

Emilia GOSIŃSKA*

 0000-0002-5325-6144

Magdalena ULRICHS**

 0000-0002-9630-5460

Sektorowe funkcje produkcji – wnioski z modeli panelowych dla Polski

Streszczenie: Celem prezentowanego badania jest ocena wpływu poszczególnych form kapitału na kształtowanie się wartości dodanej brutto w poszczególnych sekcjach działalności gospodarczej w Polsce. W badaniu oszacowano parametry funkcji produkcji opisującej wpływ zmiennych reprezentujących kapitał rzeczowy oraz pracę na wartość dodaną brutto w Polsce. Jako narzędzie analizy przyjęto funkcję produkcji typu Cobba-Douglasa. Do estymacji wykorzystano dane panelowe dla poszczególnych województw obejmujące lata 2003–2015. Ze względu na skorelowanie zmiennych objaśniających ze składnikiem losowym zastosowano w pełni zmodyfikowaną metodę najmniejszych kwadratów. Wnioski z przeprowadzonego badania potwierdzają istnienie różnic pomiędzy wpływem poszczególnych czynników produkcji na wartość dodaną brutto w uwzględnionych sekcjach działalności gospodarczej. W większości sekcji elastyczności wartości dodanej brutto względem nakładów pracy są większe niż elastyczności względem środków trwałych oraz występuje istotny statystycznie postęp techniczno-organizacyjny. Dla wszystkich sekcji potwierdzono również statystyczną istotność występowania nieobserwowalnych, stałych efektów indywidualnych dla poszczególnych województw.

Słowa kluczowe: modele panelowe, sektorowe funkcje produkcji, FMOLS

Kody klasyfikacji JEL: C23, C51, E23

* Katedra Modeli i Prognoz Ekonometrycznych, Uniwersytet Łódzki, Polska, e-mail: emilia.gosinska@uni.lodz.pl

** Katedra Ekonometrii, Uniwersytet Łódzki, Polska, e-mail: magdalena.ulrichs@uni.lodz.pl

Artykuł złożony 21 października 2019 r., w wersji poprawionej nadesłany 7 stycznia 2020 r.,
zaakceptowany 15 stycznia 2020 r.

Sectoral Production Functions: Results from Panel Models for Poland

Abstract: The main aim of the study is to assess the impact of various forms of capital on the formation of gross value added in individual segments of the Polish economy. The parameters of production functions describing the impact of variables representing physical capital and labour on gross value added in Poland were estimated on the basis of the Cobb-Douglas function. Panel data for individual Polish provinces covering the 2003–2015 period were used for the estimation. Due to the possible correlation of explanatory variables with the random component, the parameters were estimated by a fully modified least squares method. The results of the study confirm the existence of differences between the impact of individual factors of production on gross value added in various segments of the Polish economy. In most segments, the elasticities of production with respect to labour are greater than the corresponding elasticities with respect to capital. Statistically significant technical and organisational progress was also confirmed. The statistical significance of unobservable fixed effects for individual provinces was also confirmed for all types of economic activity.

Keywords: panel models, sectoral production function, FMOLS

JEL classification codes: C23, C51, E23

Article submitted October 21, 2019, revision received January 7, 2020,
accepted for publication January 15, 2020.

Wprowadzenie

W związku z dostępnością danych na wysokim poziomie dezagregacji oraz rozwojem metod ekonometrycznych pozwalających na oszacowanie parametrów heterogenicznych modeli niestacjonarnych danych panelowych nastąpił rozwój badań empirycznych dotyczących estymacji funkcji produkcji [Pedroni, 2007; Eberhardt, Teal, 2012].

Dotychczasowe analizy funkcji produkcji prowadzone były na podstawie szeregów czasowych (dla danych zagregowanych lub dla wybranych sekcji działalności gospodarczej), jak również danych przekrojowych oraz danych przekrojowo-czasowych.

W polskiej literaturze badania na podstawie danych czasowych dotyczą głównie modelowania agregatowych funkcji produkcji, które uwzględnione są m.in. w makromodelach serii W oszacowanych w Zespole Modelowania Ekonometrycznego Uniwersytetu Łódzkiego [Welfe, 2002; Welfe, Florczak, 2009; Florczak, Świeczewska, Welfe, 2013; Karp, Welfe, 2017]. Zastosowanie jedynie zagregowanej funkcji produkcji w makromodelach ma jednak pewne ograniczenia aplikacyjne, ponieważ nie uwzględnia specyfiki poszczególnych sektorów działalności gospodarczej.

Analizy sektorowych funkcji produkcji prowadzone były dla nielicznych sekcji. Florczak, Świeczewska [2009] pokazali, na podstawie „klasycznej” dwuczynnikowej funkcji produkcji typu Cobba-Douglasa ze stałymi efektami skali, wpływ liczby pracujących oraz majątku trwałego na wartość dodaną brutto w sekcji nauki i edukacji¹. Równania te stanowiły część modelu W8D-2007 [Welfe, Florczak, 2009]. Analizę łącznej produktywności czynników produkcji dla sekcji przemysłu przetwórczego według stopnia zaawansowania techniki² pokazano w Świeczewska [2013]. Z kolei badania procesu produkcji w sektorze rolnictwa na podstawie danych jednostkowych dotyczących gospodarstw rolnych znaleźć można m.in. w Czekaj [2008], Marzec i in. [2019]³. Parametry funkcji produkcji dla spółek sektora budownictwo oszacował np. Batóg [2002]⁴. Na podstawie danych jednostkowych dotyczących przedsiębiorstw przemysłowych oraz usługowych Gradzewicz, Hagemeyer [2007] dokonali analiz korzyści skali, natomiast Górajski, Błażej [2020] oszacowali produktywność przedsiębiorstw niefinansowych.

W analizach na podstawie danych panelowych dane regionalne zazwyczaj wykorzystywane są do oceny wpływu poszczególnych form kapitału na wartość dodaną brutto ogółem na podstawie agregatowej funkcji produkcji typu Cobba-Douglasa oraz przy założeniu stałych efektów skali w badanych regionach. Badania te mają zastosowanie w szczególności w analizie łącznej produktywności czynników produkcji [Dańska-Borsiak, 2011a; 2011b; Dańska-Borsiak, Laskowska, 2013; Sulimierska, 2014; Tokarski i in., 2005] lub konwergencji gospodarczej regionów [Dańska-Borsiak, 2011a; Kliber, 2007].

W cytowanych artykułach, w których wykorzystano dane regionalne dla Polski, estymacji dokonano panelową metodą najmniejszych kwadratów z uwzględnieniem stałych efektów indywidualnych (zarówno w modelach statycznych, jak i dynamicznych). Należy zauważyć, że zastosowanie tego typu estymatorów często skutkuje zaniżonym oszacowaniem parametru elastyczności produkcji względem kapitału rzeczowego [Ackenberg i in., 2015].

Zastosowanie panelowej metody najmniejszych kwadratów z efektami losowymi (*random effects ols*) pozwala uzyskać oszacowania parametrów funkcji produkcji zgodne z oczekiwaniami [Lewandowski i in., 2018], jednak wyniki oszacowań parametrów funkcji produkcji mogą być obciążone ze względu na endogeniczność zmiennych objaśniających. W tym przypadku założenie

¹ Dla nauki oszacowanie elastyczności produkcji względem nakładów pracy wynosiło ok. 0,2, natomiast względem kapitału ok. 0,8. Dla edukacji odpowiednie oceny elastyczności wynosiły: względem nakładów pracy ok. 0,76, względem nakładów kapitału ok. 0,38.

² Założono stałe efekty skali, elastyczność produkcji względem kapitału w zależności od stopnia zaawansowania technologicznego wynosiła od ok. 0,45 do ok. 0,56.

³ Dla czteroczynnikowej funkcji produkcji oszacowanej na podstawie danych indywidualnych obejmujących gospodarstwa rolne otrzymano elastyczność względem kapitału w przedziale od ok. -0,04 do 0,036, względem pracy na poziomie ok. 0,27. Uwzględniając dodatkowo materiały i areal, otrzymano dodatnie efekty skali.

⁴ Dla firm sektora budowlanego uzyskano oszacowania elastyczności produkcji względem pracujących na poziomie od ok. 0,16 do ok. 0,53, natomiast względem kapitału od ok. 0,5 do ok. 0,72.

o nieskorelowaniu zmiennych egzogenicznych ze składnikiem losowym może nie być spełnione [Baltagi, Bresson i in., 2003; Kao, Chiang, 2000].

Uwzględniając powyższą argumentację oraz niestacjonarność szeregów wykorzystywanych w badaniu, do oszacowania sektorowych funkcji produkcji proponuje się wykorzystać w pełni zmodyfikowaną metodę najmniejszych kwadratów (*Fully Modified Ordinary Least Square* – FMOLS). Metodę FMOLS stosuje się do estymacji wektorów kointegrujących dla danych panelowych z uwzględnieniem heterogeniczności indywidualnych obiektów panelu. Parametry długookresowe są wyznaczane dla całego panelu, natomiast krótkookresowe dynamiki oraz stałe efekty indywidualne (*fixed effects*) są heterogeniczne. Estymatory FMOLS są asymptotycznie nieobciążane o rozkładach normalnych. Przy wykorzystaniu estymatora FMOLS wnioskowanie o zależnościach długookresowych jest niezależne od heterogenicznych dynamik krótkookresowych, które są charakterystyczne dla danych panelowych. Dodatkowo zastosowanie metody FMOLS nie wymaga spełnienia założenia o egzogeniczności zmiennych objaśniających.

Celem artykułu jest estymacja sektorowych funkcji produkcji dla 12 grup sekcji działalności gospodarczej na podstawie danych przekrojowo-czasowych dla polskich województw w latach 2003–2015. W przyjętej specyfikacji równań nie nałożono restrykcji o stałych efektach skali. Przeprowadzona analiza pozwala porównać wpływ czynników produkcji, takich jak liczba pracujących, nakłady brutto na środki trwałe, a także postęp techniczno-organizacyjny na wartość dodaną brutto w poszczególnych grupach sekcji działalności gospodarczej oraz zidentyfikować sekcje charakteryzujące się malejącymi lub stałymi efektami skali. W odróżnieniu od dotychczasowych badań do estymacji parametrów sektorowych modeli panelowych wykorzystano estymator FMOLS, który uwzględnia niestacjonarność wszystkich zmiennych, endogeniczność zmiennych objaśniających oraz heterogeniczność województw.

Struktura artykułu jest następująca. W pierwszej sekcji omówiono teoretyczne aspekty modelowania funkcji produkcji. Druga sekcja zawiera opis w pełni zmodyfikowanej metody najmniejszych kwadratów (FMOLS), w sekcji trzeciej przedstawiono dane statystyczne. Sekcja czwarta zawiera wyniki analiz empirycznych.

Modelowanie funkcji produkcji

Funkcja produkcji jest to relacja przyporządkowująca w ramach ustalonych warunków społeczno-ekonomicznych nakładom czynników produkcji rozmiary produkcji. Zagregowana funkcja produkcji to zatem funkcja odwzorowująca n nakładów produkcji w jeden produkt: $f: \mathbb{R}_+^n \rightarrow \mathbb{R}_+$. Lista czynników produkcji i warunków wytwarzania obejmuje m.in.: środki trwałe produkcyjne, zatrudnienie, a także szeroko rozumiane materiały, łącznie z energią i usługami obcymi oraz charakterystyki efektywności tych czynników (np. poziom techniczno-organizacyjny).

Podstawowa wersja modelu opisująca kształtowanie się produkcji uwzględnia dwa czynniki produkcji: pracę oraz kapitał, względem których zakłada się ograniczoną substytucyjność. Gospodarki mają naturalną, stałą tendencję do dążenia do stanu równowagi długookresowej, w którym stopa wzrostu produktu jest sumą egzogenicznego względem gospodarki postępu technicznego oraz stopy wzrostu zatrudnienia [Welfe, 2001; Welfe, 2004; Bal-Domańska, Pietrzak, 2014].

Przy założeniu, że została wybrana technologia i występuje pełne wykorzystanie czynników produkcji, można zapisać tzw. techniczną funkcję produkcji:

$$Y_{it} = f(K_{it}, P_{it}, QM_{it}, A_{it}, \theta, \varepsilon_{it}),$$

gdzie: Y_{it} – produkcja dodana (w cenach stałych), K_{it} – środki trwałe produkcyjne (w cenach stałych), P_{it} – nakłady pracy, QM_{it} – zużycie surowców, materiałów i energii, A_{it} – indywidualna łączna produktywność czynników produkcji, tzn. szeroko rozumianego poziomu techniczno-organizacyjnego, θ – wektor parametrów wyrażający cząstkową intensywność poszczególnych czynników produkcji, ε_{it} – składnik losowy, $i = 1, \dots, N$ – oznacza numer obiektu, $t = 1, \dots, T$ – zakres czasowy danych empirycznych.

W praktyce występuje tendencja do wykorzystywania najprostszych funkcji produkcji umożliwiających dołączenie dodatkowych zmiennych. Należy do nich m.in. dwuczynnikowa funkcja Cobba-Douglasa o stałych elastycznościach produkcji względem czynników produkcji, która dla danych przekrojowo-czasowych dana jest wzorem (1):

$$Y_{it} = B_i K_{it}^{\alpha_1} P_{it}^{\alpha_2} e^{\alpha_3 A_{it}} e^{\varepsilon_{it}}. \quad (1)$$

Po zlogarytmowaniu równanie (1) ma następującą postać określoną równaniem (2):

$$y_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_1 k_{it} + \alpha_2 p_{it} + \alpha_3 A_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

gdzie⁵: $\alpha_{i0} = \ln B_i$, $y_{it} = \ln Y_{it}$, $k_{it} = \ln K_{it}$, $p_{it} = \ln P_{it}$, ε_{it} – składnik losowy.

W analizach empirycznych przyjęto, że wartość produkcji mierzona jest poziomem wartości dodanej brutto. Kapitał rzeczowy aproksymowany jest wartością środków trwałych, natomiast nakłady pracy mierzone są liczbą pracujących.

Postęp techniczno-organizacyjny reprezentowany jest w modelu przez zmienną A_{it} , natomiast parametry α_1 i α_2 mają interpretację elastyczności. W praktyce oczekuje się zazwyczaj, żeby stopień homogeniczności (jednorodności) dążył do 1.

Z definicji postępu technicznego [Świeczewska, 2007] wynika, że efektem działania tego postępu jest każdy wzrost strumienia produktu, który nie

⁵ Małe litery oznaczają logarytmy zmiennych.

wynika z akumulacji kapitału oraz wzrostu nakładów pracy. Postęp techniczno-organizacyjny, który reprezentuje zmienna A_{it} , można aproksymować trendem. W analizach empirycznych w zależności od modelu zastosowano $A_{it} = t_i$ (trend liniowy) lub $A_{it} = f(t_i)$ (nieliniowa funkcja trendu).

W pełni zmodyfikowana metoda najmniejszych kwadratów (FMOLS)

Analiza danych generowanych przez procesy niestacjonarne wymaga zastosowania metod wnioskowania długookresowego wykorzystujących narzędzia kointegracji. Należy podkreślić, że w rozważanym modelu zgodny estymator panelowej metody najmniejszych kwadratów może być obciążony w przypadku występowania endogeniczności zmiennych objaśniających, czego nie można wykluczyć w przypadku modelowania funkcji produkcji. Endogeniczność nakładów czynników produkcji występuje zarówno w przypadku modelowania na podstawie danych jednostkowych, jak i agregatów. W pierwszym przypadku Akerberg i in. [2015] zwracają uwagę na fakt, że podstawowym problemem ekonometrycznego modelowania funkcji produkcji jest możliwość występowania determinant produkcji, które są nieobserwowalne podczas estymacji, ale są obserwowalne przez indywidualne podmioty gospodarcze (firmy)⁶, co prowadzi do obciążenia ocen parametrów szacowanych metodą najmniejszych kwadratów. Analogiczny problem endogeniczności pojawia się również dla danych zagregowanych [Mundlak, 1996], co wymaga zastosowania odpowiednich metod estymacji.

Jedną z metod niewymagających założenia o egzogeniczności zmiennych objaśniających było zastosowanie dla danych panelowych estymatora efektów stałych. W praktyce okazało się, że zazwyczaj oszacowania elastyczności produkcji względem nakładów kapitału są na nieakceptowalnie niskich poziomach [Akerberg i in., 2015]. Może to wynikać z przyjęcia założenia, że nieobserwowalne czynniki skorelowane z nakładami są stałe w czasie lub ze słabej jakości danych statystycznych [Griliches, Hausman, 1986].

Phillips oraz Hansen [1990] zaproponowali estymator eliminujący problem długookresowych korelacji pomiędzy zmiennymi objaśniającymi a składnikiem losowym ε_{it} . Pedroni [2000] zastosował powyższą metodologię dla heterogenicznych danych panelowych i zaproponował estymator w pełni zmodyfikowanej metody najmniejszych kwadratów (FMOLS), który jest asymptotycznie nieobciążonym estymatorem parametrów długookresowych [Phillips, Moon, 1999].

Rozważmy panelowe równanie kointegrujące dla $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$

$$y_{it} = X_{it}\beta + D1_{it}\gamma_{1i} + \varepsilon_{lit}, \quad (3)$$

⁶ Załóżmy, że składnik losowy $\varepsilon_{it} = \vartheta_{it} + \mu_{it}$ będzie zawierał część ϑ_{it} reprezentującą nieobserwowalny przez podmioty szok technologiczny oraz μ_{it} , która reprezentuje szok potencjalnie obserwowalny przez podmioty. Szok technologiczny, o ile jest on obserwowany przed decyzjami o zaangażowaniu czynników produkcji, może być zatem skorelowany ze zmianami w poziomach zmiennych objaśniających [Griliches, Mairesse, 1995].

w którym proces generujący wektor zmiennych objaśniających można zapisać w postaci równania:

$$X_{it} = D1_{it}\Gamma_{1i} + D2_{it}\Gamma_{2i} + u_{it} \quad (4)$$

$$\Delta u_{it} = \varepsilon_{2it}.$$

Macierz $D1_{it}$ zawiera zmienne wchodzące w skład zarówno wektora kointegrującego, jak i równania dla zmiennych objaśniających, natomiast macierz $D2_{it}$ zawiera zmienne deterministyczne, które nie występują w przestrzeni kointegrującej (por. równanie 4). Zauważmy, że relacja kointegrująca określona równaniem (3) jest homogeniczna względem obiektów. Dodatkowo specyfikacja (3) uwzględnia zmienne deterministyczne, które mogą aproksymować stałe efekty indywidualne (*fixed effects*) oraz trend. Proces stochastyczny $\varepsilon_{it} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1it} & \varepsilon_{2it} \end{bmatrix}$ jest stacjonarny. Długookresowa macierz kowariancji dla składników losowych $\varepsilon_{it} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1it} & \varepsilon_{2it} \end{bmatrix}$, gdzie ε_{1it} jest wektorem 1×1 , a ε_{2it} jest wektorem $1 \times K$ (K – liczba zmiennych objaśniających w modelu) ma postać $\Omega_i = E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{it}^T)$. W metodzie tej nie zakłada się egzogeniczności zmiennych objaśniających.

Algorytm obliczania estymatora FMOLS do oszacowania długookresowej macierzy wariancji-kowariancji oraz macierzy autokowariancji wykorzystuje reszty z modelu (3), którego parametry są estymowane panelową metodą najmniejszych kwadratów. Ostatecznie, wyżej wymienione oszacowane macierze wariancji-kowariancji i autokowariancji są użyte do wyznaczenia parametru korekty estymatora FMOLS [Pedroni, 2000]. W pełni zmodyfikowana metoda najmniejszych kwadratów cechuje się dobrymi własnościami małopróbkowymi [Pedroni, 1996; Kęłowski, 2007; 2017].

Podczas estymacji parametrów funkcji produkcji dla sekcji, w których występowało zjawisko zależności przestrzennej, uwzględniono dodatkowo korektę za pomocą oszacowanej dla obiektów długookresowej macierzy kowariancji.

Dane statystyczne

Analizę empiryczną w niniejszym badaniu przeprowadzono, wykorzystując dane statystyczne dotyczące regionów NTS 2 (województwa) Polski w podziale na sekcje działalności gospodarczej wg PKD 2007. Próba obejmowała lata 2003–2015.

Dane dotyczące wartości dodanej brutto w cenach stałych oraz środków trwałych w cenach stałych w podziale na sekcje działalności gospodarczej wg PKD 2007 w poszczególnych województwach w Polsce zostały opracowane w ramach projektu dotyczącego identyfikacji źródeł zróżnicowania regionalnego Polski [Lewandowski i in., 2018]. Problemy dotyczące szacowania spójnych metodologicznie danych oraz ich stopnia dezagregacji opisano

m.in. w Kotlewski [2017a; 2017b] oraz Błazej, Kotlewski [2016; 2018]. Dane uzyskane bezpośrednio z Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego według sekcji PKD i województw to pracujący w sektorze przedsiębiorstw oraz środki trwałe brutto w cenach ewidencyjnych. Dane statystyczne wykorzystane w niniejszej analizie mają charakter unikatowy.

W dalszych analizach modele objaśniające wartość dodaną brutto oszacowano dla 12 grupowań rodzajów działalności (sekcji), na które składają się czynności związane ze sobą z punktu widzenia tradycyjnie ukształtowanego, ogólnego podziału pracy [Doniec, 2017].

Przyjęto następujące oznaczenia oraz definicje zmiennych:

- Y_sekcja_t – wartość dodana brutto (w mln PLN) ceny stałe z roku 2010, sekcje wg PKD 2007,
- K_sekcja_t – środki trwałe (w mln PLN), ceny stałe z roku 2010, sekcje wg PKD 2007,
- P_sekcja_t – pracujący (w osobach), sekcje wg PKD 2007.

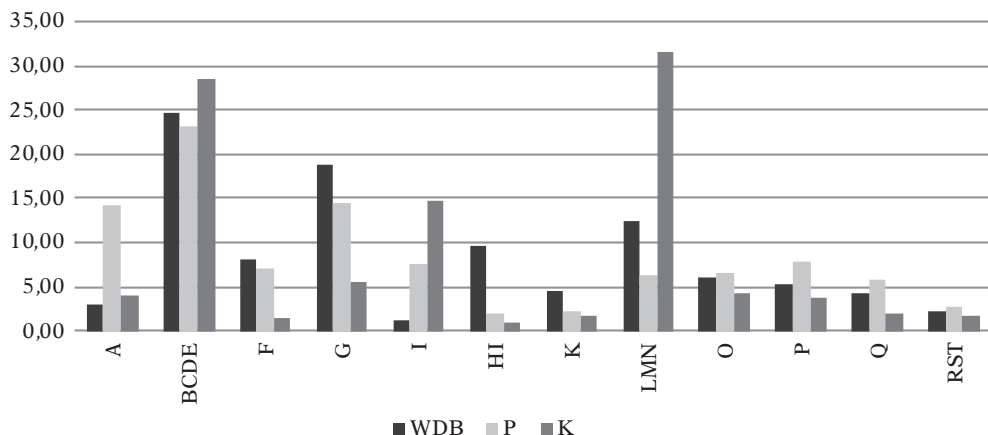
Tabela 1 przedstawia wykaz uwzględnionych w dalszych analizach sekcji.

Tabela 1. Podział na grupy sekcji wg PKD 2007

Sekcje	Opis
A	Rolnictwo, leśnictwo, łowiectwo i rybactwo
BCDE	Górnictwo i wydobywanie; przetwórstwo przemysłowe; wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, parę wodną i powietrze do układów klimatyzacyjnych; dostawa wody; gospodarowanie ściekami i odpadami oraz działalność związana z rekultywacją
F	Budownictwo
G	Handel hurtowy i detaliczny; naprawa pojazdów samochodowych i motocykli
HJ	Transport i gospodarka magazynowa; informacja i komunikacja
I	Działalność związana z zakwaterowaniem i usługami gastronomicznymi
K	Działalność finansowa i ubezpieczeniowa
LMN	Działalność związana z obsługą rynku nieruchomości; działalność profesjonalna, naukowa i techniczna; działalność w zakresie usług administrowania i działalność wspierająca
O	Administracja publiczna i obrona narodowa; obowiązkowe zabezpieczenia społeczne
P	Edukacja
Q	Opieka zdrowotna i pomoc społeczna
RST	Działalność związana z kulturą, rozrywką i rekreacją; pozostała działalność usługowa; gospodarstwa domowe zatrudniające pracowników; gospodarstwa domowe produkujące wyroby i świadczące usługi na własne potrzeby

Źródło: opracowanie własne na podstawie Doniec [2007].

Rysunek 1 przedstawia strukturę analizowanych zmiennych w poszczególnych sekcjach w latach 2003–2015.

Rysunek 1. Udziały sekcji w: WDB ogółem, liczbie pracujących ogółem, środkach trwałych ogółem (w %)

Źródło: opracowanie własne.

Najwyższe udziały w tworzeniu WDB ma grupa sekcji BCDE (24,74%), jednocześnie cechuje się ona najwyższym udziałem liczby pracujących (23,11%) oraz wysokim udziałem środków trwałych (28,52%). Grupę sekcji BCDE można utożsamiać z przetwórstwem przemysłowym (sekcja C), które w badanym okresie generowało ok. 80% wartości dodanej brutto tej grupy⁷. Najwyższy udział w środkach trwałych ma sekcja LMN (31,51%). Wskaźniki struktury przedstawione powyżej cechują się względną stabilnością w czasie, co potwierdzają wykresy odpowiednich udziałów dla poszczególnych sekcji zamieszczone w załączniku (rysunki 3 i 4 w załączniku).

Relację pomiędzy środkami trwałymi a liczbą pracujących w badanym okresie pokazano na rysunku 5 (w załączniku). Najwyższe wartości technicznego uzbrojenia pracy są w badanym okresie w sekcji LMN, HJ oraz BCDE.

Na rysunku 6 (w załączniku) pokazano strukturę tworzenia wartości dodanej brutto przez poszczególne sekcje. Wartość dodana brutto w sekcji BCDE cechuje się najszybszą dynamiką wzrostu, jednocześnie sekcja ta ma najwyższy udział w tworzeniu WDB (ok. 20%–28%). Udział sekcji G wykazuje tendencję malejącą (od ok. 20% do ok. 16%). Udziały pozostałych sekcji utrzymują się na stabilnych poziomach. Najniższy udział, nieprzekraczający 2%, ma sekcja I.

Struktura tworzenia WDB przez poszczególne sekcje w województwach w Polsce jest odzwierciedleniem struktury ogólnopolskiej. W każdym województwie najwyższe udziały mają wartości dodane tworzone w sekcjach BCDE oraz G. W województwie mazowieckim relatywnie wysoki udział mają również sekcje LMN oraz HJ.

⁷ Ze względu na brak wszystkich danych na wyższym poziomie dezagregacji nie jest możliwe wyodrębnienie sekcji C z grupy BCDE, jak również dezagregacja pozostałych grup sekcji.

Z punktu widzenia województw, które generują największą produkcję, zauważalna jest przewaga województwa mazowieckiego (rysunek 7 w załączniku), które wytwarza prawie 22% ogółu wartości dodanej brutto w Polsce. Województwo śląskie wytwarza ponad 12% WDB, natomiast udział pozostałych województw w tworzeniu WDB nie przekracza 10%. Podobne wnioski można sformułować dla liczby pracujących oraz wartości środków trwałych (rysunki 8 i 9 w załączniku).

Analiza procesów generujących badane zmienne, przeprowadzona za pomocą panelowych testów pierwiastka jednostkowego: Ima, Pesarana, Shina [2003], testów ADF i PP oraz testu Pesarana [2007] uwzględniającego dodatkowo zależność pomiędzy obiektami, wskazuje na ich niestacjonarność i zintegrowanie w stopniu pierwszym. W każdym przypadku przynajmniej trzy z czterech rozważanych testów wskazują na występowanie pierwiastka jednostkowego w procesie (tabela 4 w załączniku) dla przynajmniej dwóch zmiennych tworzących przestrzeń kointegrującą. Jednocześnie dla tych zmiennych można odrzucić hipotezę zakładającą występowanie podwójnych pierwiastków jednostkowych.

Wpływ czynników produkcji na wartość dodaną brutto – wnioski empiryczne

Na podstawie danych pochodzących z 16 województw dla lat 2003–2015 (szeregi przekrojowo-czasowe) w pierwszym kroku zweryfikowano istnienie relacji długookresowych wiążących badane zmienne. Wnioskowanie o kointegracji przeprowadzono za pomocą testów pierwszej generacji: Kao [1999] oraz Pedroniego [2004] typu ADF, a także testu drugiej generacji Pesarana [2007]. Test Kao dla wszystkich sekcji pozwala odrzucić hipotezę zerową o braku kointegracji. Dla większości sekcji, dla 10-procentowego poziomu istotności, testy Pedroniego potwierdzają występowanie związku długookresowego pomiędzy badanymi zmiennymi. Test CADF Pesarana jedynie dla grupy sekcji HJ, O i P nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku kointegracji (tabela 2).

Parametry modeli objaśniających wartość dodaną brutto dla każdej z sekcji działalności gospodarczej oszacowano metodą FMOLS (por. równania (3)–(4)). Przyjęto specyfikację modeli zgodną z równaniem (2).

W analizowanych modelach panelowych otrzymano raczej wysokie objaśnienie zmienności WDB mierzone współczynnikiem determinacji (bliskie 0,99). Najmniejsze objaśnienie zmienności zmiennej objaśnianej uzyskano dla sekcji A. Wszystkie zmienne objaśniające mają istotny wpływ na zmiany WDB w poszczególnych sekcjach. W przypadku sekcji A oraz RST otrzymano najniższe wartości statystyk t-Studenta dla parametru α_1 , wpływ kapitału rzeczowego dla tych sekcji jest istotny na poziomie istotności ok. 0,13. Szacunki obu parametrów są precyzyjne, na co wskazują niskie błędy standardowe.

Tabela 2. Wyniki testów kointegracji. Hipoteza zerowa: brak kointegracji

Sekcja	Kao		Pedroni, wspólny pierwiastek		Pedroni, indywidualny pierwiastek		Pesaran CADF	
	t	prob.	ADF	prob.	ADF	prob.	CADF	prob.
A	-4,71	0,00	-2,37	0,01	-0,82	0,20	-2,36	0,01
BCDE	-7,72	0,00	-2,63	0,00	-1,85	0,03	-2,73	0,00
F	-3,76	0,00	-2,02	0,02	-4,39	0,00	-2,41	0,01
G	-3,6	0,00	-1,22	0,11	-1,29	0,10	-2,20	0,01
HJ	-3,54	0,00	-1,72	0,04	-1,57	0,06	-0,19	0,42
I	-2,38	0,01	-11,56	0,00	-2,77	0,00	-2,82	0,00
K	-3,27	0,00	-1,19	0,12	-0,56	0,29	-1,59	0,06
LMN	-3,58	0,00	-1,86	0,03	-1,43	0,08	-1,78	0,04
O	-6,54	0,00	-3,7	0,00	-3,26	0,00	-1,05	0,15
P	-5,74	0,00	-4,82	0,00	-4,03	0,00	0,47	0,68
Q	-3,89	0,00	-7,98	0,00	-6,8	0,00	-2,33	0,01
RST	-6,74	0,00	-4,52	0,00	-3,81	0,00	-1,84	0,03
Ogółem	-5,06	0,00	-1,56	0,06	-2,71	0,00	-3,67	0,00

Źródło: opracowanie własne.

Analizując wyniki przedstawione w tabeli 3, można zauważyć, że w przypadku wszystkich sekcji z wyjątkiem sekcji A, I, HJ oraz LMN, elastyczność Y_t względem nakładów pracy aproksymowanych liczbą pracujących jest wyższa od elastyczności produkcji względem kapitału rzeczowego (środki trwałe). Oszacowane poziomy elastyczności wartości dodanej brutto względem nakładów pracy zawierają się w przedziale od ok. 0,33 (dla sekcji LMN) do ok. 0,61 (dla sekcji BCDE). Elastyczności względem kapitału rzeczowego należą do przedziału od ok. 0,07 (dla sekcji RST) do ok. 0,6 (dla sekcji LMN). Najniższe poziomy elastyczności względem kapitału rzeczowego otrzymano dla sekcji, w których przeważającą działalnością są usługi (w szczególności sekcje O, P, RST). Oszacowania elastyczności dla grupy sekcji BCDE, która ma największy udział w wartości dodanej brutto ogółem, są zbliżone dla ocen elastyczności dla WDB ogółem. Dla sekcji A, I, HJ, LMN oceny elastyczności względem kapitału są wyższe niż odpowiednia elastyczność dla WDB ogółem. W przypadku elastyczności względem nakładów pracy dla większości sekcji (z wyjątkiem BCDE i F) są niższe niż dla WDB ogółem.

Ze względu na specyficzne własności wartości dodanej wytwarzanej w poszczególnych sekcjach podczas estymacji nie przyjęto założenia o jednorodności funkcji produkcji [Świczewska, 2009]. Weryfikacji homogeniczności uzyskanych oszacowań dokonano za pomocą testu Walda. W większości modeli uzyskano stałe lub malejące efekty skali, najniższą sumę parametrów $(\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2) = 0,51$ uzyskano dla sekcji O. Analiza wyników testu Walda nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o stałych efektach skali dla sekcji: A, BCDE, I, LMN, Q.

Tabela 3. Wyniki estymacji modeli panelowych dla WDB ogółem oraz dla poszczególnych grup sekcji na podstawie danych dla 16 województw dla lat 2003–2015

Zmienna objaśniająca	Sekcja	A	BCDE	F	G	I	HJ	K	LMN	O	P	Q	RST	Ogółem
k_sekcja	Ocena parametru	0,55	0,40	0,23	0,28	0,42	0,46	0,26	0,60	0,07	0,14	0,26	0,14	0,40
	Statystyka t	1,51	2,82	7,60	5,78	3,57	7,74	2,35	6,63	5,45	7,26	4,54	1,50	3,29
p_sekcja	Ocena parametru	0,41	0,61	0,60	0,56	0,36	0,35	0,34	0,33	0,44	0,40	0,52	0,41	0,59
	Statystyka t	3,46	5,62	8,99	10,99	1,97	6,65	3,12	3,94	12,26	5,36	4,21	4,39	8,13
$\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2$		0,96	1,01	0,83	0,84	0,78	0,81	0,60	0,93	0,51	0,54	0,78	0,55	0,99
$H_0: a_1 + a_2 = 1$; test Walda, graniczne poziomy istotności		0,89	0,92	0,00	0,03	0,26	0,01	0,00	0,45	0,00	0,00	0,08	0,00	0,16
Trend		$D2, f(t_i)$	$D1, t_i$	brak	brak	$D1, f(t_i)$	$X, f(t)$	$X, f(t)$	$X, f(t)$	brak	brak	$X, f(t)$	$D1, t_i$	$D1, t_i$
R ²		0,96	0,99	0,98	0,99	0,99	0,99	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
Efekty indywidualne		FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE

Uwagi:

 $f(t_i)$ – nieliniowa funkcja trendu, t_i – liniowa funkcja trendu, $D1, D2, X$ – oznaczenia macierzy zgodnie z modelem określonym równaniami (3) – (4).

Źródło: opracowanie własne.

Dla sekcji związanych z działalnością usługową występują malejące efekty skali. Oznacza to, że dla tych sekcji istnieją czynniki produkcji inne niż kapitał i zatrudnienie, które determinują kształtowanie się produkcji w tych sektorach gospodarki [Romer, 2000].

Dla sekcji BCDE oszacowanie elastyczności wydajności pracy względem środków trwałych wynosi ok. 0,40, co oznacza, że jeżeli nakłady na środki trwałe wzrosną o 1%, to można oczekiwać wzrostu wartości dodanej brutto o ok. 0,40%, jeżeli pozostałe warunki nie ulegną zmianie. Oszacowanie elastyczności wartości dodanej brutto względem liczby pracujących wynosi natomiast ok. 0,61, co oznacza, że wraz ze wzrostem liczby pracujących o 1% można oczekiwać, *ceteris paribus*, wzrostu wartości dodanej brutto o ok. 0,61%. W przypadku tej sekcji występują stałe efekty skali. Można dokonać analogicznych interpretacji dla oszacowań parametrów otrzymanych dla pozostałych sekcji.

Dla poszczególnych sekcji uwzględniono różne specyfikacje funkcji produkcji, w których postęp techniczny był aproksymowany liniową bądź nieliniową funkcją trendu. Zbadano również heterogeniczność postępu technicznego, zgodnie z modelem opisanym równaniami (3)–(4). Uwzględnienie postępu technicznego w macierzy X oznacza, że homogeniczny trend występuje w przestrzeni kointegrującej (taką specyfikację otrzymano dla sekcji HJ, K, LMN oraz Q). W drugim przypadku trend został uwzględniony w macierzy $D1$, wówczas postęp techniczny jest heterogeniczny względem obiektów i występuje w przestrzeni kointegrującej (zobacz równania dla sekcji BCDE, I, RST i dla wartości ogółem). W trzeciej specyfikacji rozważono trend w macierzy $D2$, co oznacza, że heterogeniczny pomiędzy obiektami postęp techniczny uwzględniony jest poza przestrzenią kointegrującą (por. sekcja A).

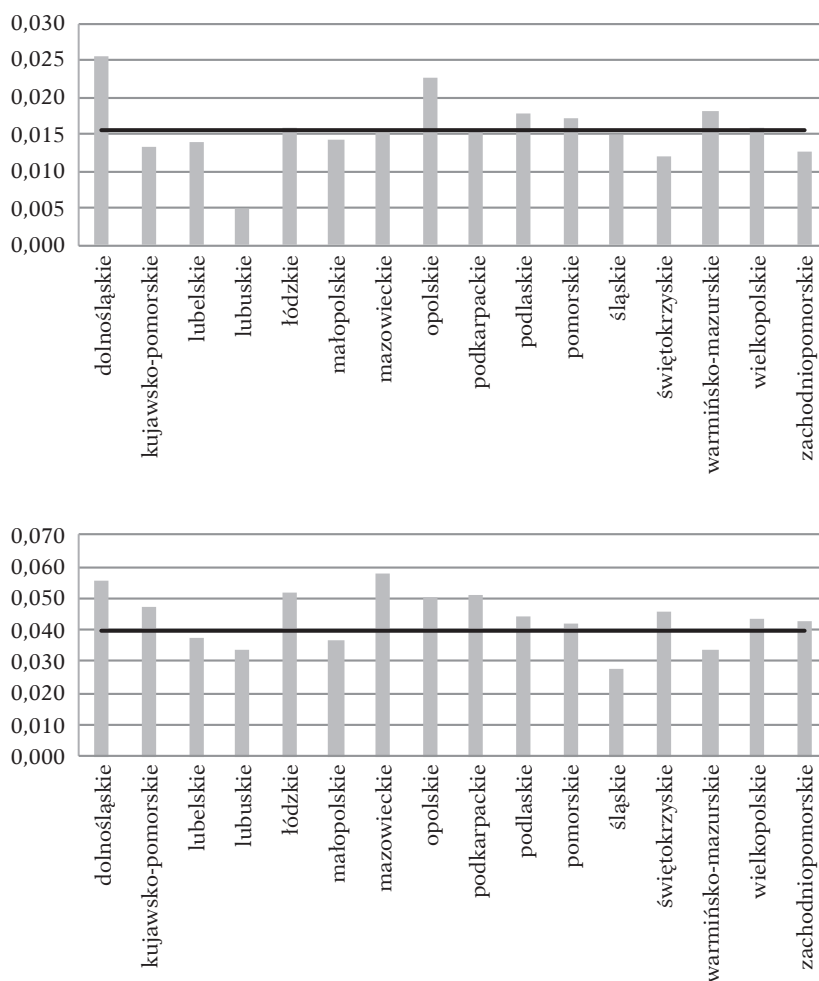
Istotny statystycznie postęp techniczny został potwierdzony w sekcjach: A, BCDE, I, HJ, K, LMN, Q, RST. Pozostałe sekcje nie cechowały się w badanym okresie istotnym postępu technicznym, co można utożsamiać z charakterem produkcji w tych sekcjach. Brak istotnego zróżnicowania postępu technicznego pomiędzy badanymi województwami występuje w sekcjach: HJ, K, LMN, Q. W przypadku równania dla sekcji A trend nie występuje w przestrzeni kointegrującej.

W badaniu rozważono różne specyfikacje rosnącej funkcji trendu: liniową funkcję trendu oraz jej nieliniowe transformacje. Jedynie w przypadku równań dla grup działalności gospodarczej BCDE oraz RST, a także wartości ogółem udało się potwierdzić liniowy charakter postępu technicznego. Dla sekcji Q istotny statystycznie był trend logarytmiczny postaci $f(t) = \ln(t)$. Natomiast dla sekcji HJ, I, K, LMN istotny statystycznie okazał się trend aproksymowany funkcją hiperboliczną postaci $f(t) = -\frac{1}{a+bt}$. Zastosowane nieliniowe funkcje trendu oznaczają coraz wolniejsze tempo wzrostu postępu technicznego.

Warto podkreślić, że w sekcji BCDE, która miała w badanym okresie największy udział w tworzeniu WDB, średni dla wszystkich województw heterogeniczny postęp techniczny wynosił ok. 4% rocznie (aproksymowany trendem

liniowym) i jest on wyższy niż dla wartości dodanej brutto ogółem (ok. 1,6% rocznie). Na rysunku 2 pokazano oceny parametru α_{3i} dla poszczególnych województw dla sekcji BCDE oraz dla wartości ogółem.

Rysunek 2. Oceny parametru α_{3i} dla poszczególnych województw (kolumny) oraz ich średnia wartość dla wszystkich województw (linia ciągła) dla WDB ogółem (górny panel) oraz dla grupy sekcji BCDE (dolny panel)



Źródło: obliczenia własne.

Najwyższym poziomem postępu technicznego w sekcji BCDE cechują się województwa: mazowieckie (ok. 5,8%), dolnośląskie (ok. 5,6%) oraz łódzkie (ok. 5,2%). Najniższe wartości można zaobserwować w województwach: warmińsko-mazurskim (ok. 3,4%), lubuskim (3,4%) oraz śląskim (2,8%). Dla wartości dodanej brutto ogółem są to odpowiednio dolnośląskie (ok. 2,5%), opolskie (ok.

2,3%), podlaskie (ok. 1,8%) i warmińsko-mazurskie (ok. 1,8%), najniższe natomiast dla województwa lubelskiego (ok. 0,5%) oraz świętokrzyskiego (ok. 1,2%).

We wszystkich równaniach długookresowych uwzględniono stałe efekty indywidualne, co oznacza, że wyrazy wolne są zróżnicowane pomiędzy województwami.

Należy zwrócić uwagę, że w przypadku interpretacji ocen parametrów funkcji produkcji w sekcjach działalności gospodarczej, w których przeważającą działalnością są usługi (np. edukacja, nauka, kultura, administracja publiczna, opieka zdrowotna), należy być szczególnie ostrożnym. W systemie rachunków narodowych wycena opiera się bowiem na zasadzie rejestrowania bieżącej wartości wymiennej wszelkich pozycji występujących w rachunkach w jednostkach pieniężnych. Jeśli nie jest znana bezpośrednio wartość rynkowa określonych przepływów, ich wartości muszą zostać wycenione pośrednio, np. na podstawie cen rynkowych podobnych produktów [Doniec, 2017]. W szczególności wycena nierynkowa dotyczy np. wyrobów i usług nierynkowych wytwarzanych przez instytucje rządowe i samorządowe lub instytucje niekomercyjne. W takich przypadkach pomiar wartości dodanej brutto jest wyznaczany w inny sposób niż w sekcjach, w których można określić wartość produktu (np. sekcja BCDE).

Podsumowanie

W prezentowanym badaniu oszacowano parametry funkcji produkcji dla poszczególnych sekcji działalności gospodarczej na podstawie danych panelowych dla województw w Polsce w latach 2003–2015. Estymacji parametrów modeli dokonano w pełni zmodyfikowaną metodą najmniejszych kwadratów (FMOLS), występowanie relacji długookresowych zostało również potwierdzone panelowymi testami kointegracji.

Wyniki badania empirycznego przedstawionego w artykule potwierdzają, że wpływ poszczególnych czynników produkcji na wartość dodaną brutto jest różny dla poszczególnych grup działalności gospodarczej. Znajomość sektorowych elastyczności produkcji względem nakładów kapitału i pracy oraz poziomu korzyści skali pozwala na dostosowanie narzędzi polityki gospodarczej oraz odpowiednią alokację kapitałów.

W większości sekcji elastyczności wartości dodanej brutto względem nakładów pracy są większe niż elastyczności względem środków trwałych oraz występuje istotny statystycznie postęp techniczno-organizacyjny. Dla wszystkich sekcji potwierdzono statystyczną istotność występowania nieobserwowalnych, stałych efektów indywidualnych poszczególnych województw.

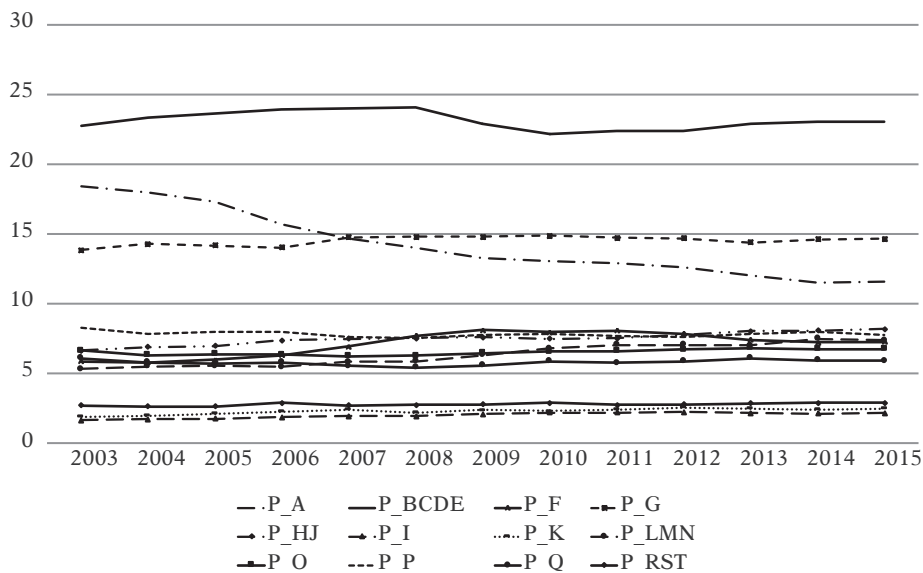
Zastosowanie w pełni zmodyfikowanej metody najmniejszych kwadratów pozwoliło uzyskać wyższe oszacowania elastyczności produkcji względem kapitału niż zazwyczaj obserwowane w literaturze dla analiz danych panelowych. Estymator FMOLS jest nieobciążonym i zgodnym estymatorem parametrów funkcji produkcji.

Analizy produktywności przeprowadzone na podstawie danych dla poszczególnych województw w podziale na sekcje działalności gospodarczej są szczególnie istotne z punktu widzenia prowadzenia polityki regionalnej, gdyż umożliwiają one dopasowanie odpowiednich narzędzi regionalnej polityki gospodarczej państwa z uwzględnieniem specyfiki sektorowej regionów.

Należy podkreślić, że uzyskane rezultaty mogą być specyficzne dla rozważanych metod oraz wybranej próby, szczególnie z uwagi na ograniczony zakres czasowy danych. Jednocześnie należy zastrzec, że ewentualne błędy w danych mogą być dodatkowym źródłem problemu endogeniczności, co może powodować niedoszacowanie estymatorów [Griliches, Mairesse, 1995].

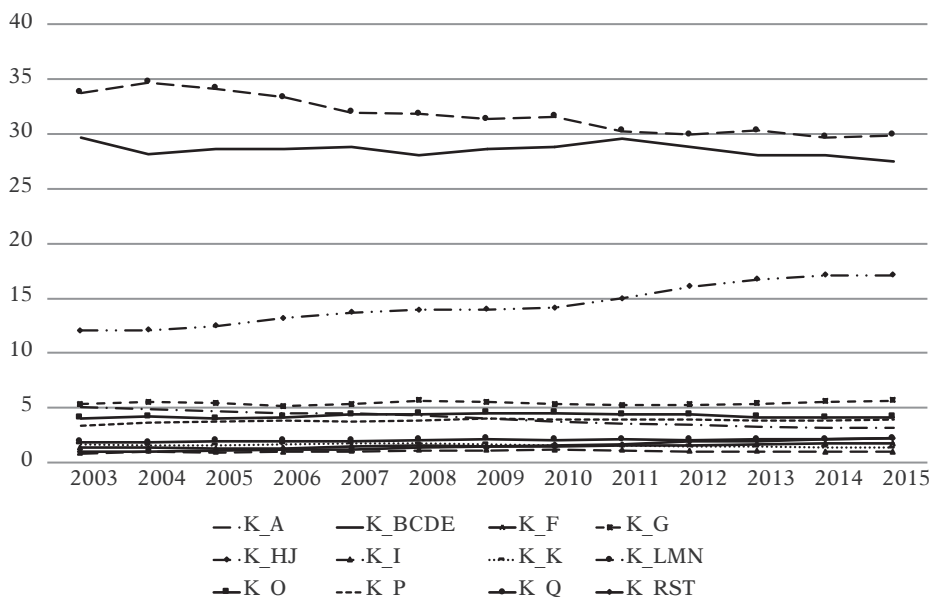
Załącznik

Rysunek 3. Udział liczby pracujących w poszczególnych sekcjach w latach 2003–2015 w pracujących ogółem (w %)



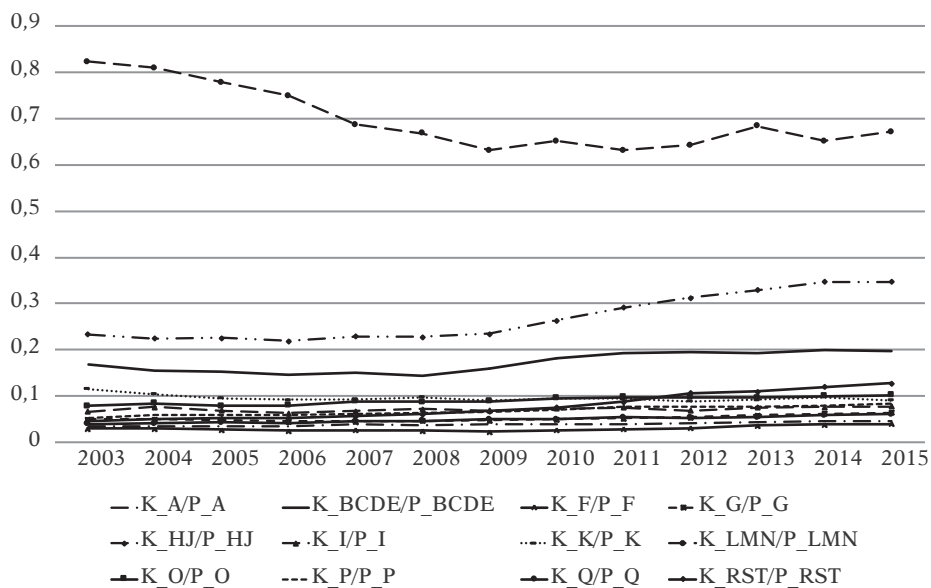
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 4. Udział środków trwałych w poszczególnych sekcjach w środkach trwałych ogółem w latach 2003–2015 (w %)



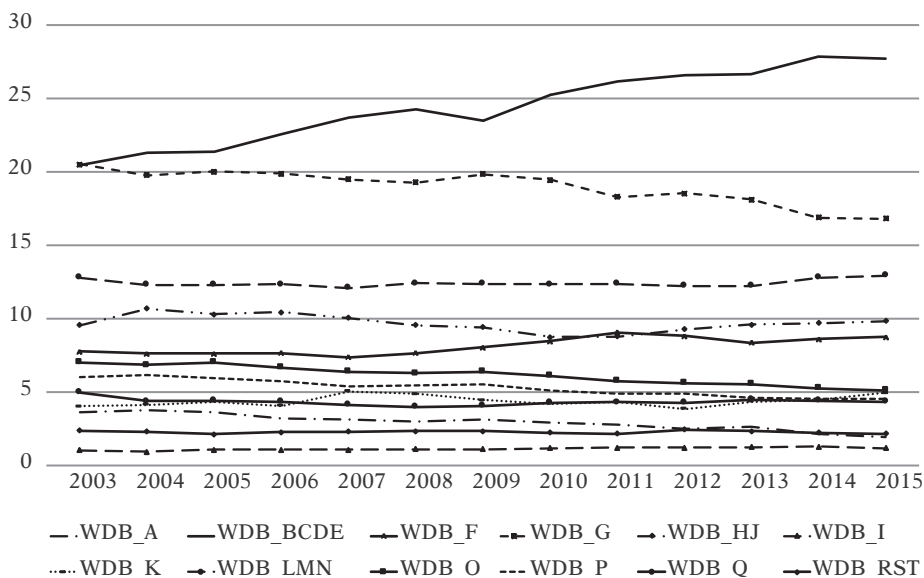
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 5. Techniczne uzbrojenie pracy w latach 2003–2015 (mln PLN/os.)

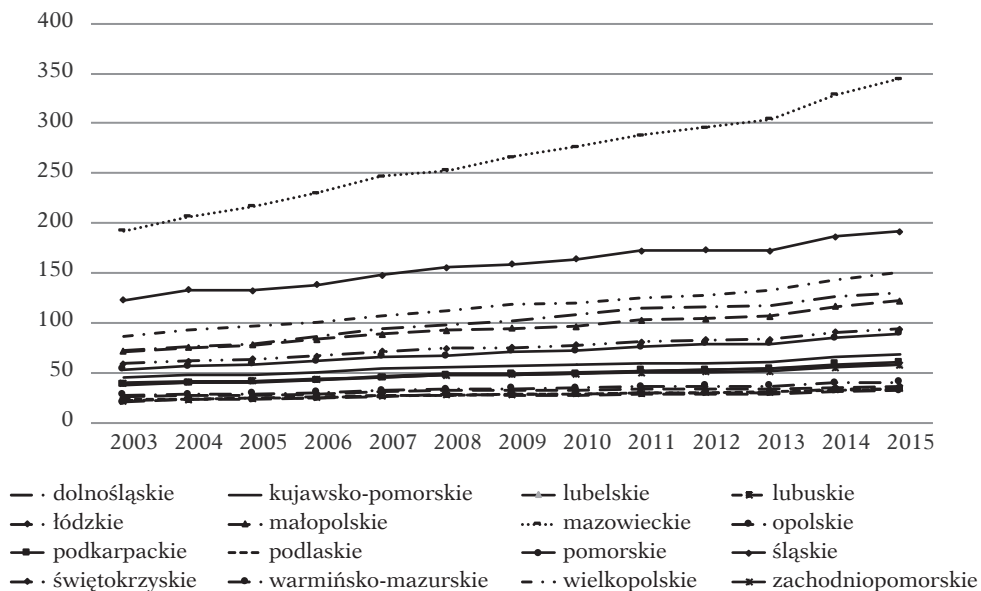


Źródło: opracowanie własne.

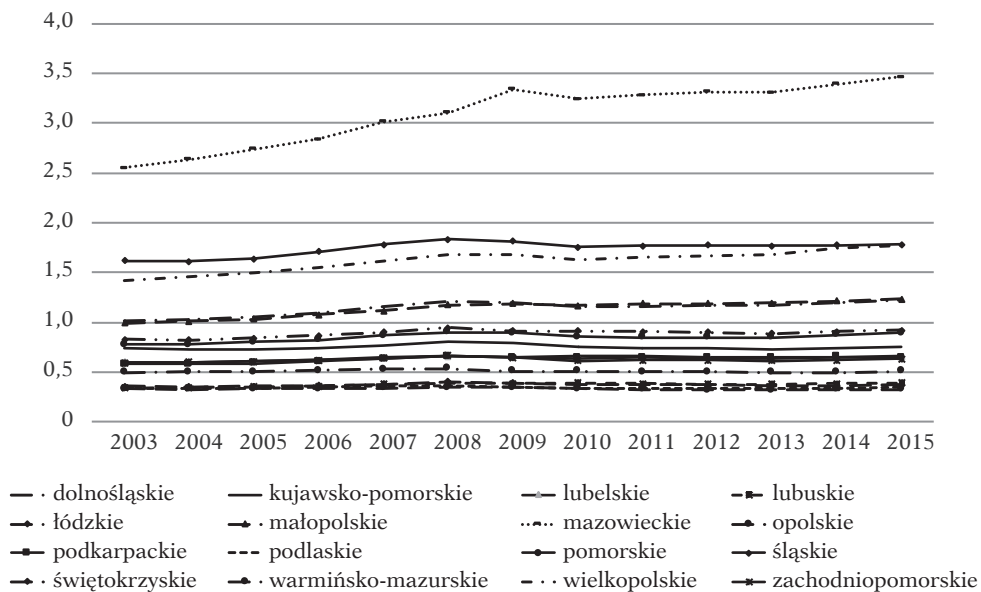
Rysunek 6. Udział poszczególnych sekcji w tworzeniu WDB, w Polsce w latach 2003–2015 (w %)



Źródło: opracowanie własne.

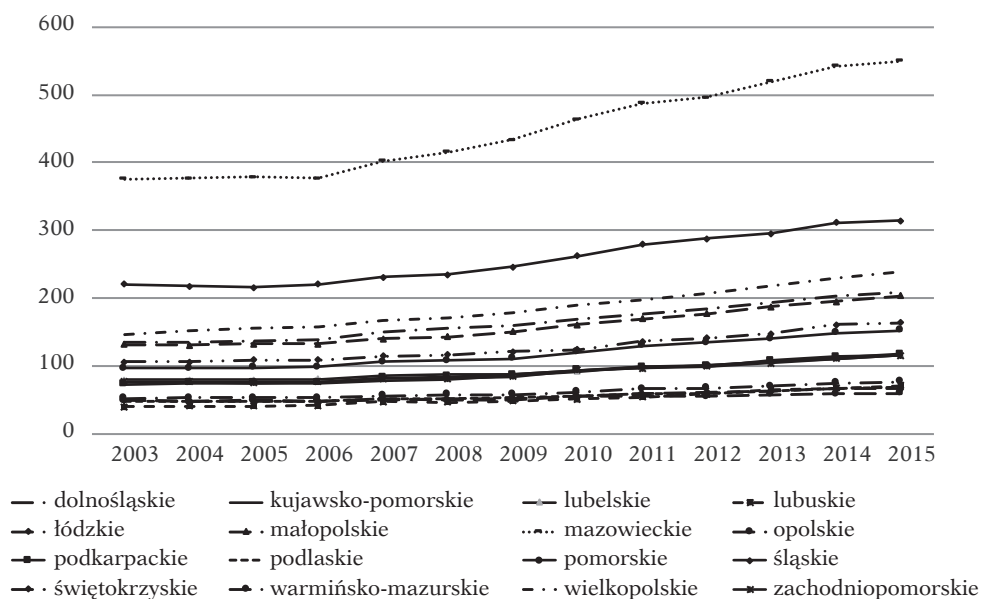
Rysunek 7. Wartość dodana brutto w poszczególnych województwach (w mln PLN, ceny stałe, 2010 = 100)

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 8. Liczba pracujących w województwach (w mln)

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 9. Środki trwałe w województwach (w mln PLN, ceny stałe 2010 = 100)



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4. Graniczne poziomy istotności testów pierwiastków jednostkowych. Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy

Zmienna	Im, Pesaran, Shin	ADF	PP	Pesaran's CADF test
k_Ogółem	1,00	1,00	1,00	0,22
k_A	0,00	0,01	0,00	0,87
k_BCDE	1,00	1,00	1,00	0,38
k_F	1,00	1,00	1,00	0,50
k_G	1,00	1,00	1,00	0,12
k_HJ	1,00	1,00	1,00	0,19
k_I	0,97	1,00	0,10	0,55
k_K	0,82	0,92	0,51	0,62
k_LMN	1,00	1,00	1,00	0,65
k_O	0,89	0,78	0,00	0,02
k_P	1,00	1,00	0,72	0,32
k_Q	1,00	1,00	1,00	0,43
k_RST	1,00	1,00	1,00	0,81
p_Ogółem	0,001	0,003	0,59	0,28
p_A	0,86	0,96	0,73	0,64
p_BCDE	0,00	0,00	0,01	0,76
p_F	0,00	0,00	0,68	0,52

Zmienna	Im, Pesaran, Shin	ADF	PP	Peseran's CADF test
p_G	0,12	0,29	0,23	0,08
p_HJ	0,19	0,33	0,46	1,00
p_I	0,00	0,00	0,02	0,15
p_K	0,06	0,07	0,00	0,25
p_LMN	0,84	0,95	0,84	0,30
p_O	0,05	0,11	1,00	0,10
p_P	0,00	0,00	0,66	0,98
p_Q	0,95	0,99	1,00	0,45
p_RST	0,21	0,23	0,61	0,48
y_Ogółem	1,00	1,00	1,00	0,53
y_A	0,96	0,95	0,35	0,42
y_BCDE	1,00	1,00	0,30	0,54
y_F	1,00	1,00	1,00	0,12
y_G	0,00	0,00	0,00	0,66
y_HJ	1,00	1,00	0,98	0,99
y_I	0,05	0,08	0,50	0,10
y_K	0,57	0,74	0,62	0,71
y_LMN	1,00	1,00	1,00	0,83
y_O	0,00	0,00	0,00	0,35
y_P	0,98	1,00	0,00	0,15
y_Q	1,00	1,00	1,00	0,67
y_RST	0,99	1,00	1,00	0,42

Źródło: opracowanie własne.

Bibliografia

- Akerberg D.A., Caves K., Frazer G. [2015], Identification properties of recent production function estimators, *Econometrica*, 83(6): 2411–2451.
- Adamczyk P. [2009], Substytucyjność czynników produkcji w przemyśle spożywczym w Polsce, *Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie, Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, 79: 111–123.
- Bal-Domańska B., Pietrzak M.B. [2014], Modelowanie wzrostu gospodarczego na podstawie rozszerzonego modelu Solowa-Swana z uwzględnieniem aspektu przestrzennego, *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 331: 11–19.
- Baltagi B.H., Bresson G., Pirotte A. [2003], Fixed effects, random effects or Hausman–Taylor? A pretest estimator, *Economics Letters*, 79: 361–369.
- Batóg J. [2002], Propozycja modyfikacji klasycznego podejścia do analizy gospodarności, *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu*, 942: 411–416.
- Czekaj T. [2008], Techniczna efektywność gospodarstw rolnych a skłonność do korzystania ze wsparcia inwestycji środkami publicznymi, *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej*, 3: 31–44.
- Dańska-Borsiak B. [2009], Zastosowanie panelowych modeli dynamicznych w badaniach mikroekonomicznych i makroekonomicznych, *Przegląd Statystyczny*, 2: 25–41.
- Dańska-Borsiak B. [2011a], *Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych*, Łódź, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Dańska-Borsiak B. [2011b], Zróżnicowanie łącznej produktywności czynników produkcji według województw, *Wiadomości Statystyczne*, 12: 13–26.
- Dańska-Borsiak B., Laskowska I. [2013], The Determinants of Total Factor Productivity in Polish Subregions. Panel Data Analysis, *Comparative Economic Research. Central and Eastern Europe*: 17–29.
- Doniec D. i in. [2017], *Kompendium wiedzy o rachunkach regionalnych*, Katowice, Główny Urząd Statystyczny.
- Eberhardt M., Teal F. [2012], Structural change and cross-country growth empirics, *The World Bank Economic Review*, 27(2), 229–271.
- Florczak W., Świeczewska I. [2009], Modele satelitarne, *Folia Oeconomica, Acta Universitatis Lodziensis*, 229: 201–240.
- Florczak W., Świeczewska I., Welfe W. [2013], Modelowanie procesu produkcji w makroekonometrycznym modelu W8D-2010, *Folia Oeconomica, Acta Universitatis Lodziensis*, 294: 133–178.
- Górajski M., Błażej M. [2020], A control function approach to measuring the total factor productivity of enterprises in Poland, *Bank i Kredyt*, w druku.
- Gradzewicz M., Hagemajer J. [2007], Monopolistic markups and returns to scale in the Polish economy, *MPRA*, 46496: 1–26.
- Griliches Z., Hausman J.A. [1986], Errors in variables in panel data, *Journal of Econometrics*, 31(1): 93–118.
- Griliches Z., Mairesse J. [1995], *Production functions: the search for identification*, 5067, National Bureau of Economic Research.
- Im K.S., Pesaran M.H., Shin Y. [2003], Testing for unit roots in heterogeneous panels, *Journal of Econometrics*, 115(1): 53–74.

- Kao C. [1999], Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data, *Journal of Econometrics*, 90(1): 1–44.
- Kao C., Chiang M.H. [2001], On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data, w: Baltagi B.H. (ed.), *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*, Amsterdam, Elsevier: 179–222.
- Karp P., Welfe A. [2017] Makroekonometryczny miesięczny model gospodarki Polski WM-1, *Gospodarka Narodowa*, 4: 5–38.
- Kębłowski P. [2017], Innowacyjność przedsiębiorstw przemysłowych państw Grupy Wyszehradzkiej a nakłady na badania i rozwój, *Przegląd Statystyczny*, 4: 399–420.
- Kębłowski P. (2007), Modelowanie zintegrowanych szeregów przekrojowo-czasowych, w: Welfe W. (red.), *Gospodarka oparta na wiedzy*, Warszawa, PWE.
- Kotlewski D. [2017a] Dekompozycje wartości dodanej brutto na wkłady wynagrodzeń czynników praca i kapitał, *Wiadomości Statystyczne*, 2: 31–51.
- Kotlewski D. [2017b], Problem cen w regionalnym rachunku produktywności, *Wiadomości Statystyczne*, 12: 50–63.
- Kotlewski D., Błażej M. [2016], Metodologia rachunku produktywności KLEMS i jego implementacja w warunkach polskich, *Wiadomości Statystyczne*, 9: 86–108.
- Kotlewski D., Błażej M. [2018] Implementation of KLEMS Economic Productivity Accounts in Poland, *Folia Oeconomica, Acta Universitatis Lodzensis*, 334: 7–18.
- Lewandowski M., Błażej M., Banaś M., Gosińska E., Kotlewski D., Ulrichs M. i in. [2018], Identyfikacja źródeł zróżnicowania regionalnego Polski przy wykorzystaniu metod dekompozycji wzrostu i różnic PKB oraz Wartości Dodanej Brutto per capita, GUS, <https://stat.gov.pl/statystyki-eksperymentalne/rachunki-narodowe-i-regionalne/identyfikacja-zrodel-zroznicowania-regionalnego-polski-przy-wykorzystaniu-metod-dekompozycji-wzrostu-i-roznic-produktu-krajowego-brutto-pkb-oraz-wartosci-dodanej-brutto-wdb-per-capita,4,1.html>
- Marzec J., Pisulewski A., Prędkie A. [2019], Efektywność techniczna i produktywność polskich gospodarstw rolnych specjalizujących się w uprawach polowych, *Gospodarka Narodowa*, 2: 95–125.
- Pedroni P. [2000], Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels, w: Baltagi B.H. (ed.) *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*, Amsterdam, Elsevier: 93–130.
- Pedroni P. [1996], *Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels and the Case of Purchasing Power Parity*, Manuscript, Department of Economics, Indiana University, 1–45.
- Pedroni P. [2004], Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis, *Econometric Theory*, 20(3): 597–625.
- Pedroni, P. [2007], Social capital, barriers to production and capital shares: implications for the importance of parameter heterogeneity from a nonstationary panel approach, *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 429–451.
- Pesaran, M.H. [2007], A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence, *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265–312.
- Phillips P.C., Moon H.R. [1999], Linear regression limit theory for nonstationary panel data, *Econometrica*, 67(5): 1057–1111.
- Phillips P.C. B, Hansen B.E. [1990] Statistical Inference in Instrumental Variables regression with I (1) Processes, *Review of Economic Studies*, 57: 99–125.

- Romer D. [2000], *Makroekonomia dla zaawansowanych*, Warszawa, Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Solow R.M. [1956], A contribution to the theory of economic growth, *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1): 65–94.
- Sulimierska M. [2014], Total factor productivity estimation for Polish manufacturing industry: A comparison of alternative methods, *University of Sussex Working Paper Series* 67–2014.
- Swan T.W. [1956], Economic growth and capital accumulation, *Economic Record*, 32(2): 334–361.
- Świeczewska I. [2013], Modele sektorów przemysłu według stopnia zaawansowania techniki, *Folia Oeconomica, Acta Universitatis Lodziensis*, 294: 371–405.
- Świeczewska, I. [2007], Łączna produktywność czynników produkcji. Ucieleśniony kapitał wiedzy, w: Welfe W. (red.), *Gospodarka oparta na wiedzy*, Warszawa, PWE.
- Tokarski T., Roszkowska S., Gajewski P. [2005], Regionalne zróżnicowanie łącznej produktywności czynników produkcji w Polsce, *Ekonomista*, 2: 215–244.
- Welfe W. [2001], *Ekonometryczny model wzrostu gospodarczego*, Łódź, WUŁ.
- Welfe W. [2003], Łączna produktywność czynników produkcji a postęp techniczny, *Studia Ekonomiczne*, 4: 20–34.
- Welfe W., Florczak W. [2009], Model symulacyjny W8D-2007 gospodarki polskiej, *Folia Oeconomica, Acta Universitatis Lodziensis*, 229: 135–200.
- Welfe W., Welfe A. [2004], *Ekonometria stosowana*, Warszawa, PWE.