

Paweł DYKAS*
Tomasz MISIAK**

PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE ŁĄCZNEJ PRODUKTYWNOŚCI CZYNNIKÓW PRODUKCJI W GRUPACH POWIATÓW

(Streszczenie)

Autorzy w niniejszym artykule podejmują próbę oszacowania łącznej produktywności czynników produkcji (TFP) oraz analizują jej przestrzenne zróżnicowanie na poziomie wybranych grup powiatów w Polsce w latach 2003–2014. Ze względu na niemierzalność analizowanej zmiennej TFP oszacowano, opierając się na makroekonomicznej funkcji produkcji Cobba–Douglasa. Jednakże aby wyznaczyć TFP, w pierwszej kolejności autorzy dokonali dezagregacji PKB z poziomu województwa na poziom powiatów. Analizę prowadzono w trzech zaproponowanych grupach: grupie powiatów grodzkich, grupie powiatów ziemskich o charakterze miejskim oraz w grupie powiatów ziemskich o charakterze wiejskim, dopuszczając zróżnicowanie elastyczności wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy w każdej z analizowanych grup.

Słowa kluczowe: TFP; przestrzenne zróżnicowanie TFP; elastyczność wydajności względem technicznego uzbrojenia pracy

Klasyfikacja JEL: E0, O4, O47, O49

1. Wstęp

Głównym celem niniejszego opracowania jest próba oszacowania łącznej produktywności czynników produkcji (*total factor productivity* – dalej TFP) oraz analiza jej przestrzennego zróżnicowania w zaproponowanych grupach powiatów w latach 2003–2014. Ze względu na niemierzalność analizowanej zmiennej

* Dr, Uniwersytet Jagielloński, Wydział Zarządzania i Komunikacji Społecznej, Katedra Ekonomii Matematycznej; e-mail: paweldykas@op.pl

** Dr, Politechnika Rzeszowska, Wydział Zarządzania, Katedra Ekonomii; e-mail: tmisiak@prz.edu.pl

wartości TFP oszacowano, opierając się na makroekonomicznej funkcji produkcji Cobba–Douglasa¹. Analiza zróżnicowania oraz wzrostu TFP na poziomie powiatów jest próbą oceny zmian produktywności czynników produkcji zachodzących m.in. pod wpływem postępu technicznego lub, jak twierdzi Helpman (2008), zagregowanego efektu różnych form postępu technicznego. Szacując TFP w oparciu o funkcję produkcji Cobba–Douglasa, rozważania opiera się w zasadzie na wyznaczeniu wartości rezydualnej z owej funkcji nazywanej resztą Solowa. Takie podejście należy traktować zdecydowanie szerzej jako zarówno płytkie, jak i głębokie czynniki, niezwiązane bezpośrednio z akumulacją klasycznych czynników produkcji². Wielu badaczy wskazuje, że to właśnie różnice w TFP odpowiadają za 30–70% obserwowanego zróżnicowania stóp wzrostu gospodarczego³.

Analiza zróżnicowania TFP wymagała w pierwszej kolejności oszacowania PKB na poziomie powiatów, co wynika przede wszystkim z faktu, iż Główny Urząd Statystyczny nie publikuje danych dla tej zmiennej na poziomie powiatowym. Następnie na podstawie zdezagregowanych z poziomu wojewódzkiego na powiatowy wartości PKB wyznaczono wartości TFP dla polskich powiatów. W opracowaniu zarówno przy dezagregacji PKB, jak i oszacowaniach TFP bazowano na danych panelowych dla 379 powiatów (lub rozpatrywanych grup powiatów) w latach 2003–2014.

Struktura pracy przedstawia się następująco. W części drugiej znajduje się opis procedury dezagregacji PKB z poziomu wojewódzkiego na poziom powiatowy. Część trzecia zawiera podstawy teoretyczne szacunków TFP z wykorzystaniem makroekonomicznej funkcji produkcji oraz oszacowania parametrów owej funkcji w analizowanych grupach powiatów. W części czwartej zestawiono zróżnicowanie oszacowanych TFP w analizowanych grupach powiatów. Opracowanie kończy część piąta, w której zestawiono ważniejsze wnioski, wynikające z prowadzonych rozważań.

¹ Produktywność czynników produkcji można również rozważać, wykorzystując funkcję produkcji CES. Tego typu funkcję do badania łącznej produktywności czynników produkcji na poziomie krajów jak i jednostkowych produktywności czynników produkcji oraz ich zróżnicowanie na poziomie krajów znaleźć można m.in. w pracy **J. Growiec, L. Marć**, *Produktywność czynników w krajach OECD*, Gospodarka Narodowa 2009/9.

² **R.J. Barro, X. Sala-i-Martin**, *Economic Growth*, The MIT Press, Cambridge 2003 lub **D. Ciolek, T. Brodzicki**, *Determinanty produktywności polskich powiatów*, Bank i Kredyt 2016/47 (5), s. 9–11.

³ **W. Easterly, R. Levine**, *What Have we learned from a decade of empirical research on growth? It's not factor accumulation: stylized facts and growth model*, World Bank Economic Review 2001/15 (2).

2. Dezagregacja PKB z poziomu województw na poziom powiatów

Rozwiązanie problemu dezagregacji PKB na poziom powiatów spotkać można np. w pracach Tokarskiego (2013) oraz Ciołek, Brodzickiego (2015), przy czym autorzy wykorzystują różne metody. Metoda Tokarskiego opiera się na ustaleniu średnich udziałów powiatów, wykorzystując: wartość produkcji sprzedanej, wartość brutto środków trwałych oraz nakłady inwestycyjne przedsiębiorstw w wartościach tych zmiennych dla województw⁴. Natomiast Ciołek i Brodzicki proponują dwie metody: dezagregację na bazie podatków oraz dezagregację na podstawie przeciętnego funduszu płac⁵. W pierwszej metodzie autorzy wykorzystują dane o dochodach gmin z podatku dochodowego od osób fizycznych (PIT) oraz z podatku rolnego. W drugiej metodzie bazują na założeniu, że PKB rozłożony jest po powiatach adekwatnie do średniego funduszu płac pracowników (będący iloczynem średniej płacy brutto oraz liczby osób pracujących). Przedstawione metody w zasadzie sprowadzają się do wyznaczenia udziałów poszczególnych powiatów w danym województwie, a następnie uzyskane udziały są przemnażane przez wartości PKB dla danego województwa. Należy podkreślić, iż każda z metod posiada pewne mankamenty zatem uzyskane wartości PKB w powiatach są tylko pewnym przybliżeniem wartości produkcji, a nie jej rzeczywistą wielkością, wynikającą wprost z metod mierzenia PKB, stosowaną przez GUS.

Przyjęta w niniejszym artykule procedura dezagregacji PKB jest pewną kompilacją dwóch metod: Tokarskiego oraz Ciołek, Brodzickiego – na podstawie średniego funduszu płac. Zaproponowaną metodę dezagregacji PKB z poziomu wojewódzkiego na poziom powiatowy oparto na następującej procedurze:

1. Na podstawie dostępnych danych wojewódzkich oszacowano parametry równań regresji:

$$\ln y_{it} = \alpha + \beta \ln x_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

gdzie y_{it} to PKB w cenach stałych z 2009 r. w i -tym województwie ($i = 1, 2, \dots, 16$) w roku t ($t = 2003, 2004, \dots, 2014$), wartości x_{it} (to kolejno) produkcja sprzedana

⁴ T. Tokarski, *Zróżnicowanie podstawowych zmiennych makroekonomicznych w powiatach*, w: M. Trojak, T. Tokarski (red.), *Statystyczna analiza przestrzennego zróżnicowania rozwoju ekonomicznego i społecznego Polski*, Kraków 2013, s. 33.

⁵ D. Ciołek, T. Brodzicki, *Determinanty całkowitej produktywności polskich powiatów. Wpływ kapitału terytorialnego*, Working Paper 1, Instytut Rozwoju, Sopot 2015.

brutto (regresja 1), wartość brutto środków trwałych (regresja 2), wartość inwestycji przedsiębiorstw (regresja 3) oraz średnie płace brutto (regresja 4) w województwie i w roku t wyrażone również w cenach stałych z 2009 r., α to stała, zaś parametr β opisuje siłę wpływu zmiennej x_{it} na PKB, natomiast ε_{it} to składnik losowy.

Oszacowania równania (1) za pomocą systemowej uogólnionej metody momentów (*generalized method of moments* – dalej GMM) zestawiono w tabeli 1.

TABELA 1: Oszacowania GMM równania (1) dla analizowanych zmiennych

Zmienna PKB na poziomie województw w latach 2003–2014				
Zmienna objaśniająca	regresja 1	regresja 2	regresja 3	regresja 4
Stała	2,181211 (0,0000)	1,250530 (0,0000)	3,647433 (0,0000)	-17,26798 (0,0000)
Produkcja sprzedana brutto	0,843955 (0,0000)	–	–	–
Środki trwałe brutto	–	0,894722 (0,0000)	–	–
Inwestycja przedsiębiorstw	–	–	0,868356 (0,0000)	–
Średnie płace realne brutto	–	–	–	3,550659 (0,0000)
Pseudo R ²	0,94	0,97	0,95	0,51
Liczba obserwacji	16 x 11 = 176			

O b j a ś n i e n i a: w nawiasach podano graniczny poziom istotności. Instrumentami były: stała oraz wartość zmiennej objaśniającej z okresu $(t - 1)$. Pseudo R² wyznaczono jako kwadrat współczynników korelacji liniowej Pearsona między wartościami empirycznymi a teoretycznymi zmiennej objaśnianej.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

- Na podstawie uzyskanych oszacowań (tabela 1) dokonano wstępnego przeliczenia produkcji sprzedanej brutto, środków trwałych brutto, inwestycji przedsiębiorstw i średnich płac realnych brutto (wykorzystując dane powiatowe dla tych zmiennych makroekonomicznych) na PKB na poziomie powiatów.
- Uzyskane oszacowania powiatowego PKB uśredniono średnią geometryczną.

4. Uśrednione oszacowania powiatowego PKB zbilansowano z wojewódzkim PKB w taki sposób, że policzono udziały oszacowanych powiatowych PKB w PKB danego województwa, a następnie otrzymane udziały przemnożono przez rzeczywiste (dane z GUS) wojewódzkiego PKB.

3. Szacunki TFP w polskich powiatach

W celu oszacowania TFP w polskich powiatach w latach 2003–2014 wykorzystano makroekonomiczną funkcję produkcji Cobba–Douglasa daną wzorem⁶:

$$Y_{it} = A_0 e^{gt} K_{it}^\alpha L_{it}^{1-\alpha}, \quad (2)$$

gdzie:

Y_{it} to wielkość wytworzonego strumienia produktu (PKB) w powiecie i ($i = 1, 2, \dots, 379$) w roku t ($t = 2003, 2004, \dots, 2014$),

K_{it} to kapitał rzeczowy (wartość brutto środków trwałych) w powiecie i w roku t ,

L_{it} to liczba pracujących w powiecie i w roku t ,

$A_0 > 0$ to łączna produktywność czynników produkcji w roku $t = 0$,

$g > 0$ to stopa postępu technicznego w sensie Hicksa⁷,

$\alpha \in (0; 1)$ i $(1 - \alpha) \in (0; 1)$ to odpowiednio elastyczności produkcji względem nakładów kapitału i pracy.

Równanie (2) po podzieleniu przez liczbę pracujących $L_{it} > 0$ można zapisać następująco:

$$y_{it} = A_0 e^{gt} k_{it}^\alpha, \quad (3)$$

gdzie:

$y_{it} = Y_{it}/L_{it}$ oznacza wydajność pracy, zaś $k_{it} = K_{it}/L_{it}$ to techniczne uzbrojenie pracy.

Następnie do analizy empirycznej równanie (3) zlogarytmowano stronami oraz dodano składnik losowy, otrzymując:

$$\ln(y_{it}) = \ln(A_0) + gt + \alpha \ln(k_{it}) + \varepsilon_{it}. \quad (4)$$

⁶ Por. np. T. Tokarski, *Przestrzenne zróżnicowanie łącznej produktywności czynników produkcji w Polsce*, Gospodarka Narodowa 2010/3.

⁷ Taka miara postępu technicznego, która nie zmienia krańcowej stopy substytucji między nakładami kapitału i pracy.

Wyrażenie $\ln(A_0) + gt$ w równaniu (4) oznacza logarytm naturalny z łącznej produktywności czynników produkcji. Zatem estymacja równania (4) pozwala na wyznaczenie wartości α , która może być wykorzystana do wyznaczenia wartości TFP postaci:

$$TFP_{it} = \frac{y_{it}}{k_{it}^{\alpha}}. \quad (5)$$

W równaniu (4) zakłada się, iż TFP w poszczególnych powiatach uzyskują takie same wartości. Ponieważ założenie to jest bardzo restrykcyjne i niezgodne z teoriami nowej geografii ekonomicznej, z których wynika zróżnicowany poziom produktywności między poszczególnymi terytoriami w zależności od lokalizacji, dlatego w celu urealnienia restrykcyjnych założeń o identyczności TFP w poszczególnych powiatach zastosowano model z efektami stałymi (*fixed effect*)⁸. Wówczas równanie (4) przyjmuje następującą postać:

$$\ln(y_{it}) = A + \sum_{j=1}^n A_j d_j + gt + \alpha \ln(k_{it}) + \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

przy czym:

$A = \ln(A_0)$ jest stałą w powiecie bazowym,

A_j to korekta na stałą w j -tym powiecie niebazowym,

d_j to zmienne zero-jedynkowe dla poszczególnych powiatów niebazowych.

Przyjęcie założenia o stałej elastyczności wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy we wszystkich powiatach wydaje się nierealistyczne oraz zniekształcające rzeczywistość. Wynika to z faktu, iż przyjęcie jednej wartości elastyczności dla wszystkich powiatów byłoby pewnym uśrednieniem i istotnie prowadziłyby do spłaszczenia rozkładu przestrzennego wyznaczonych wartości TFP. Bezpośrednio dotyczy to szczególnie powiatów grodzkich, w których notuje się zdecydowanie wyższe poziomy technicznego uzbrojenia pracy niż w wielu powiatach ziemskich. Gdyby zatem np. dla powiatu Miasta Stołecznego Warszawy wyznaczyć TFP, opierając się na średniej elastyczności wyznaczonej dla wszystkich powiatów, oznaczałoby to, iż wartość TFP jest zdecydowanie niedoszacowana, gdyż przyjęta elastyczność wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy jest zbyt wysoka. Potwierdzają to między inny-

⁸ R.S. Pindyck, D.L. Rubinfeld, *Econometric Models and Economic Forecast*, McGraw-Hills, New York 1991, s. 223–226.

mi wyniki oszacowań zestawione w tabeli 3. Z tego powodu spośród wszystkich powiatów wyodrębniono grupę powiatów grodzkich (65 powiatów), a pozostałe powiaty, tzw. ziemskie, podzielono na te o charakterze miejskim (149 powiatów) oraz o charakterze wiejskim (165). Głównym kryterium podziału na powiaty o charakterze miejskim czy wiejskim był odsetek populacji danego powiatu zamieszkującej w miastach w stosunku do średniej wartości odsetka osób mieszkających w miastach obliczonego dla wszystkich powiatów ziemskich. Jeżeli odsetek mieszkających w miastach w danym powiecie był wyższy (niższy) od wartości uzyskanej dla wszystkich powiatów ziemskich, to dany powiat zaliczany był do powiatów ziemskich o charakterze miejskim (wiejskim).

Równania (4) oraz (6) poddano estymacji w wyodrębnionych grupach powiatów, a wyniki zestawiono w tabelach 2–3.

TABELA 2: *Oszacowania równania (4) GMM w analizowanych grupach*

Grupa	Stała	t	$\ln(k_{it})$	Pseudo R ²
Wszystkie powiaty	-25,46976 (0,0000)	0,013997 (0,0000)	0,4900 (0,0000)	0,61
Grodzkie	-16,28785 (0,0171)	0,009069 (0,0078)	0,601456 (0,0000)	0,40
Ziemskie o charakterze miejskim	-22,91958 (0,0000)	0,012693 (0,0000)	0,518628 (0,0000)	0,56
Ziemskie o charakterze wiejskim	-25,37030 (0,0000)	0,013836 (0,0000)	0,552430 (0,0000)	0,65

Objaśnienia: w nawiasach podano poziom istotności. Instrumentami były: stała oraz $\ln(K_{it-1})$. Pseudo R² wyznaczono jako kwadrat współczynników korelacji liniowej Pearsona między wartościami empirycznymi a teoretycznymi zmiennej objaśnianej.

Źródło: obliczenia własne.

Z danych zawartych w tabeli 2 wynika np., iż elastyczność wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy była najwyższa wśród powiatów grodzkich, które jednocześnie charakteryzowały się najniższą stopą postępu technicznego. Oszacowania te trudno uznać za wiarygodne ze względu na stosunkowo niskie poziomy współczynników determinacji oraz specyfikę równania (4), w którym zakłada się jednakowy poziom produktywności czynników produkcji we wszystkich powiatach.

TABELA 3: *Oszacowania równania (6) GMM z fixed effect w analizowanych grupach*

Grupa	Stała	t	$\ln(k_{it})$	Pseudo R ²
Wszystkie powiaty	-26,94239 (0,0000)	0,014791 (0,0000)	0,460991 (0,0000)	0,94
Grodzkie	-2623059 (0,0000)	0,015048 (0,0000)	0,180482 (0,0258)	0,94
Ziemskie o charakterze miejskim	-29,83369 (0,0000)	0,016431 (0,0000)	0,385074 (0,0000)	0,93
Ziemskie o charakterze wiejskim	-27,72575 (0,0000)	0,015084 (0,0000)	0,512523 (0,0000)	0,94

Objaśnienia: W nawiasach podano poziom istotności. Instrumentami były: stała oraz $\ln(K_{it-1})$. Pseudo R² wyznaczono jako kwadrat współczynników korelacji liniowej Pearsona między wartościami empirycznymi a teoretycznymi zmiennej objaśnianej.

Źródło: obliczenia własne.

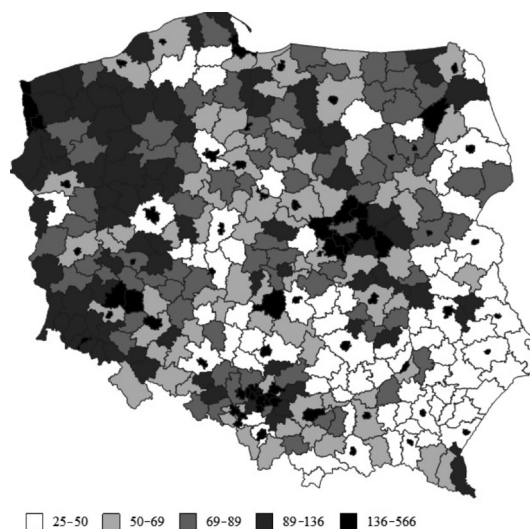
Natomiast z oszacowań równania (6) zestawionych w tabeli 3 wynika, iż po pierwsze: istotnie zróżnicowane są elastyczności wydajności względem technicznego uzbrojenia pracy. Najwyższym poziomem elastyczności charakteryzowały się powiaty ziemskie o charakterze wiejskim (0,51), średni poziom elastyczności cechował powiaty ziemskie o charakterze miejskim (0,39), zaś najniższy poziom oszacowano w grupie powiatów grodzkich (0,18). Po drugie oszacowana stopa postępu technicznego była najwyższa w powiatach ziemskich o charakterze miejskim (1,64%) zaś w grupach powiatów grodzkich oraz ziemskich o charakterze wiejskim stopy postępu technicznego kształtowały się na podobnym poziomie (1,51%). Po trzecie wartości uzyskanych skorygowanych współczynników determinacji w estymacjach równania (6) były we wszystkich analizowanych grupach na wysokim poziomie (0,94). Ponadto na uwagę zasługuje fakt, iż oszacowana elastyczność wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy w grupie powiatów grodzkich była ponad 2,5-krotnie niższa niż średnia wartość tej elastyczności w grupie wszystkich powiatów, co zdaniem autorów potwierdza słuszność podziału na grupy i szacowanie TFP w oparciu o specyficzne dla analizowanych grup elastyczności. Zatem dalsze szacunki TFP w grupach powiatów w Polsce prowadzone były przy wykorzystaniu wyników estymacji zestawionych w tabeli 3.

4. Zróżnicowanie TFP oraz stóp wzrostu TFP w analizowanych grupach powiatów

Powiaty wchodzące w skład poszczególnych grup, w celu lepszego zobrazowania zróżnicowania, podzielono na grupy kwintylowe, a następnie oszacowane poziomy TFP w latach 2003–2014 zestawiono na rysunkach 1–4. Analizując owe rysunki, można wyciągnąć następujące wnioski:

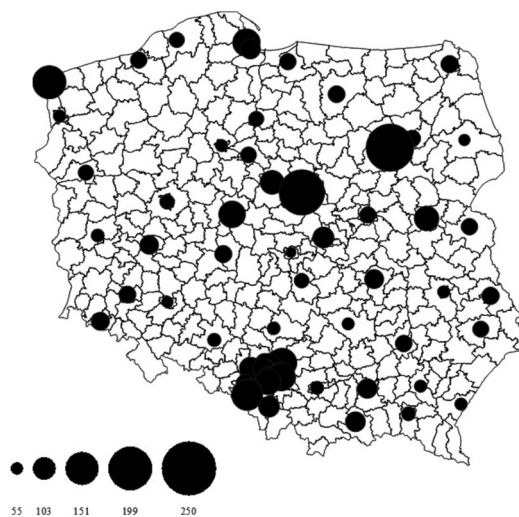
- Najniższe, nieprzekraczające 35% wartości analizowanej zmiennej dla całej gospodarki, wartości TFP w badanym przedziale czasu osiągnęły powiaty: kraśnicki (lubelskie, 25,38), buski (świętokrzyskie, 27,49), zamojski (lubelskie, 29,94), jarosławski (podkarpackie, 30,43), opolski (opolskie, 31), lubaczowski (podkarpackie, 31,14), pszczyński (śląskie, 32,74), kielecki (świętokrzyskie, 33,49), kazimierski (świętokrzyskie, 34,16). Grupę o najniższych wartościach TFP zdominowały powiaty z województw: podkarpackiego (15), lubelskiego (15) i świętokrzyskiego (9). Ponadto do grupy tej należało również 7 powiatów z województwa wielkopolskiego, 6 z podlaskiego, po 5 z małopolskiego i śląskiego, 4 z łódzkiego, 3 z pomorskiego, po 2 z kujawsko-pomorskiego i opolskiego oraz po 1 z lubuskiego, mazowieckiego i warmińsko-mazurskiego.
- Grupę o niskich wartościach omawianej zmiennej tworzyło 12 powiatów z województwa mazowieckiego, 10 z kujawsko-pomorskiego, po 8 z łódzkiego i małopolskiego i 6 z wielkopolskiego. W grupie tej znajdowały się również powiaty z województw dolnośląskiego (5), śląskiego (5), opolskiego (4), pomorskiego (4), warmińsko-mazurskiego (4), podkarpackiego (3), lubuskiego (2), podlaskiego (2), lubelskiego (1), świętokrzyskiego (1) i zachodniopomorskiego (1).
- Grupę powiatów o przeciętnych wartościach TFP, w latach 2003–2014, tworzyło co najmniej po jednym powiecie z każdego województwa, w tym 11 z mazowieckiego, 9 z warmińsko-mazurskiego, 7 z wielkopolskiego, po 6 z dolnośląskiego, kujawsko-pomorskiego i łódzkiego. Ponadto, w mniejszym stopniu grupę tę tworzyły powiaty z województw lubuskiego (5), śląskiego (5), podlaskiego (4), małopolskiego (3), opolskiego (3), pomorskiego (3), zachodniopomorskiego (3), podkarpackiego (2), lubelskiego (2) i świętokrzyskiego (1).
- Powiaty z województw dolnośląskiego (13), zachodniopomorskiego (13) i wielkopolskiego (11) w największym stopniu tworzyły grupę powiatów o wysokich wartościach analizowanej zmiennej. W grupie tej znalazło się również po 6 powiatów z województw pomorskiego i mazowieckiego,

RYSUNEK 1: *Przestrzenne zróżnicowanie TFP w latach 2003–2014 w grupie wszystkich powiatów (średnia = 100)*



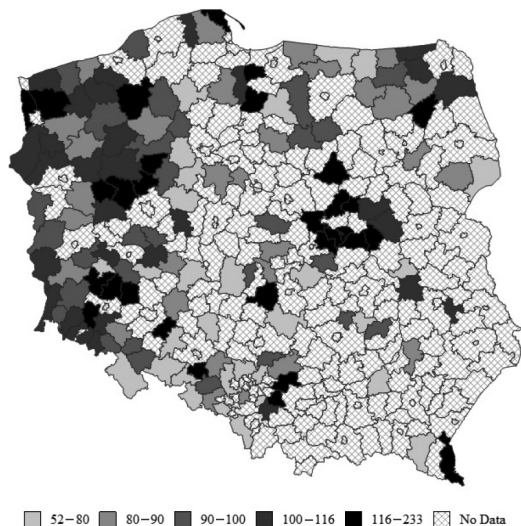
Źródło: opracowanie własne.

RYSUNEK 2: *Przestrzenne zróżnicowanie TFP w latach 2003–2014 w grupie powiatów grodzkich (średnia = 100)*



Źródło: opracowanie własne.

RYSUNEK 3: *Przestrzenne zróżnicowania TFP w latach 2003–2014 w grupie powiatów ziemskich o charakterze miejskim (średnia = 100)*

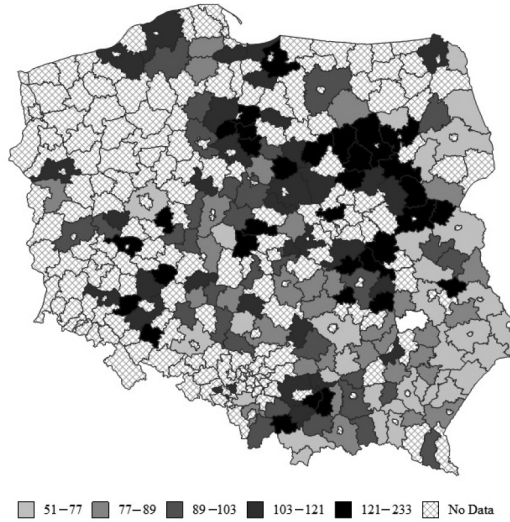


Źródło: opracowanie własne.

5 z warmińsko-mazurskiego, 4 z lubuskiego, po 3 z lubelskiego, łódzkiego i małopolskiego, po 2 ze śląskiego, świętokrzyskiego i opolskiego oraz po 1 z kujawsko-pomorskiego, podkarpackiego i podlaskiego.

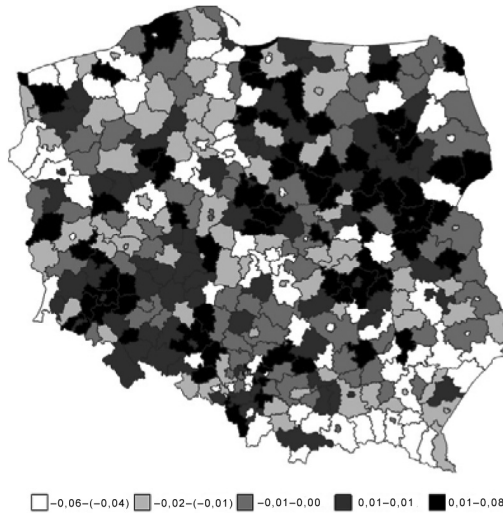
- Najwyższe, przekraczające 300% wartości analizowanej zmiennej dla całej gospodarki zostały odnotowane w powiatach: Tychy (śląskie, 305,93), Kolin (wielkopolskie, 318,87), Sopot (pomorskie, 328,19), Jaworzno (śląskie, 333,93), Siemianowice Śląskie (śląskie, 334,13), Dąbrowa Górnicza (śląskie, 350,98), Jastrzębie Zdrój (śląskie, 370,97), Świnoujście (zachodniopomorskie, 397,33), Płock (mazowieckie, 542,15), Ostrołęka (mazowieckie, 565,63). Grupę tę w największym stopniu tworzyły powiaty z województw śląskiego (19) i mazowieckiego (12). Do grupy tej zaliczono również powiaty z województw dolnośląskiego (5), kujawsko-pomorskiego (4), lubelskiego (4), podkarpackiego (4), podlaskiego (4), pomorskiego (4), wielkopolskiego (4), zachodniopomorskiego (4), łódzkiego (3), małopolskiego (3), lubuskiego (2), warmińsko-mazurskiego (2), opolskiego (1), świętokrzyskiego (1). Grupę o najwyższej wartości TFP tworzyły aż 64 powiaty grodzkie. Ponadto w grupie powiatów grodzkich najwyższe wartości TFP notowane były w Świnoujściu, Płocku, Ostrołęce oraz w części powiatów tworzących konurbację górnośląską.

RYSUNEK 4: *Przestrzenne zróżnicowanie TFP w latach 2003–2014 w grupie powiatów ziemskich o charakterze wiejskim (średnia = 100)*



Źródło: opracowanie własne.

RYSUNEK 5: *Przeciętne stopy wzrostu TFP w latach 2003–2014 w grupie wszystkich powiatów*

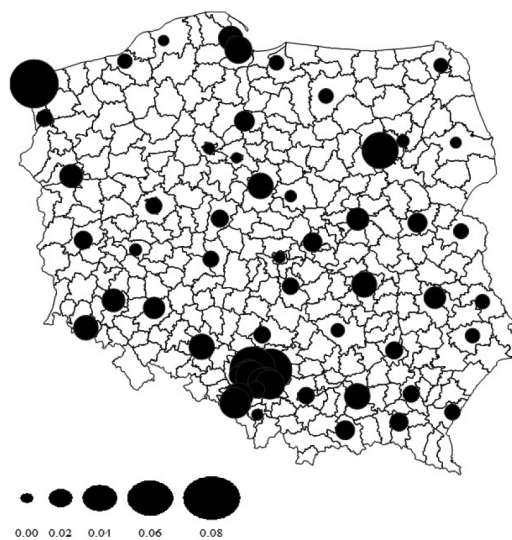


Źródło: opracowanie własne.

Analizując zaś przeciętne stopy wzrostu TFP, możemy wyciągnąć następujące wnioski (por. rysunki 5–8):

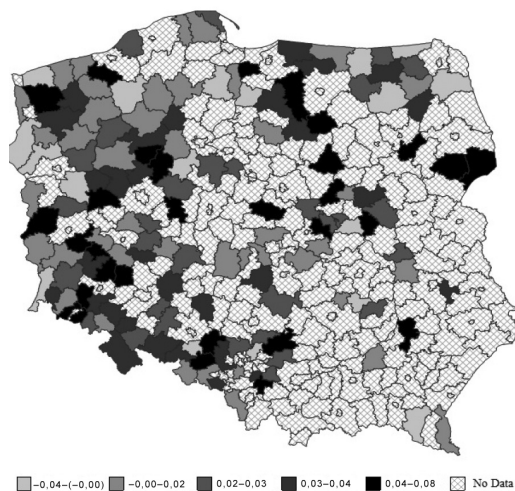
- W powiatach: piaseczyńskim (mazowieckie, $-0,040$), niżańskim (podkarpackie, $-0,041$), lubaczowskim (podkarpackie, $-0,042$), tarnobrzeskim (podkarpackie, $-0,043$), kwidzyńskim (pomorskie, $-0,043$), rybnickim (śląskie, $-0,044$), pińczowskim (świętokrzyskie, $-0,045$), leskim (podkarpackie, $-0,049$), gorlickim (małopolskie, $-0,051$), myślenicki (małopolskie, $-0,056$) oraz zgorzeleckim (dolnośląskie, $-0,062$) w omawianym okresie odnotowano przeciętnie spadek TFP. Najwięcej powiatów w grupie o ujemnej stopie wzrostu TFP miały województwa: podkarpackie (11), łódzkie (8) oraz zachodniopomorskie (7). Ponadto do grupy tej zakwalifikowało się po 6 powiatów z województw kujawsko-pomorskiego i śląskiego, po 5 z województw lubelskiego, małopolskiego, podlaskiego, pomorskiego i świętokrzyskiego, 4 z warmińsko-mazurskiego, po 3 z lubuskiego i mazowieckiego, po 1 z dolnośląskiego, opolskiego i wielkopolskiego.
- Powiaty z województw wielkopolskiego (12), lubelskiego (7), podkarpackiego (7), kujawsko-pomorskiego (6), łódzkiego (6) i zachodniopomorskiego (6) w największym stopniu tworzyły grupę powiatów o niskich stopach wzrostu TFP. W grupie tej znajdowały się również powiaty z województw mazowieckiego (5), śląskiego (5), małopolskiego (4), pomorskiego (4), warmińsko-mazurskiego (4), lubuskiego (3), dolnośląskiego (2), opolskiego (2), świętokrzyskiego (2) i podlaskiego (1).
- Grupę powiatów o przeciętnych wartościach omawianej zmiennej tworzyło przynajmniej po 1 powiecie z każdego województwa, w tym 8 ze śląskiego, 7 z lubelskiego, po 6 z łódzkiego, małopolskiego, mazowieckiego, wielkopolskiego, po 5 z dolnośląskiego, podkarpackiego i pomorskiego. Ponadto grupę tę tworzyły po 4 powiaty z województw lubuskiego i warmińsko-mazurskiego, po 3 z kujawsko-pomorskiego, podlaskiego, świętokrzyskiego i zachodniopomorskiego oraz 1 z opolskiego.
- Wysokie wartości przeciętnych stóp wzrostu zostały odnotowane w powiatach województw dolnośląskiego (12), wielkopolskiego (11), śląskiego (9), mazowieckiego (7), kujawsko-pomorskiego (6). Grupę o wysokich wartościach tworzyło również po 5 powiatów z województw małopolskiego i warmińsko-mazurskiego, 4 z opolskiego, po 3 z lubelskiego i świętokrzyskiego, po 2 z lubuskiego, łódzkiego, podlaskiego, pomorskiego i zachodniopomorskiego oraz 1 z podkarpackiego.

RYSUNEK 6: *Przeciętne stopy wzrostu TFP w latach 2003–2014 w grupie powiatów grodzkich*



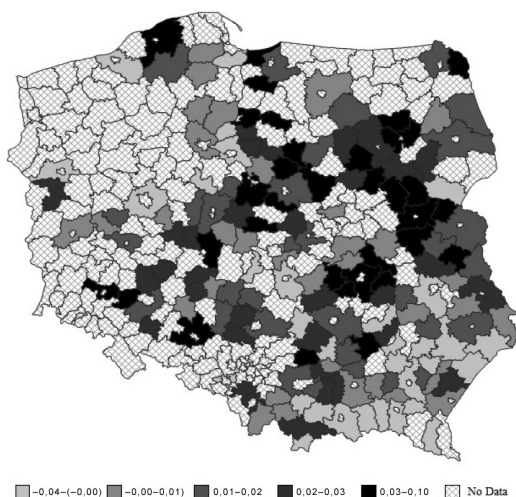
Źródło: opracowanie własne.

RYSUNEK 7: *Przeciętne stopy wzrostu TFP w latach 2003–2014 w grupie powiatów ziemskich o charakterze miejskim*



Źródło: opracowanie własne.

RYSUNEK 8: *Przeciętne stopy wzrostu TFP w latach 2003–2014 w grupie powiatów ziemskich o charakterze wiejskim*

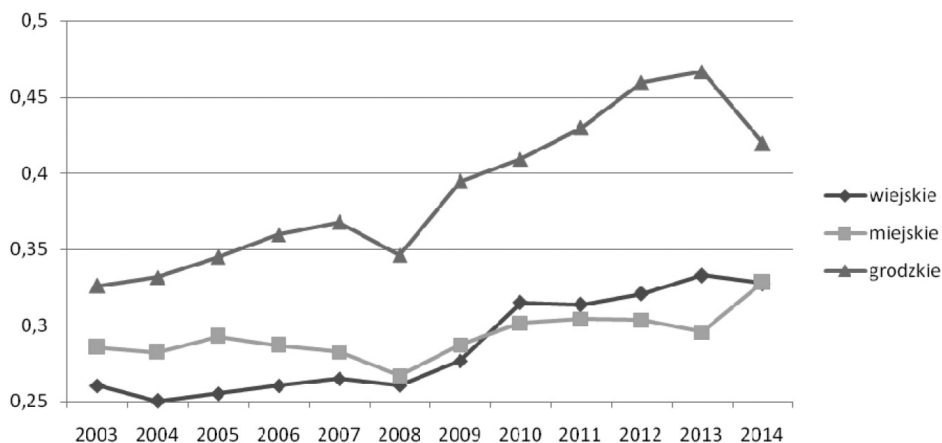


Źródło: opracowanie własne.

- Najwyższe przeciętne stopy wzrostu TFP zostały odnotowane w powiatach: koleńskim (podlaskie, 0,040), żyrardowskim (mazowieckie, 0,040), Dąbrowa Górnicza (śląskie, 0,044), węgrowskim (mazowieckie, 0,048), wołowskim (dolnośląskie, 0,048), siedleckim (mazowieckie, 0,049), Piaski Śląskie (śląskie, 0,050), Świnoujście (zachodniopomorskie, 0,055), wrzesińskim (wielkopolskie, 0,064) oraz kozienickim (mazowieckie, 0,076). Ponadto grupę o najwyższych stopach wzrostu TFP tworzyły powiaty z województw mazowieckiego (21), dolnośląskiego (9), śląskiego (8), podlaskiego (6) i wielkopolskiego (5). W mniejszym stopniu grupę tę tworzyły powiaty z województw opolskiego (4), pomorskiego (4), warmińsko-mazurskiego (4), zachodniopomorskiego (3), kujawsko-pomorskiego (2), lubelskiego (2), lubuskiego (2), łódzkiego (2), małopolskiego (2), podkarpackiego (1) i świętokrzyskiego (1).

W celu zobrazowania zmian zróżnicowania TFP w czasie w analizowanych grupach powiatów obliczono współczynniki zmienności, które zestawiono na wykresie 1.

WYKRES 1: Współczynniki zmienności w analizowanych grupach powiatów w latach 2003–2014



Źródło: obliczenia własne.

Z wykresu 1. wynika, iż (po pierwsze) trajektorie współczynników zmienności dla omawianych grup powiatów miały zbliżone nachylenie. Po drugie, współczynniki zmienności charakteryzowały się tendencją rosnącą (z niewielką korektą na okres kryzysu gospodarczego z 2008 r.), co oznacza, że w latach 2003–2014 zróżnicowanie TFP w czasie pogłębiało się, przy czym największy wzrost zróżnicowania nastąpił w grupie powiatów grodzkich, w których notowano najwyższe poziomy oszacowanych TFP.

5. Podsumowanie oraz ważniejsze wnioski

Przeprowadzone obliczenia potwierdzają hipotezę, iż poziomy TFP oraz dynamika zmian TFP są istotnie zróżnicowane na poziomie powiatów. Zakres zróżnicowania TFP w dużej mierze uzależniony jest od przyjętej metody dezagregacji PKB z poziomu wojewódzkiego na poziom powiatowy, ze zróżnicowania kapitału rzeczowego oraz oszacowań (α), czyli elastyczności produkcji względem kapitału rzeczowego. Niemniej jednak, porównując uzyskane wyniki z wynikami Ciołek, Brodzickiego (2016), należy zauważyć, iż rozkład zróżnicowania TFP na poziomie powiatów był podobny (mimo odmiennej metody dezagregacji PKB). Zarówno z analiz prowadzonych w niniejszym artykule, jak i wyników badań Ciołek, Brodzickiego (2016) wynika, iż najwyższe poziomy TFP charakterystyczne były dla grupy powiatów grodzkich (miast na prawach

powiatów). Najniższe wartości TFP cechowały natomiast powiaty leżące w województwach Polski Wschodniej (podkarpackim, świętokrzyskim, lubelskim oraz podlaskim).

Ponadto prowadzone w opracowaniu rozważania nasuwają szereg wniosków oraz uwag natury metodologicznej:

1. Poziom powiatów to już znaczny stopień dezagregacji. O ile dla całych gospodarek czy nawet na poziomie regionów (województw) można przyjąć, że ich gospodarki obejmują pełen przekrój sektorów, to powiaty mają tendencję do specjalizowania się w wybranych (relatywnie niewielu) sektorach gospodarki. Zróżnicowanie sektorów, w których specjalizują się dane powiaty, mogą powodować, że nie są ze sobą wprost porównywalne, a uzyskane w sposób rezydualny oszacowania TFP będą obejmować także efekty różnic struktury sektorowej. Wydaje się, iż kwestia ta jest istotna szczególnie w kontekście analiz efektywności technologicznej. Warto zatem dokonać rozróżnienia między powiatami rolniczymi, przemysłowymi czy dużymi miastami na prawach powiatów. Z tego powodu w niniejszym artykule autorzy podjęli się podziału powiatów na trzy grupy, na których prowadzono analizy. Wyodrębniono powiaty grodzkie (miasta na prawach powiatów) zaś pozostałe powiaty ziemskie podzielono na powiaty o charakterze miejskim oraz wiejskim. Taki podział w pewnym stopniu stanowi próbę uwzględnienia różnic natury sektorowej.
2. Istotnym wyzwaniem przy szacowaniu TFP na poziomie powiatów jest wyznaczenie elastyczności cząstkowych, czyli udziałów wynagrodzeń czynników produkcji, a szczególnie kapitału (α) w funkcji Cobba–Douglasa. Pojawia się pytanie, czy przyjmując α identyczne dla wszystkich powiatów, czy specyficzne dla każdej z rozważanych grup. Jak wynika z oszacowań zestawionych w tabeli 3 szacunki α istotnie statystycznie różniły się dla poszczególnych grup. Największe różnice dotyczyły α oszacowanych dla grupy wszystkich powiatów ($\alpha = 0,461$) oraz w grupie powiatów grodzkich ($\alpha = 0,18$). Gdyby zaś przyjmując identyczną α oszacowaną dla wszystkich, to okazałoby się, iż TFP szczególnie w dużych miastach byłyby niedoszacowane, gdyż użyto zdecydowanie przeszacowane wartości α .
3. Do estymacji parametrów funkcji produkcji wykorzystano systemowy GMM, gdyż metoda ta jest optymalna do estymacji parametrów makroekonomicznej funkcji produkcji. Jednocześnie metodę GMM stosuje się, jeżeli istnieją podejrzenia co do np. endogeniczności nakładów kapitału. W małych jednostkach terytorialnych, jaką niewątpliwie jest powiat, można podjąć próbę szacowania TFP zupełnie z poziomu „mikro”, czyli firm, gdzie istotną kwestią

jest właśnie endogeniczność nakładów kapitału wskutek decyzji firm o inwestycjach. Być może lepszym rozwiązaniem byłoby zastosowanie estymatorów TFP, które w panelu również pozwalają tę endogeniczność uwzględnić i skontrolować. Takie estymatory proponują Olley i Pakes (1996), Levinsohn i Petrin (2003) czy Wooldridge (2009). Być może jest to istotny argument skłaniający do kontynuacji badań dotyczących szacowania TFP na poziomie powiatów. Niemniej jednak istotnym ograniczeniem może okazać się brak odpowiednich danych statystycznych.

4. Wartą uwagi kwestią jest większe „zaszumienie” danych na poziomie powiatów. Wystarczy, że jedna firma dokona większej inwestycji, a łączne inwestycje oraz PKB zdecydowanie wzrastają, co ma istotny wpływ również na wzrost TFP w danym powiecie. Takim przykładem może być powiat Świnoujście, w którym odnotowano bardzo wysoki poziom TFP (397,33% średniej krajowej wartości TFP), na co wpływ miała przede wszystkim budowa Gazoportu LNG w analizowanym okresie.
5. Bazując przy dezagregacji PKB jedynie na zmiennych przyjętych w procedurze zaproponowanej przez Tokarskiego (produkcja sprzedana brutto, środki trwale brutto, inwestycje przedsiębiorstw), nadmiernie uwypukla się znaczenie sektora produkcyjnego, a deprecjonuje się sektor usług, który w procesie tworzenia PKB ma istotne znaczenie. W zaproponowanej w artykule modyfikacji procedury dezagregacji wprowadza się dodatkową zmienną średnie płace realne brutto, która w pewnym stopniu pozwala uchwycić również sektor usługowy.

Bibliografia

Opracowania

- Barro Robert J., Xavier Sala-i-Martin**, *Economic Growth*, The MIT Press, Cambridge 2003.
- Ciolek Dorota, Brodzicki Tomasz**, *Determinanty całkowitej produktywności polskich powiatów. Wpływ kapitału terytorialnego*, Working Paper 1, Instytut Rozwoju, Sopot 2015.
- Ciolek Dorota, Brodzicki Tomasz**, *Determinanty produktywności polskich powiatów*, Bank i Kredyt 2016/47 (5).
- Cobb Charles W., Paul Howard D.**, *A Theory of Production*, American Economic Review 1928/18 (1).
- Easterly William, Ross Levine**, *What Have we learned from a decade of empirical research on growth? It's not factor accumulation: stylized facts and growth model*, World Bank Economic Review 2001/15 (2).
- Growiec Jakub, Marć Łukasz**, *Produktywność czynników w krajach OECD*, Gospodarka Narodowa 2009/9.

- Helpman Elhanan**, *The mystery of economic growth*, Harvard University Press, Cambridge 2008.
- Olley Steven, Pakes Ariel**, *The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry*, *Econometrica* 1996/64 (6).
- Pindyck Robert S., Daniel Rubinfeld**, *Econometric Models and Economic Forecast*, McGraw-Hills, New York 1991.
- Pindyck Robert S., Daniel Rubinfeld**, *Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables*, *The Review of Economic Studies* 2003/70/2.
- Tokarski Tomasz**, *Przestrzenne zróżnicowanie Łącznej produktywności czynników produkcji w Polsce*, *Gospodarka Narodowa* 2010/3.
- Tokarski Tomasz**, *Zróżnicowanie podstawowych zmiennych makroekonomicznych w powiatach*, w: Mariusz Trojak, Tomasz Tokarski (red.), *Statystyczna analiza przestrzennego zróżnicowania rozwoju ekonomicznego i społecznego Polski*, Kraków 2013.
- Wicksell Knut**, *Über Wert, Kapital und Rente Nach den Neueren Nationalökonomischen Theorien*, Jena 1893.
- Wooldridge Jeffrey**, *On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables*, *Economics Letters* 2009/104 (3).

Strony internetowe

<https://bdl.stat.gov.pl/BDL/start>; stan na 13.05.2017 r.

Paweł DYKAS
Tomasz MISIAK

SPATIAL VARIABILITY OF TOTAL FACTOR PRODUCTIVITY IN COUNTY GROUPS

(Summary)

The authors of this paper attempt estimating the spatial variability of total factor productivity (TFP) at the level of selected groups of counties in Poland between the years 2003–2014. Due to the nonmeasurability of the analyzed variable, TFP was estimated by means of the Cobb–Douglas production macroeconomic function. However, in order to calculate TFP the authors disaggregated GDP from the level of voivodships to the level of counties. The analysis was carried out in three proposed groups: a group of city counties, a group of urban-featured land counties as well as in a group of rural-featured counties, assuming differentiation of flexibility in labor productivity towards technical capital-labor ratio in each analyzed group.

Keywords: TFP; TFP spatial variability; flexibility in labor productivity towards capital-labor ratio

