejszą korektę estymatorów marż. Metoda ta wymaga jednak posiadania informacji na temat wielkości produktu oraz

zatrudnieniu czynników produkcji w ujęciu realnym, które są w polskich warunkach niedostępne. Cytowane powyżej badania oparte na danych mikroekonomicznych dają wyraźnie niższe estymatory marż, niż badania, w których użyto danych sektorowych.

Klette (1999) proponuje metodę łącznej estymacji marż oraz elastyczności skali przy użyciu danych jednostkowych. Metoda ta jest w swoich założeniach podobna do stosowanej przez Halla, lecz pozwala na stosowanie danych w ujęciu nominalnym, dzięki odniesieniu wszystkich wartości w stosunku do pewnego przedsiębiorstwa referencyjnego w danym w danym sektorze. Przy estymacji marż zastosowano metodę instrumentacji Arellano-Bonda, wykorzystującą opóźnione i przyspieszone wartości zmiennych, dzięki czemu wyeliminowano problem korelacji składnika losowego ze zmiennymi objaśniającymi. Dokładny opis metodologii Klette znajduje się w dalszej części pracy.

2. Model teoretyczny

Przedsiębiorstwa w ramach gałęzi produkują zgodnie z funkcją produkcji postaci:

$$Q_{it} = A_{it} F_t(X_{it}), \quad (1)$$

gdzie Q_{it} oraz X_{it} to odpowiednio wektor wielkości produkcji i macierz czynników produkcji przedsiębiorstwa i w roku t . A_{it} odpowiada stanowi technologii firmy i w okresie t , a $F_t(\cdot)$ to funkcja produkcji, wspólna dla wszystkich przedsiębiorstw (jej postać może być zmienna w czasie). Model zatem nie narzuca żadnych ograniczeń na przebieg postępu technicznego wspólnego w przedsiębiorstwach działających w tej samej branży. Postęp poszczególnych przedsiębiorstw może być przedmiotem wahań idiosynkratycznych, które zostaną opisane szerzej w części 4.2 niniejszej pracy.

Klette przedstawia funkcję produkcji w postaci odchyłeń logarytmicznych zmiennych od pewnego punktu odniesienia, którym może być poziom produkcji i zatrudnienia referencyjnej firmy w każdym roku. Zmiana punktu odniesienia w czasie pozwala na ominięcie problemu deflowania zmiennych nominalnych. Zgodnie z uogólnionym twierdzeniem o wartości średniej, funkcja produkcji jest postaci:

$$\hat{q}_{it} = \hat{a}_{it} + \sum_{j \in M} \bar{\alpha}_i^j \hat{x}_{it}^j, \quad (2)$$

gdzie małe litery z daszkiem oznaczają logarytmiczne odchylenia od punktu odniesienia (np. $\hat{q}_{it} = \ln(Q_{it}) - \ln(Q_t)$), gdzie Q_t jest poziomem produkcji referencyjnego przedsiębiorstwa, a

Q_{it} poziomem produkcji przedsiębiorstwa i). Model empiryczny został sformułowany przy założeniu, że punkt odniesienia stanowi mediana w danej gałęzi i danym okresie. Wybór ten podyktowany jest mniejszą wrażliwością mediany na występowanie wartości ekstremalnych. Zbiór m czynników produkcji oznaczony jest poprzez M . $\bar{\alpha}_{it}^j$ jest elastyczności funkcji produkcji względem czynnika j wyznaczoną w punkcie \bar{X}_{it} leżącym pomiędzy X_{it} , a pewnym punktem odniesienia X_{it}^\dagger (dyskusja nad wyborem tego punktu znajduje się w punkcie 4.1). Kreska nad literą odpowiadającą zmiennej oznacza, że wartość zmiennej w pewnym punkcie pomiędzy medianą, a faktyczną wartością zmiennej.

Zakłada się, że firma stoi wobec malejącej krzywej popytu na produkt na rynku dóbr finalnych, ale jest cenobiorcą na rynku czynników produkcji. Funkcja zysku jest zatem postaci:

$$\pi_{it} = P_{it} A_{it} F_t(X_{it}) - \sum_{j \in M} W_{it}^j X_{it}^j. \quad (3)$$

Rozwiązanie problemu maksymalizacji zysku pojedynczej firmy prowadzi (po przekształceniu) do następującego warunku pierwszego rzędu:

$$A_{it} \frac{\partial F_t(X_{it})}{\partial X_{it}^j} = \frac{W_{it}^j}{(1 - 1/\varepsilon_{it}) P_{it}}, \quad (4)$$

gdzie ε_{it} to tzw. postrzegana elastyczność popytu, uwzględniająca przewidywane reakcje konkurentów na zmiany ilości dostarczanej na rynek przez firmę i . $(1 - 1/\varepsilon_{it})$ równe jest stosunkowi ceny do kosztu krańcowego. Dla uproszczenia, przyjęto, że: $(1 - 1/\varepsilon_{it}) \equiv \mu_{it}$. Następująca zależność jest zatem prawdziwa:

$$\bar{\alpha}_{it}^j = \mu_{it} \frac{\bar{W}_{it}^j \bar{X}_{it}^j}{\bar{P}_{it}^j \bar{Q}_{it}^j} = \mu_{it} \bar{s}_{it}^j, \quad (5)$$

gdzie \bar{s}_{it}^j to udział kosztów czynnika produkcji j w wartości całkowitej produkcji. Elastyczność skali produkcji $\bar{\eta}_{it}$ zdefiniowano jako sumę cząstkowych elastyczności produktu względem czynników produkcji:

$\dagger \bar{\alpha}_{it}^j = \frac{X_{it}^j}{F_t(X_{it}^j)} \frac{\partial F_t(X_{it}^j)}{\partial X_{it}^j} \Big|_{X_{it} = \bar{X}_{it}}$, zob. Klette (1999)

$$\bar{\eta}_{it} = \sum_{j \in M} \bar{\alpha}_{it}^j. \quad (6)$$

Ze względu na trudność w mierzeniu strumienia usług kapitału, można przypuszczać, że równanie udziału kosztowego nie będzie obowiązywać. Elastyczność produkcji w stosunku do kapitału można zapisać następująco:

$$\bar{\alpha}_{it}^K = \bar{\eta}_{it} - \sum_{j \neq K} \bar{\alpha}_{it}^j. \quad (7)$$

Przekształciwszy równanie (2), uwzględniając równania (5), (6) oraz (7), otrzymujemy:

$$\begin{aligned} \hat{q}_{it} &= \hat{a}_{it} + \sum_{j \neq K} \bar{\alpha}_{it}^j \hat{x}_{it}^j + \left[\bar{\eta}_{it} - \sum_{j \neq K} \bar{\alpha}_{it}^j \right] \hat{x}_{it}^K \\ &= \hat{a}_{it} + \sum_{j \neq K} \bar{\alpha}_{it}^j (\hat{x}_{it}^j - \hat{x}_{it}^K) + \bar{\eta}_{it} \hat{x}_{it}^K \\ &= \hat{a}_{it} + \mu_{it} \sum_{j \neq K} \bar{s}_{it}^j (\hat{x}_{it}^j - \hat{x}_{it}^K) + \bar{\eta}_{it} \hat{x}_{it}^K \end{aligned} \quad (8)$$

Równanie (8) jest podstawą modelu empirycznego. μ_{it} oraz $\bar{\eta}_{it}$ interpretowane są jako odpowiednio, elastyczność skali oraz stosunek ceny do kosztu krańcowego.

3. Dane statystyczne

Dane statystyczne użyte w badaniu pochodzą ze sprawozdań finansowych i bilansowych przedsiębiorstw, zbieranych przez GUS (formularze F-01 i F-02) i obejmują okres 1996-2004. Baza danych obejmuje przedsiębiorstwa zatrudniające co najmniej 50 pracowników w przemyśle (sekcje D i E) oraz w usługach rynkowych (sekcje G, I oraz K). Łączna ilość obserwacji (nieoczyszczonych) wynosi ok. 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 przedsiębiorstw, charakteryzujących się ekstremalnymi miarami wydajności pracy (mierzonymi wartością dodaną przypadającą na jednego pracującego) lub kapitału[‡]. Próbę pomniejszono ponadto o gałęzie, w których w danym roku było mniej niż 3 obserwacje. Operacje czyszczące zbiór danych wynikowo zmniejszyły liczbę obserwacji o ok. 7%. W badaniu użyto niezbilansowany panelu danych, co

[‡] Za ekstremalne wartości uznano przypadki, gdy odchylenia absolutne logarytmu danej zmiennej od logarytmu jej mediany (4-cyfrowy poziom PKB) przekraczają 3.

jest usprawiedliwione ze względu na fakt, iż model teoretyczny podlegający estymacji nie uwzględnia powiązań czasowych pomiędzy produkcją a kosztami.

Produkcja oraz wyodrębnione składniki kosztów (koszty materiałowe, energii, pracy i kapitału) mierzone są relatywnie do mediany[§] w sektorach, do których należy dane przedsiębiorstwo (na 4-cyfrowym poziomie PKD, ze względu na relatywnie homogeniczne grupy przedsiębiorstw). Mediany zostały policzone osobno dla każdego roku, co umożliwia użycie technologii stosowanej przez firmy do produkcji. Ponadto, zmiana normalizacji w każdym roku pozwala na obejście problemu deflowania zmiennych nominalnych^{**}.

Jako miary produkcji użyto wielkości przychodów netto ze sprzedaży, skorygowanej o zmianę zapasów. Wyróżnione elementy kosztów przedsiębiorstw powiększone zostały (proporcjonalnie) o wielkość płaconych przez nie podatków. Do kosztów materiałowych zaliczono, poza zużyciem materiałów – koszty zakupu usług obcych oraz wartość zakupionych towarów i materiałów w celach odsprzedaży (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^{††}. W badaniu, podobnie jak w pracy Klette (1999), wyodrębniono koszty energii jako osobny czynnik produkcji, gdyż estymatory marż monopolistycznych są wrażliwe na dobór kategorii kosztowych i w przypadku wykorzystania tylko danych dotyczących kosztów pracy i kapitału są zawyżone (por. Hyde i Perloff, 1995).

Do konstrukcji miary kosztów kapitału posłużono się koncepcją wprowadzoną do analiz wydajności i produktywności przez Jorgensona i Grilichesa (1967), rozwiniętą m.in. w pracy Otulona i Srinivasan (2003), która polega na zastosowaniu strumienia usług kapitału zamiast zasobu majątku trwałego. Zgodnie z tą koncepcją strumień usług kapitału może być przedstawiony następująco^{‡‡}:

[§] Użycie mediany zamiast średniej jako miary centralnej podyktowane jest obserwacją, że mediana jest mniej wrażliwa na występowanie wartości ekstremalnych.

^{**} W wielu sektorach gospodarki deflatory produkcji i kosztów są zanieczyszczone zmianami strukturalnymi, ponadto występuje tutaj problem odpowiedniego mierzenia zmian jakości produktów (szczególnie w warunkach gospodarki transformującej się) i odpowiedniego uwzględnienia tego zjawiska w cenach.

^{††} Pozostałe koszty rodzajowe są kategorią heterogeniczną i zawierają, oprócz kosztów związanych z pracownikiem (m.in. koszty podróży służbowych, odprawy pośmiertne, odszkodowania powypadkowe) inne kategorie kosztów (m.in. ubezpieczenia majątkowe). Zdecydowano się jednak przyporządkować tę kategorię kosztów do kosztów pracy.

^{‡‡} Przedstawiony wzór nie uwzględnia inflacji dóbr kapitałowych (a jedynie spadek cen związany ze starzeniem się majątku trwałego), co jest usprawiedliwione w niniejszym badaniu poprzez sposób przedstawienia elementów kosztów jako odchyień od mediany na relatywnie homogenicznym rynku produktów.

$$k_{it} = (r_t + \delta_{it}) \cdot K_{it}, \quad (9)$$

gdzie: k_{it} jest miarą strumienia usług kapitału, r_t jest stopą zwrotu, δ_{it} jest stopą deprecjacji, a K_{it} - zasobem majątku przedsiębiorstwa. Za stopę zwrotu (oczekiwany zwrot z zaangażowania kapitału w alternatywnym przedsięwzięciu) przyjęto oprocentowanie 5-letnich obligacji rządowych. Stopa deprecjacji policzona została na poziomie przedsiębiorstwa jako stosunek wartości umorzenia do wartości majątku w cenach zakupu, natomiast sam majątek obejmuje środki trwałe oraz wartości niematerialne i prawne w środku okresu.

Tabela 1 przedstawia podstawowe właściwości użytych danych statystycznych. Miary minimalnej efektywnej skali (MES) zostały obliczone jako wartość trzeciego kwartyła przychodów ze sprzedaży na poziomie czterocyfrowej klasyfikacji PKD i następnie zagregowane (średnia ważona wielkością przychodów) do odpowiedniego poziomu klasyfikacji. Teoretycznie, minimalna efektywna skala odpowiada minimalnej wielkości produkcji dla której krzywa kosztów przeciętnych staje się płaska.

Indeks Lenera został oszacowany jako średnia w danej gałęzi różnica między przychodami a kosztami, w stosunku do przychodów. Indeks Lenera stanowi proste przybliżenie stopy zysku, która powinna być skorelowana z wielkością marży. Obliczony indeks Lenera jest wyższy dla przedsiębiorstw przetwórstwa przemysłowego niż przedsiębiorstw usługowych i użyteczności publicznej.

Miary koncentracji Herfindahla-Hirschmana, policzone zostały na 4- lub 3-cyfrowym (wg PKD) poziomie agregacji, a następnie zagregowane i doprowadzone do odpowiedniej definicji gałęzi poprzez uśrednianie z użyciem produkcji danej gałęzi jako wagi. Współczynnik koncentracji można traktować jako wskaźnik konkurencyjności rynku, a jego odwrotność interpretuje się jako liczbę hipotecznych symetrycznych firm konkurujących na danym rynku. Generalnie współczynniki koncentracji są wyższe w przetwórstwie przemysłowych niż w usługach (z wyjątkiem telekomunikacji).

Tabela 1 Własności danych statystycznych

PKD	Nazwa	MES	Indeks	Herfindahl	Herfindahl
			Lernera	3-cyfy	4-cyfy
15	Artykuły spożywcze i napoje	107.23	0.10	0.02	0.05
16	Wyroby tytoniowe	1418.31	0.53	0.14	0.14
18	Odzież i wyroby futrzarskie	33.77	0.06	0.06	0.09
17,19	Wókiennictwo i wyroby skórzane	7.93	0.04	0.01	0.02
20	Drewno i wyroby z drewna	40.01	0.11	0.05	0.05
21	Papier i wyroby z papieru	81.79	0.14	0.07	0.09
22	Działalność wydawnicza i poligrafia	45.09	0.13	0.03	0.07
23	Koks, ropa naftowa, paliwa jądrowe	991.17	0.17	0.36	0.36
24 [#]	Chemikalia	430.26	0.09	0.04	0.14
245	Środki myjące i czyszczące	60.60	0.11	0.06	0.13
25	Wyroby gumowe i z tw. sztucznych	206.68	0.12	0.03	0.06
26	Wyroby z sur. niemetalicznych	91.64	0.16	0.03	0.07
27	Metale	390.41	0.06	0.11	0.14
28	Metalowe wyroby gotowe	46.24	0.08	0.03	0.05
30	Maszyny biurowe i komputery	165.37	0.03	0.20	0.21
32	Sprzęt RTV i telekomunikacyjny	165.37	0.03	0.20	0.21
30-33	Aparatura elektryczna	193.24	0.07	0.19	0.19
34	Pojazdy mechaniczne, przyczepy	745.35	0.07	0.07	0.07
35	Pozostały sprzęt transportowy	66.55	-0.02	0.09	0.10
354	Motocykle i rowery	39.05	0.04	0.10	0.11
361	Meble	33.04	0.07	0.01	0.02
40	Energia elektryczna, woda i gaz	640.84	0.11	0.03	0.03
41	Pobór, rozprzewadzenie wody	16.28	0.24	0.01	0.01
50	Sprzedaż poj. mechanicznych i paliw	58.81	0.04	0.02	0.02
505	Sprzedaż det. paliw	65.85	0.03	0.03	0.03
51	Handel hurtowy i komisowy	121.16	0.03	0.01	0.03
52	Handel detaliczny	37.81	0.02	0.04	0.06
60-62	Transport	76.77	0.05	0.08	0.08
64	Poczta i telekomunikacja	214.05	0.38	0.17	0.17
6420	Telefonia stacjonarna i komórkowa	258.85	0.40	0.17	0.17
71,74	Usługi dla biznesu	40.89	0.08	0.03	0.04

[#] zawiera sekcje 241, 242, 243, 246, 247

MES - minimalna efektywna skala, indeks Lernera = 1-koszty/przychody

4. Metoda empiryczna badania

4.1. Konstrukcja udziałów kosztów w produkcji

Model teoretyczny, opisany w części 2 używa udziału kosztów danego typu w wartości produkcji danej firmy, wyznaczonego dla punktu wewnętrznego pomiędzy udziałem charakterystycznym dla danej firmy a punktem referencyjnym, czyli medianą w danej gałęzi i okresie. Opierając się na lemacie kwadratowej aproksymacji (por. Diewert, 1976) szukany punkt wewnętrzny został wyznaczony w połowie odległości pomiędzy indywidualnym udziałem firmy, a medianą udziału w gałęzi. Praca Diewerta (1976) pokazuje, iż ten sposób aproksymacji jest dokładny dla funkcji produkcji typu translog, zatem estymowany model

empiryczny, mimo iż nie zakłada konkretnej postaci funkcji produkcji, jest zgodny z technologią typu translog, zmienną w czasie i gałęziach.

Zastosowane podejście do wyznaczenia udziałów poszczególnych kategorii kosztów w przychodach ze sprzedaży uwzględnia fakt, iż różne przedsiębiorstwa w ramach gałęzi zatrudniają pracowników o odmiennym profilu kwalifikacyjnym i płacowym. W szczególności dotyczy to sytuacji, gdy większe firmy zatrudniają bardziej wykwalifikowanych pracowników i płacą wyższe wynagrodzenia, co różnicuje elastyczność produkcji względem płac na poziomie indywidualnych firm. Zróżnicowanie płac i wydajności pomiędzy firmami w gałęzi jest również uwzględniane w modelu empirycznym poprzez użycie efektów stałych.

4.2. *Dyskusja nad efektami stałymi*

Struktura stochastyczna czynnika \hat{a}_{it} , czyli produktywności firmy, relatywnie do referencyjnej (medianowej) firmy w gałęzi jest w badaniu przybliżona przy założeniu istnienia efektów stałych dla indywidualnych firm:

$$\hat{a}_{it} = a_i + u_{it}, \quad (10)$$

gdzie a_i mierzy efekty stałe, a u_{it} jest procesem stochastycznym typu IID. Efekty stałe odzwierciedlają różnice produktywności pomiędzy firmami^{§§}, które mogą być bardzo trwałe w czasie i stanowią istotną determinantę wzrostu przedsiębiorstw (por. Baily, Hulten i Campbell, 1992). Samo istnienie różnic w wydajności na poziomie firmy (relatywnie do firmy referencyjnej w gałęzi) może wynikać z różnic efektywności zarządzania, jakości pracy, jakości i nowoczesności majątku trwałego, itp. Można również podejrzewać, iż różnice w wydajności będą pozytywnie skorelowane z wielkością firmy, gdyż bardziej produktywne przedsiębiorstwa zazwyczaj powiększają swój udział w rynku.

Przyjęty opis stochastyczny wydajności zakłada ponadto, iż różnice pomiędzy wydajnością indywidualną danej firmy a wydajnością firmą referencyjnej jest stała w czasie, czyli gałęzie rozwijają się w mniej więcej równomiernie. Jest to upraszczające założenie, pozwalające jednocześnie na eliminację efektów stałych w zróżnicowanym równaniu, które podlega estymacji. Problem ten został rozwiązany poprzez odpowiedni wybór metody

^{§§} Potraktowanie różnic w wydajności jako efektów stałych dopuszcza istnienie korelacji pomiędzy różnicami w wydajności a pozostałymi zmiennymi w modelu ekonometrycznym, czyli produkcją i kosztami.

estymacji (wprowadzenie zmiennych instrumentalnych). Ponadto, przyjęte założenie niekoniecznie jest zbyt dużym uproszczeniem, gdyż porównanie między wielkością firm, a ich wydajnością obarczone jest problemem przyczynowości, co kwestionuje interpretację różnic w wydajności pomiędzy firmami jako dowodu na istnienie efektów skali (por. Griliches, Mairesse, 1998).

4.3. *Opis podejścia ekonometrycznego do estymacji parametrów skali i marż*

Uwzględniając w modelu teoretycznym opis stochastyczny relatywnej wydajności przedsiębiorstw oraz różnicując równanie w celu wyeliminowania efektów stałych dostajemy następującą postać modelu ekonometrycznego:

$$\Delta \hat{q}_{it} = \mu \Delta \hat{x}_{it}^V + \eta \Delta \hat{x}_{it}^K + \Delta v_{it}, \quad (11)$$

gdzie $\hat{x}_{it}^V = \sum_{j \neq K} s_{it}^j (\hat{x}_{it}^j - \hat{x}_{it}^K)$, j identyfikuje rodzaj kosztu, $\Delta = 1 - L$ jest operatorem

pierwszych różnic, μ jest estymatorem marży monopolistycznej, a η jest estymatorem efektów skali. Ze względu na założenie, iż zarówno marża, jak i skala są stałe w danej grupie przedsiębiorstw (gałęzi), składnik losowy v_{it} dany jest wzorem:

$$v_{it} = u_{it} + (\mu_{it} - \mu) \hat{x}_{it}^V + (\eta_{it} - \eta) \hat{x}_{it}^K \quad (12)$$

i uwzględnia również różnicę w marżach i parametrach skali pomiędzy przedsiębiorstwami.

Opisany model ekonometryczny nie może być estymowany zwykłą MNK z co najmniej trzech powodów. Po pierwsze, składnik losowy zawiera informację o odchyleniach indywidualnych marż i parametrów skali od odpowiednich wielkości w firmie referencyjnej, co może prowadzić do korelacji składnika losowego ze zmiennymi objaśniającymi. Po drugie, założenie efektów stałych i estymacja modelu w postaci pierwszych różnic eliminuje tylko część korelacji pomiędzy produktywnością firmy a jej wyborem czynników produkcji. Jak już wspomniano, produktywność w przedsiębiorstwach może się zmieniać w czasie odmiennie niż średnia w gałęzi, w której firma produkuje. Z tego powodu szok technologiczny, o ile jest obserwowany przed decyzjami o zaangażowaniu czynników, może być skorelowany ze zmianami w zaangażowaniu czynników produkcji, co skutkuje obciążeniem estymatorów MNK (dodatknie w przypadku pozytywnego szoku technologicznego). Po trzecie, błędy w sprawozdawczości (szczególnie istotne w danych indywidualnych) są kolejnym źródłem endogeniczności i zazwyczaj powodują obciążenie estymatorów w dół, co jest dodatkowo

wzmacniane przez przedstawienie modelu ekonometrycznego w pierwszych różnicach (por. Griliches, Mairesse, 1998).

W konsekwencji zdecydowano się, podobnie jak w pracy Klette (1999), na dodatkowe użycie warunków ortogonalności pomiędzy składnikiem losowym estymowanego równania Δv_{it} a określonym zbiorem instrumentów: $E(\Delta v_{it}, Z_{is}) = 0$, gdzie Z_{is} jest zbiorem instrumentów z okresu s oraz wcześniejszych. Zbiór instrumentów ograniczony został do miary poziomu kapitału oraz zatrudnienia. Zmienne te (wyrażone w poziomach) są mniej wrażliwe na krótkookresowe zmiany produktywności niż kategorie kosztów.

W celu efektywnego wykorzystania dostępnego zbioru instrumentów zastopowano skorygowaną uogólnioną metodę momentów (GMM) opisaną w pracach Arellano i Bonda (1991) dla modeli dynamicznych oraz Arellano i Bovera (1995) dla modeli statycznych ze składnikiem losowym nieortogonalnym względem zmiennych objaśniających. Zastosowane podejście polega ona na wykorzystaniu indywidualnych macierzy instrumentów dla każdego badanego okresu i maksymalizację zbioru informacji dostępnej na podstawie instrumentów. Do wyznaczenia macierzy wag w funkcji kryterium estymatora GMM zastosowano, polecaną w literaturze modeli ekonometrycznych tej klasy, macierz kwadratową H , dla której elementy głównej przekątnej są równe 2, natomiast elementy subdiagonalne są równe -1, a pozostałe elementy macierzy H są równe 0.

4.4. Strategia doboru optymalnego zbioru instrumentów

Odpowiedni dobór rzędu opóźnień zmiennych instrumentalnych w konstrukcji rozszerzonej macierzy instrumentów ma bardzo istotne znaczenie w aplikacji metody Arellano-Bonda. Istotność i jakość zbioru instrumentów można testować przy pomocy testu Sargana (*overidentification test*). Wartość funkcji kryterium J metody GMM pod warunkiem odpowiedniego zestawu instrumentów ma rozkład χ^2 ze stopniem swobody równym ilości warunków ortogonalizujących pomniejszonej o liczbę estymowanych parametrów (por. Arellano, Bond, 1991). Przyjęcie hipotezy zerowej oznacza, iż zbiór instrumentów jest odpowiednio dobrany. W przypadku wyboru pomiędzy dwoma modelami różniącymi się zbiorem użytych instrumentów można posłużyć się statystyką C (*distance difference*), która mierzy odległość pomiędzy wartościami funkcji kryterium J obu modeli. Różnica ta ma również rozkład χ^2 ze stopniami swobody równymi różnicy pomiędzy stopniami swobody indywidualnych statystyk J . Przyjęcie hipotezy zerowej oznacza, iż oba modele nie różnią się od siebie w sposób istotny.

Ze względu na relatywnie dużą liczbę modeli do oszacowania (osobny model dla każdej z rozpatrywanych gałęzi) zdecydowano się przyjąć spójną strategię doboru rzędu opóźnień użytych do budowy rozszerzonej macierzy instrumentów w oparciu o testy J Sargana oraz statystyki różnic C . Punktem wyjścia jest estymacja modelu o instrumentach opóźnionych o co najmniej 2 okresy. W przypadku pozytywnego zweryfikowania hipotezy o odpowiednim zbiorze instrumentów (model nie jest nadmiernie zidentyfikowany), estymowany jest model rozszerzony, o zbiorze instrumentów opóźnionych o co najmniej 1 okres. Następnie jest on testowany przy pomocy statystyki J oraz porównywany z modelem poprzednim na podstawie testu C . Procedura jest kontynuowana (z użyciem również przyspieszonych wartości instrumentów) aż do znalezienia zestawu instrumentów, który nadmiernie identyfikuje model. W tym przypadku model wynikowy jest ostatnim modelem, który przeszedł pozytywnie testy J i C . Jeżeli natomiast w punkcie wyjścia (przy estymacji modelu z instrumentami opóźnionymi o co najmniej 2 okresy), test J wskazał, iż zbiór instrumentów jest zbyt obszerny, minimalne opóźnienie jest skracane o jedno opóźnienie do maksymalnie 5. W przypadku dalszych problemów z doбором instrumentów, skracany jest maksymalny okres opóźnienia do 4 lat i testowane są specyfikacje z mniejszym zestawem zmiennych instrumentalnych.

Druga część strategii doboru instrumentów, związana ze skracaniem opóźnień zmiennych instrumentalnych, jest zdecydowanie mniej pożądana. Okazała się ona jednak konieczna w wielu przypadkach, co może wpływać negatywnie na precyzję szacunków. W warunkach gospodarki polskiej i w badanym okresie, którego część wciąż obejmuje okres przekształceń w strukturze gospodarki, zawartość informacyjna mocno opóźnionych instrumentów do opisu bieżących zjawisk może być ograniczona, co najprawdopodobniej tłumaczy relatywnie częste przypadki ograniczania zbioru instrumentów.

Przy ocenie statystycznej estymowanych modeli ekonometrycznych należy ponadto zwrócić uwagę na testy istotności autokorelacji reszt modelu. O ile autokorelacja pierwszego rzędu jest spodziewana w modelach tej klasy, o tyle występowanie istotnej statystycznie autokorelacji rzędu drugiego może wskazywać na dodatkowe problemy w zbiorze zmiennych instrumentalnych. Autokorelacja reszt może wskazywać na zbyt silną reakcję produkcji w stosunku do zaangażowanych czynników produkcji (w szczególności nakładu pracy, gdyż w badaniu jest on mierzony liczbą pracujących, a nie liczbą przepracowanych godzin) w reakcji na szoki o charakterze cyklicznym. Występowanie istotnej statystycznie autokorelacji (rzędu 2-go) reszt może zatem wskazywać na dodatnie obciążenie otrzymanych estymatorów.

5. Marże i elastyczności skali

5.1. Opis otrzymanych wyników estymacji

Wyniki estymacji równania (11) znajdują się w tabeli 2. Obok estymatorów marż^{***} i efektów skali w nawiasach podano odchylenia standardowe. Podano również statystyki testowe Sargana oraz statystyki autokorelacji reszt do rzędu drugiego włącznie. W tabeli znajduje się również zastosowany dla danej gałęzi zakres opóźnień (przyspieszeń, ze znakiem ujemnym) dla zmiennych instrumentalnych.

Większość estymacji przeprowadzono dla gałęzi opisanych dwucyfrową klasyfikacją PKD. Jednakże, ze względu na duże zróżnicowanie niektórych gałęzi oraz problemy natury ekonometrycznej, zdecydowano się estymacje w węższych grupach PKD lub też łączenie podobnych gałęzi. Dla przykładu, połączono przemysł włókienniczy ze skórzanym (17 i 19)^{†††}. Z kolei w przypadku produkcji pozostałego sprzętu transportowego (który jest na tyle heterogeniczny, że szacowany model okazał się zbyt restrykcyjny) zdecydowano się oddzielnie badać przedsiębiorstwa produkujące motocykle i rowery. Podobna sytuacja dotyczy przemysłu chemicznego, sprzedaży pojazdów mechanicznych i paliw, a także usług telekomunikacyjnych.

Szacunki obu parametrów są bardzo precyzyjne, na co wskazują bardzo niskie błędy standardowe. Testy diagnostyczne Sargana wskazują na dobrą specyfikację instrumentowanego modelu w większości badanych gałęzi. Jedynie w przypadku działalności wydawniczej, produkcji wyrobów chemicznych, gumowych i z tworzyw sztucznych, a także mebli, produkcji energii elektrycznej, rozprowadzaniu wody oraz handlu detalicznym, nie udało się znaleźć odpowiedniego zbioru instrumentów. W przypadku tych gałęzi, szacunki należy traktować z dużą ostrożnością. Jak wspomniano w rozdziale 4.4, istotnie różne od zera współczynniki autokorelacji rzędu drugiego mogą wskazywać na obciążenie uzyskanych estymatorów, co dotyczy np. produkcji artykułów spożywczych i napojów, przemysłu drzewnego czy handlu i transportu.

^{***} Przedstawione wyniki dotyczą stosunku ceny do kosztów krańcowych, zatem wielkość marży można wyznaczyć poprzez odjęcie od wartości estymatora liczby 1.

^{†††} Ponadto, w przypadku przemysłów lekkich (17-19), próba została skrócona do lat 1999-2004. Wyniki estymacji na pełnej próbie oraz zachowanie się produkcji sprzedanej w tych działach sugerują, iż przemysły te były silnie dotknięte kryzysem rosyjskim w 1998 roku.

Tabela 2 Wyniki estymacji współczynników marż i elastyczności skali

PKD	Nazwa	Marża	Skala	Sargan	AR(1)	AR(2)	Opóźnienia	Obs.
15-36	Przetwórstwo przemysłowe	1.10 (0.03)	1.03 (0.02)	67.14	-42.42 **	0.21	8 ÷ 0	46073
15	Artykuły spożywcze i napoje	1.10 (0.02)	1.04 (0.02)	105.41	-40.02 **	-2.92 **	8 ÷ 0	9503
16	Wyroby tytoniowe	1.70 (0.11)	0.87 (0.05)	32.73	0.34	-1.73	2 ÷ 4	73
18	Odzież i wyroby futrzarskie	1.01 (0.03)	1.01 (0.02)	55.79	-11.07 **	-1.71	5 ÷ 1	2807
17,19	Włókiennictwo i wyroby skórzane	1.09 (0.04)	1.12 (0.02)	51.44	-12.66 **	-1.42	5 ÷ 2	4970
20	Drewno i wyroby z drewna	1.24 (0.05)	0.94 (0.06)	51.19	-6.11 **	-4.38 **	8 ÷ 3	1954
21	Papier i wyroby z papieru	1.22 (0.05)	1.11 (0.04)	50.93	-8.06 **	-0.53	8 ÷ 2	917
22	Działalność wydawnicza i poligrafia	1.05 (0.08)	1.12 (0.06)	43.59 *	-9.39 **	-0.94	2 ÷ 1	1438
23	Koks, ropa naftowa, paliwa jądrowe	1.09 (0.03)	0.95 (0.02)	60.18	-1.99 *	1.06	4 ÷ 1	121
24 [#]	Chemikalia	1.04 (0.04)	1.11 (0.03)	56.10 *	-7.51 **	-0.43	8 ÷ 3	857
245	Środki myjące i czyszczące	1.05 (0.05)	0.98 (0.05)	50.46	-3.21 **	-4.68 **	8 ÷ 3	483
25	Wyroby gumowe i z tw. sztucznych	1.08 (0.07)	1.00 (0.03)	44.04 *	-10.47 **	0.36	8 ÷ 4	2606
26	Wyroby z sur. niemetalicznych	1.16 (0.05)	1.10 (0.03)	60.60	-14.61 **	0.75	8 ÷ 2	2719
27	Metale	1.04 (0.05)	1.10 (0.05)	57.51	-5.88 **	0.81	8 ÷ 2	856
28	Metalowe wyroby gotowe	1.08 (0.10)	1.04 (0.06)	22.45	-12.71 **	-1.87	8 ÷ 5	4077
30	Maszyny biurowe i komputery	1.00 (0.04)	0.90 (0.04)	70.14	-2.31 *	-1.51	8 ÷ 1	63
32	Sprzęt RTV i telekomunikacyjny	1.06 (0.04)	1.01 (0.03)	70.44	-6.47 **	-0.35	8 ÷ 0	581
30-33	Aparatura elektryczna	0.97 (0.05)	0.90 (0.05)	59.89	-10.25 **	0.20	8 ÷ 2	1440
34	Pojazdy mechaniczne, przyczepy	1.07 (0.06)	0.97 (0.04)	40.79	-10.48 **	3.23 **	8 ÷ 3	1287
35	Pozostały sprzęt transportowy	0.76 (0.10)	0.86 (0.12)	50.66	-8.20 **	2.15 *	8 ÷ 3	759
354	Motocykle i rowery	1.00 (0.07)	0.98 (0.06)	44.66	-3.14 **	2.87 **	4 ÷ 2	91
361	Meble	1.08 (0.05)	1.04 (0.04)	134.43 **	-8.98 **	-0.68	8 ÷ 2	2251
40	Energia elektryczna, woda i gaz	0.90 (0.03)	1.09 (0.03)	168.62 **	-11.92 **	2.00 *	8 ÷ 2	2401
41	Pobór, rozprowadzanie wody	0.94 (0.06)	0.91 (0.04)	62.17 *	-8.12 **	-0.99	8 ÷ 3	1500
50-74	Usługi rynkowe	1.01 (0.02)	1.00 (0.01)	87.06	-34.21 **	-5.07 **	8 ÷ 0	40576
50	Sprzedaż poj. mechanicznych i paliw	1.02 (0.01)	1.00 (0.01)	118.64	-7.98 **	0.86	8 ÷ -8	2720
505	Sprzedaż det. paliw	1.07 (0.04)	1.01 (0.03)	25.03	-0.55	0.06	8 ÷ 2	423
51	Handel hurtowy i komisowy	1.05 (0.01)	1.00 (0.01)	167.09	-38.81 **	-1.31	8 ÷ -8	10537
52	Handel detaliczny	1.05 (0.01)	1.02 (0.01)	155.32 **	-23.31 **	-5.94 **	8 ÷ 2	10590
60-62	Transport	0.96 (0.02)	0.96 (0.01)	123.54	-12.05 **	-4.38 **	8 ÷ -1	4135
64	Poczta i telekomunikacja	0.54 (0.09)	0.78 (0.06)	75.97	0.29	-0.59	4 ÷ 0	195
6420	Telefonia stacjonarna i komórkowa	1.06 (0.34)	1.02 (0.39)	2.21	-0.46	-0.19	4 ÷ 3	46
71,74	Usługi dla biznesu	0.83 (0.04)	0.99 (0.01)	55.00	-15.35 **	-1.04	4 ÷ 1	8786

* istotne na poziomie 5 procent, ** 1 procent. Odchylenia standardowe w nawiasach.

zawiera sekcje 241, 242, 243, 246, 247

Tabela 3 zawiera wyniki testów restrykcji odpowiadającym długookresowym relacjom ekonomicznym. Wnioskowanie oparte jest na 90-procentowym przedziale ufności. Pierwszy z testów ($P > MC$) dotyczy występowania dodatnich marż monopolistycznych i jest w dużej mierze testem występowania konkurencji niedoskonałej (dzieje się tak w sytuacji, gdy współczynnik jest istotnie większy od jedności). Test $P = AC$ dotyczy restrykcji równości współczynnika marży i elastyczności skali, co jest równoznaczne z występowaniem zerowych zysków (por. rysunek 1). Na podstawie testu na występowanie stałych korzyści skali (elastyczność skali równa jedności), opracowano kolumny tabeli zatytułowane IRS i DRS (odpowiednio rosnące lub malejące korzyści skali).

Tabela 3 Wyniki testów restrykcji ekonomicznych

PKD	Nazwa	Marża	Skala	P>MC	P=AC	IRS	DRS
15-36	Przetwórstwo przemysłowe	1.10	1.03	TAK		TAK	
15	Artykuły spożywcze i napoje	1.10	1.04	TAK		TAK	
16	Wyroby tytoniowe	1.70	0.87	TAK			TAK
18	Odzież i wyroby futrzarskie	1.01	1.01		TAK		
17,19	Włókiennictwo i wyroby skórzane	1.09	1.12	TAK	TAK	TAK	
20	Drewno i wyroby z drewna	1.24	0.94	TAK			
21	Papier i wyroby z papieru	1.22	1.11	TAK		TAK	
22	Działalność wydawnicza i poligrafia	1.05	1.12		TAK	TAK	
23	Koks, ropa naftowa, paliwa jądrowe	1.09	0.95	TAK			TAK
24 [#]	Chemikalia	1.04	1.11			TAK	
245	Środki myjące i czyszczące	1.05	0.98		TAK		
25	Wyroby gumowe i z tw. sztucznych	1.08	1.00				
26	Wyroby z sur. niemetalicznych	1.16	1.10	TAK	TAK	TAK	
27	Metale	1.04	1.10		TAK	TAK	
28	Metalowe wyroby gotowe	1.08	1.04		TAK		
30	Maszyny biurowe i komputery	1.00	0.90				TAK
32	Sprzęt RTV i telekomunikacyjny	1.06	1.01		TAK		
30-33	Aparatura elektryczna	0.97	0.90				TAK
34	Pojazdy mechaniczne, przyczepy	1.07	0.97				
35	Pozostały sprzęt transportowy	0.76	0.86		TAK		
354	Motocykle i rowery	1.00	0.98		TAK		
361	Meble	1.08	1.04	TAK	TAK		
40	Energia elektryczna, woda i gaz	0.90	1.09			TAK	
41	Pobór, rozprowadzanie wody	0.94	0.91		TAK		TAK
50-74	Usługi rynkowe	1.01	1.00		TAK		
50	Sprzedaż poj. mechanicznych i paliw	1.02	1.00	TAK			
505	Sprzedaż det. paliw	1.07	1.01	TAK	TAK		
51	Handel hurtowy i komisowy	1.05	1.00	TAK			
52	Handel detaliczny	1.05	1.02	TAK		TAK	
60-62	Transport	0.96	0.96		TAK		TAK
64	Poczta i telekomunikacja	0.54	0.78				TAK
6420	Telefonia stacjonarna i komórkowa	1.06	1.02		TAK		
71,74	Usługi dla biznesu	0.83	0.99				

Istotność testów na poziomie 10 procent.

[#] zawiera sekcje 241, 242, 243, 246, 247. P - cena, MC - koszt krańcowy,

AC - koszt przeciętny, IRS - rosnące przychody skali, DRS - malejące przychody skali

Kombinacje testowanych restrykcji odpowiadają określonym strukturom rynku. Jeżeli nieprawdą jest, iż $P > MC$, wskazuje to na występowanie struktury rynku zbliżonej do konkurencji doskonałej (jeżeli dodatkowo spełniony jest warunek $P = AC$, jest to równowaga długookresowa z zerowymi zyskami). Sytuację taką można zaobserwować w przypadku przemysłów: odzieżowego, produkcji środków myjących i czyszczących, sprzętu RTV, motocykli i rowerów, a także agregatu usług rynkowych. W przypadku, gdy spełnione są relacje $P = AC$ oraz $P > MC$, struktura rynku odpowiada konkurencji monopolistycznej (zerowe zyski w długim okresie). Relacje te są spełnione w przemyśle włókienniczym i skórzanym, produkcji wyrobów niemetalicznych, mebli, oraz w usługach sprzedaży detalicznej paliw.

Jeżeli spełniony jest warunek $P > MC$, a warunek $P = AC$ nie jest spełniony, wskazuje to na występowanie oligopolistycznej struktury rynku, zwłaszcza jeżeli występują rosnące przychody skali. Ta struktura rynku występuje w agregacie przetwórstwa przemysłowego oraz przemysłach: spożywczym, tytoniowym, drzewnym, papierniczym, paliwowym, sprzedaży pojazdów mechanicznych oraz handlu hurtowym i detalicznym. Rosnące przychody skali występują w 9 z 31 badanych gałęzi. Z kolei malejące przychody skali występują w 6 gałęziach.

W porównaniu do agregatu usług rynkowych, w przetwórstwie przemysłowym występuje znacznie wyższa marża, wynosząca około 10%. W przeciwieństwie do usług, występują w tej sekcji rosnące przychody skali (współczynnik korzyści skali nie jest duży, ale statystycznie istotny). Przy interpretacji tych wyników (w szczególności niskich marż w handlu) należy pamiętać, iż marża zdefiniowana jest jako różnica pomiędzy ceną a kosztem krańcowym wszystkich czynników produkcji. Popularny pogląd o wysokich marżach w handlu dotyczy narzutu na koszt zakupu towarów i nie uwzględnia kosztów czynników pierwotnych. Ponadto, ze względu na zastosowanie funkcji produkcji, użyta metoda może być użyteczna w opisie procesów ekonomicznych zachodzących w usługach.

Warto zwrócić uwagę na wyniki dla kilku gałęzi. W przypadku produkcji wyrobów tytoniowych obserwujemy bardzo wysokie marże (70%) przy jednocześnie silnie malejących korzyściach skali. W przemyśle chemicznym, który jest relatywnie heterogeniczny, obserwujemy występowanie rosnących przychodów skali w tzw. chemii ciężkiej (choć szacunki wskazują na występowanie ujemnych zysków), przy jednoczesnym braku korzyści skali oraz dodatnich narzutach na koszt krańcowy w tzw. chemii lekkiej. Ujemne marże szacowane są dla tzw. przemysłów użyteczności publicznej (40 i 41). Może wynikać to z faktu, że ceny produktów przedsiębiorstw w tych gałęziach są regulowane, a model teoretyczny zakłada występowanie mechanizmów rynkowych. Ponadto, w przypadku wytwarzania energii elektrycznej, wody i gazu występują rosnące korzyści skali, co wydaje się zgodne z intuicją.

O ile w agregacie sprzedaży pojazdów mechanicznych i paliw nie obserwujemy wysokich marż monopolistycznych, o tyle w grupie sprzedaży paliw detalicznych, marża jest wyższa i wynosi około 7% (podobny poziom marż - 9% - obserwujemy w produkcji paliw). Wątpliwości budzą wyjątkowo niskie szacunki marż i przychodów skali dla sektora telekomunikacyjnego (64). Może to wynikać z dużej heterogeniczności usług dostarczanych przez ten sektor. Szacunki marż dla węższej grupy telefonii stacjonarnej i komórkowej

wskazują na dodatnią marżę i niewielkie rosnące przychody skali. Precyzja szacunków nie jest w tym przypadku zadowalająca, ze względu na niewielką liczbę obserwacji.

Relatywnie wysokie estymatory marż monopolistycznych (co najmniej 10%) uzyskano dla przemysłów: spożywczego, tytoniowego, drzewnego i papierniczego oraz produkcji wyrobów z surowców niemetalicznych. W żadnym z badanych grup przedsiębiorstw usługowych nie zanotowano marż przekraczających 10%. Trudne do interpretacji wyniki ujemnych marż (estymatory marż mniejsze od jedności) zanotowano w kilku gałęziach. W przypadku przedsiębiorstw produkujących aparaturę elektryczną, negatywny punktowy szacunek marży nie jest istotnie różny od 0 (jednocześnie narzut ponad koszt przeciętny jest dodatni). Dla pozostałych gałęzi z ujemnymi marżami (pozostały sprzęt transportowy, świadczenie usług transportowych, telekomunikacyjnych oraz usług dla biznesu) bardzo trudno znaleźć akceptowalne ekonomicznie wytłumaczenie wyników estymacji (w przypadku usług transportowych zyski są zerowe lecz wyniki wskazują na ustalanie cen poniżej kosztu krańcowego). Niezgodne z teorią ekonomii wyniki mogą być spowodowane nadmierną heterogenicznością opisywanych gałęzi oraz słabym dopasowaniem modelu teoretycznego do charakterystyki badanych gałęzi.

5.2. *Dyskusja wyników badania*

Porównanie indeksów Lenera z tabeli 1. oraz wysokości wyestymowanych marż z tabeli 2. wskazuje na relatywnie silny związek pomiędzy tymi wielkościami. W większości przypadków gałęzie o wysokich marżach charakteryzują się także wysokim indeksem Lenera (np. przemysły tytoniowy, drzewny i papierniczy). Podobny związek zachodzi też dla niskich poziomów marż i indeksów Lenera (np. przedsiębiorstwa handlowe oraz produkcji pozostałego sprzętu transportowego).

Tabela 4 przedstawia współczynniki korelacji Pearsona pomiędzy różnymi miernikami struktury rynkowej a otrzymanymi estymatorami (górny panel dotyczy całej badanej zbiorowości, natomiast dolny – przetwórstwa przemysłowego). Zmienne zatytułowane $P > MC$, IRS, DRS, $P = AC$ są zmiennymi zerojedynkowymi odpowiadającymi tym relacjom (por. tabela 3). Analiza korelacyjna potwierdza silny związek indeksów Lenera z estymatorami marż (oraz zmiennej $P > MC$). Relatywnie wysoka negatywną korelację można zaobserwować pomiędzy estymatorami skali (lub zmiennymi IRS i DRS) a dwoma obliczonymi współczynnikami Herfindahla. Można to wytłumaczyć faktem, iż badan próba zawiera przedsiębiorstwa większe (zatrudniające powyżej 50 pracowników), które mają

większe prawdopodobieństwo znalezienia się w obszarze malejących przychodów skali, co nie wyklucza występowania rosnących przychodów skali w mniejszych przedsiębiorstwach^{***}. Intuicja ekonomiczna wskazywałaby na dodatnią zależność między koncentracją a występowaniem rosnących przychodów skali ze względu na większe bariery wejścia do gałęzi. Podobne wnioski można otrzymać obserwując ujemną zależność między

Tabela 4 Analiza korelacyjna

	MES	P>MC	IRS	DRS	PC=AC	Marża	Skala	Lerner	Herfindahl3	Herfindahl4
MES	1.00									
P>MC	0.07	1.00								
IRS	-0.06		1.00							
DRS	0.38			1.00						
P=AC	-0.44				1.00					
Marża	0.52					1.00				
Skala	-0.21						1.00			
Lerner	0.59	0.11	-0.06	0.31	-0.06	0.68	-0.12	1.00		
Herfindahl3	0.48	-0.08	-0.21	0.56	-0.17	0.08	-0.35	0.17	1.00	
Herfindahl4	0.46	-0.12	-0.12	0.48	-0.20	0.04	-0.24	0.14	0.95	1.00

Wszystkie badane sektory (poza 64), współczynniki korelacji liniowej Pearsona

P - cena, MC - koszt krańcowy, AC - koszt przeciętny, IRS - rosnące przychody skali, DRS - malejące przychody skali

	MES	P>MC	IRS	DRS	PC=AC	Marża	Skala	Lerner	Herfindahl3	Herfindahl4
MES	1.00									
P>MC	0.19	1.00								
IRS	-0.20		1.00							
DRS	0.57			1.00						
P=AC	-0.48				1.00					
Marża	0.58					1.00				
Skala	-0.36						1.00			
Lerner	0.74	0.46	0.00	0.40	-0.30	0.91	-0.14	1.00		
Herfindahl3	0.48	0.01	-0.28	0.75	-0.28	0.00	-0.45	0.09	1.00	
Herfindahl4	0.47	-0.06	-0.19	0.71	-0.31	-0.08	-0.34	0.07	0.95	1.00

Przetwórstwo przemysłowe, współczynniki korelacji liniowej Pearsona

P - cena, MC - koszt krańcowy, AC - koszt przeciętny, IRS - rosnące przychody skali, DRS - malejące przychody skali

malejącymi korzyściami skali a minimalną efektywną skalą (MES). Należy mieć tutaj na uwadze niedoskonałość estymatora MES, który opiera się na przychodach firm, a nie na funkcji kosztów.

^{***} Współczynnik koncentracji Herfindahla jest wyraźnie niedoskonałym indykatorem struktury rynku, ponieważ jego korelacja z indeksem Lerner'a jest niemal zerowa. Może to wynikać z heterogeniczności produktów. Potencjalnym rozwiązaniem jest konstrukcja współczynnika Herfindahla na większym poziomie dezagregacji, co nie jest możliwe w niniejszym badaniu.

5.3. *Analiza wrażliwości*

Tabela 5. przedstawia wyniki analizy wrażliwości. Została ona przeprowadzona na agregacie przetwórstwa przemysłowego. Dotyczy z jednej strony konstrukcji zmiennych objaśniających w oparciu o różne definicje kapitału (mierzenie tego czynnika produkcji jest obarczone największym błędem i wymaga wielu założeń), a z drugiej – założenia stałości współczynników w czasie.

W specyfikacji podstawowej użyto miary strumienia usług kapitału opisanego w punkcie 3 i wyniki te pokrywają się z wynikami z tabeli 2. W specyfikacji nazwanej „Kapitał 1” jako miary kapitału użyto średni w danym okresie zasób majątku trwałego i wartości niematerialnych i prawnych dla danego przedsiębiorstwa. W specyfikacji 2 deprecjacja została policzona indywidualnie dla przedsiębiorstwa (w identyczny sposób, jak w specyfikacji podstawowej), natomiast za stopę zwrotu (również indywidualna dla firmy) przyjęto ważony stosunek zysku do kapitału własnego oraz stosunek płaconych przez firmę odsetek do wielkości łącznych zobowiązań. W specyfikacji 3 i 4 za stopę zwrotu przyjęto agregatową wielkość odpowiednio oprocentowania kredytów dla przedsiębiorstw oraz stopy zwrotu z 5-letnich obligacji rządowych. W obu tych specyfikacjach zastosowano natomiast wspólny sposób traktowania deprecjacji – przyjęto 2,5% stopę deprecjacji dla budynków, 13% dla maszyn, 25% dla środków transportu i 22% dla pozostałych składników majątku trwałego. Strumień usług majątku został oszacowany poprzez odpowiednia sumę poszczególnych składników majątku trwałego, podlegających odmiennej deprecjacji oraz tej same stopy zwrotu. Specyfikacja 5 używa indywidualnych stóp deprecjacji (opisanych w rozdziale 3), różni się natomiast od specyfikacji podstawowej stopą zwrotu – zamiast zwrotu z 5-letnich obligacji stosuje średnie oprocentowanie kredytów dla przedsiębiorstw. Dwa ostatnie wiersze przedstawiają wyniki estymacji dla dwóch podokresów – do roku 2000 i lata późniejsze.

Tabela 5 Analiza wrażliwości

Model	Marża	Skala	Sargan	AR(1)	AR(2)	Opóźnienia	Obs.
Specyfikacja podstawowa	1.10 (0.03)	1.03 (0.02)	67.14	-42.42 **	0.21	8 ÷ 0	46073
Kapitał 1	1.10 (0.03)	1.02 (0.02)	47.05	-37.06 **	0.38	8 ÷ 0	46074
Kapitał 2	1.07 (0.03)	0.96 (0.03)	53.36	-34.49 **	-0.59	8 ÷ 0	32099
Kapitał 3	1.11 (0.03)	1.02 (0.02)	57.61	-40.56 **	0.26	8 ÷ 0	46074
Kapitał 4	1.12 (0.03)	1.02 (0.02)	61.45	-41.74 **	0.21	8 ÷ 0	46074
Kapitał 5	1.10 (0.03)	1.03 (0.02)	67.14	-42.42 **	0.21	8 ÷ 0	46073
Rok <= 2000	1.10 (0.07)	0.99 (0.04)	18.92	-17.03 **	0.81	4 ÷ 1	22851
Rok > 2000	1.08 (0.02)	1.07 (0.01)	34.12	-35.03 **	2.36 **	4 ÷ 1	23218

Kapitał 1 - zasób majątku trwałego, Kapitał 2 - stopa zwrotu i deprecjacja liczona na poziomie przedsiębiorstw,
 Kapitał 3 - makroekonomiczna deprecjacja i stopa zwrotu (oprocentowanie kredytów dla przedsiębiorstw)
 Kapitał 4 - makroekonomiczna deprecjacja i stopa zwrotu (oprocentowanie 5-letnich obligacji rządowych)
 Kapitał 5 - indywidualna deprecjacja i makroekonomiczna stopa zwrotu (oprocentowanie kredytów dla przedsiębiorstw)

Stosowanie różnych miar kapitału nie wpływa w znacznym stopniu na wysokość otrzymanych estymatorów. W większości przypadków, otrzymane dla przetwórstwa szacunki marży są w granicach 10-12%. Estymatory korzyści skali wynoszą od 2% do 3%. Jedynym wyjątkiem jest specyfikacja używająca definicji 2. kapitału. W tym przypadku estymowana marża wynosi 7 procent, a estymator elastyczności skali wskazuje na malejące korzyści skali. Ta definicja usług kapitału wydaje się najmniej wiarygodna, ze względu na występowanie ujemnych wartości usług kapitału, co zmniejsza wielkość próby o ponad 25%.

Estymatory marż nie są bardzo wrażliwe na dobór podokresu badania, natomiast silnie zmienia się szacunek efektów skali. W pierwszym okresie estymatory wskazują na stałe korzyści skali, podczas gdy w latach późniejszych znaczenia rosnących korzyści skali jest znacznie większe (elastyczność skali wynosi 7%). Może być to związane z relatywnie silnym wzrostem przetwórstwa przemysłowego w tym okresie (szczególnie w jego ostatnich latach) i zwiększonej liczby przedsiębiorstw (zwiększenie się liczby mniejszych przedsiębiorstw wpływa dodatkowo na estymator elastyczności skali). Hipotezę tę wydaje się potwierdzać nieznaczny spadek zysków w drugim podokresie. Zmienność parametrów skali i marż monopolistycznych wydaje się być obiecującym tematem dalszych badań.

5.4. Porównanie wyników badań do podobnych szacunków przeprowadzonych dla innych krajów

Niestety, przedstawionych wyników badań (według wiedzy autorów) nie można skonfrontować z innymi wynikami dla Polski, ze względu na brak tych ostatnich. Możliwe jest jednak porównanie otrzymanych wyników z analogicznymi dla innych gospodarek.

Należy tutaj pamiętać, iż estymatory marż oparte na danych agregatowych (metodologie Halla, 1988 oraz Roegera, 1995) są zdecydowanie wyższe niż te oparte na danych indywidualnych (np. metodologia Klette, 1999 lub aplikacje metody Roegera na danych mikro).

W porównaniu do estymatorów otrzymanych w pracy Klette (1999) szacunki marż dla Polski są nieznacznie wyższe, natomiast największe różnice zachodzą w przypadku szacunków korzyści skali. W pracy Klette (1999) żaden z wyodrębnionych gałęzi przetwórstwa nie notuje rosnących korzyści skali, w przeciwieństwie do wyników otrzymanych dla polskiego przemysłu przetwórczego, gdzie duża część gałęzi charakteryzuje się rosnącymi korzyściami skali. Badanie Klette przeprowadzone było dla przemysłu norweskiego, gdzie można się spodziewać, iż większość przedsiębiorstw osiągnęła poziom minimalnej efektywnej skali i w związku z tym korzyści skali mają mniejsze znaczenia, w przeciwieństwie do relatywnie krótkiej historii gospodarki rynkowej w Polsce. Struktura oraz wysokość marż jest podobna jak w gospodarce polskiej (przykładowo: wysokie estymatory marż otrzymano dla przemysłu drzewnego i papierniczego a niskie dla przemysłu chemicznego oraz maszynowego).

Estymatory marż otrzymane w pracy Konignsa i in. (2003), opartej na danych indywidualnych dla przedsiębiorstw węgierskich i bułgarskich (według metodologii Rogera, przy założeniu stałych przychodów skali) są nieco wyższe niż w przypadku Polski. Wysokie estymatory marż w przemyśle bułgarskim otrzymano dla przemysłu tytoniowego, papierniczego, a niskie dla chemicznego, co jest zgodne z wynikami niniejszego badania. Estymatory otrzymane dla Rumunii są podobnego rzędu wielkości. Szacunki marż dla Węgier (Dobrinsky i in., 2004) są relatywnie wysokie, natomiast zastosowana metodologia pozwala również na szacunki efektów skali, które są stosunkowo zbliżone do uzyskanych dla gospodarki polskiej.

Praca Martinsa Scarpetty (1999) stanowi analizę porównawczą marż uzyskanych przy założeniu stałych efektów skali dla wybranych krajów Europy Zachodniej, Japonii i USA. Porównując wyniki otrzymane dla Polski z szacunkami dla Francji, Niemiec i Wielkiej Brytanii można stwierdzić, iż struktura i rząd wielkości marż w gospodarce polskiej jest zbliżona do obserwowanej w Wielkiej Brytanii. We Francji i Niemczech jednakże, szacowany poziom marż jest znacznie wyższy niż w Polsce. Może to wynikać z różnic zastosowanych metodologii, bowiem praca Martinsa i Scarpetty (1999) została oparta na danych zagregowanych.

6. Podsumowanie

W niniejszym badaniu oszacowano wielkość marż monopolistycznych oraz znaczenie korzyści skali w przetwórstwie przemysłowym oraz usługach rynkowych i przedsiębiorstwach użyteczności publicznej w gospodarce polskiej. Zastosowano metodę estymacji, przedstawioną w pracy Klette (1999), która pozwala na jednoczesne wyznaczenie narzutów ponad koszt krańcowy i elastyczności skali. Zastosowanie odpowiedniego zbioru zmiennych instrumentalnych oraz metody estymacji maksymalizującej zbiór informacji zawarty w instrumentach (Arellano i Bover, 1995) pozwala na wyeliminowanie problemu endogeniczności zmiennych objaśniających i eliminację wpływu wahań technologicznych na uzyskane wyniki.

Otrzymane wyniki wskazują na występowanie istotnych marż monopolistycznych w wielu gałęziach gospodarki oraz agregacie przetwórstwa przemysłowego. Porównanie szacunków marż z prostymi miarami zyskowności (indeks Lerner) oraz analiza korelacyjna wskazują na zbieżność otrzymanych wyników z faktycznym poziomem zysków w gospodarce polskiej. Zarówno sektorowa struktura marż, jak i ich wysokość są w dużej mierze zbieżne z podobnymi badaniami dla krajów Europy Zachodniej i innych krajów transformujących się. Marże monopolistyczne w przetwórstwie przemysłowych są wyraźnie wyższe niż w przedsiębiorstwach usługowych. Może to wskazywać na lepsze dopasowanie modelu opartego na funkcji produkcji do opisu procesów ekonomicznych w przedsiębiorstwach przemysłowych. Należy również pamiętać, że marża zdefiniowana została jako narzut na łączny koszt działalności przedsiębiorstwa.

Korzyści skali są zróżnicowane, ale ich znaczenie jest większe w przetwórstwie niż w usługach rynkowych. W 9 z 31 wyodrębnionych gałęzi występują rosnące przychody skali (malejące korzyści skali występują w 7 gałęziach). Malejące korzyści skali występują głównie w sektorach, gdzie przeciętny rozmiar przedsiębiorstwa jest duży.

Przeprowadzona analiza wrażliwości wskazuje na zadowalającą stabilność wyników. Zastosowanie alternatywnych definicji kapitału (strumienia usług lub zasobu) nie wpływa w znaczącym stopniu na wielkość estymatorów (ograniczonych do agregatu przetwórstwa przemysłowego). Wyniki szacunków na krótszych podokresach wskazują na możliwość zmienności zarówno marż, ale szczególnie efektów skali w ramach cyklu koniunkturalnego. Badanie zmienności marż w czasie jest obiecującym polem do dalszych analiz.

Bibliografia

- Baily, M., Hulten, C., Campbell, D., (1992), *Productivity dynamics in manufacturing plants*, Brookings Papers on Economic Activity, Microeconomics, s.187-249
- Jorgenson, D. W., Griliches, Z. (1967), *The explanation of productivity change*, Review of Economic Studies, Vol. 34, pages 249-83; przedruk w D W Jorgenson, *Productivity: volume 1: postwar U.S. economic growth*, Cambridge, MA: The MIT Press
- Oulton, N., Srinivasan, S., (2003), *Capital stocks, capital services and depreciation: an integrated framework*, Bank of England Working Paper, No. 192
- 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
- Hyde, C. E., Perloff, J. M., (1995), *Can market power be estimated?*, Review of Industrial Organization, No. 10
- Diewert, W. E., (1976), *Exact and superlative index numbers*, Journal of Econometrics 4
- Griliches, Z., Mairesse, J., (1998), *Production functions: The Search for Identification*, w: Steinar Strom (ed.): *The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press (Cambridge, UK)
- Dobrinsky, R., Körosi, G., Markov, N., Halpern, L., (2004), *Firms' Price Markups and Returns to Scale in Imperfect Markets: Bulgaria and Hungary*, William Davidson Institute Working Paper Number 710
- Konings, J., Vandenbussche, H. (2005), *Antidumping protection and markups of domestic firms*, Journal of International Economic, vol 65, 151-165
- 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*, William Davidson Institute Working Paper Number 603
- Arellano, M., Bond, S., (1991), *Some tests of specification for panel data" Monte Carlo evidence and an application to employment equations*, The Review of Economic Studies, no 58
- Arellano, M., Bover, O., (1995), *Another look at the instrumental variable estimation of error-components models*, Journal of Econometrics, no 68

Hall R.E., (1988), *The relation between price and marginal cost in U.S. industry*, Journal of Political Economy, vol. 96, no. 5

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

Martins J. O., Scarpetta, S., (1999), *The Levels and Cyclical Behaviour of Mark-ups Across Countries and Market Structures*, OECD Economic Department Working Papers, No. 213.