

Przestrzenne zróżnicowanie łącznej produktywności czynników produkcji w Polsce

Wprowadzenie

Celem opracowania jest próba oszacowania przestrzennego zróżnicowania łącznej produktywności czynników produkcji (*total factor productivity* – dalej również TFP) oraz statystyczna analiza determinantów zróżnicowania owej zmiennej makroekonomicznej w polskich województwach w latach 1995-2007¹. Oszacowania TFP oparte są na koncepcji makroekonomicznej funkcji produkcji Cobba, Douglasa [1928].

Struktura pracy przedstawia się następująco. W części drugiej znajdują się opisowe analizy przestrzennego zróżnicowania wydajności pracy i technicznego uzbrojenia pracy na poziomie wojewódzkim. Część trzecia zawiera prezentacje oszacowań parametrów funkcji produkcji Cobba, Douglasa oraz (bazujące na tych oszacowaniach) obliczenia łącznych produktywności czynników produkcji w województwach. W części czwartej podjęto próbę endogenizacji TFP w oparciu o sektorowe struktury wytworzonej wartości dodanej (w podziale na rolnictwo, przemysł, budownictwo oraz usługi) i wskaźniki opisujące rozwój infrastruktury transportowej (drogowej oraz kolejowej). Opracowanie kończy część piąta, zawierająca podsumowanie prezentowanych rozważań oraz ważniejsze, wynikające z nich wnioski.

Przestrzenne zróżnicowanie wydajności pracy i technicznego uzbrojenia pracy²

Wydaje się, że przed rozważaniem przestrzennego zróżnicowania TFP w polskich województwach w latach 1995-2007 należy wpierrw scharakteryzować przestrzenne zróżnicowanie wydajności pracy (mierzonej PKB na pracującego wg badań aktywności ekonomicznej ludności – dalej BAEL) oraz technicznego uzbrojenia pracy (wyrażonego wartością brutto środków trwałych na pracują-

* Autor jest pracownikiem Zakładu Ekonomii Matematycznej Instytutu Ekonomii i Zarządzania Uniwersytetu Jagiellońskiego oraz Wyższej Szkoły Handlowej w Kielcach, Wydział Zamiejscowy w Tarnobrzegu. Artykuł wpłynął do redakcji w styczniu 2010 r.

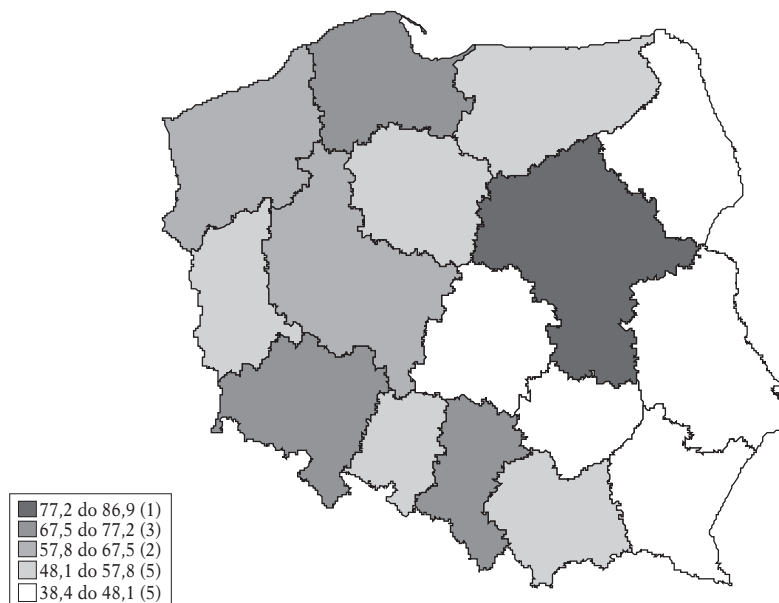
¹ Wybór tego przedziału czasu wynikał z dostępności odpowiednich danych statystycznych dotyczących województw.

² Analogiczne rozważania dotyczące przestrzennego zróżnicowania wydajności pracy, technicznego uzbrojenia pracy oraz łącznej produktywności czynników produkcji na poziomie powiatów znaleźć można w opracowaniu Kwiatkowskiego, Tokarskiego [2009].

cego³). Wynika to stąd, iż łączna produktywność czynników produkcji szacowana jest w oparciu o koncepcję neoklasycznej funkcji produkcji Cobb'a, Douglasa, w której (zgodnie z ideą reszt Solowa [1957]), stopa wzrostu TFP jest różnicą między stopą wzrostu produkcji na pracującego a stopą wzrostu technicznego uzbrojenia pracy ważoną udziałem nakładów kapitału w produkcji.

Analizując przestrzenne zróżnicowanie wydajności pracy w latach 1995-2007 wyciągnąć można następujące wnioski (por. też mapa 1 i tablica 2 oraz Tokarski, Gabryjelska, Krajewski, Mackiewicz [1999], Gajewski, Tokarski [2004], Tokarski, Gajewski [2004ab], Tokarski [2005ab], Tokarski, Roszkowska, Gajewski [2005], Tokarski, Stępień, Wojnarowski [2006], Tokarski [2008a] lub Kwiatkowski, Tokarski [2009]):

Mapa 1. Przestrzenne zróżnicowanie wydajności pracy (PKB na pracującego) w Polsce w latach 1995-2007 (tys. zł, ceny stałe z 2006 roku)



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych ze strony www.stat.gov.pl

- zdecydowanie najwyższym poziomem wydajności pracy w latach 1995-2007 charakteryzowało się województwo mazowieckie, gdzie poziom owej zmiennej makroekonomicznej kształtował się na przeciętnym poziomie wynoszącym ok. 86,8 tys. zł. Do regionów o wysokim poziomie rozważanej tu zmiennej makroekonomicznej należały również województwa śląskie (73,1 tys. zł), pomorskie (70,2 tys. zł) oraz dolnośląskie (68,7 tys. zł). Obie, wspomniane

³ Prezentowane dalej dane statystyczne dotyczące wydajności pracy i technicznego uzbrojenia pracy wyrażone są w cenach stałych z 2006 roku.

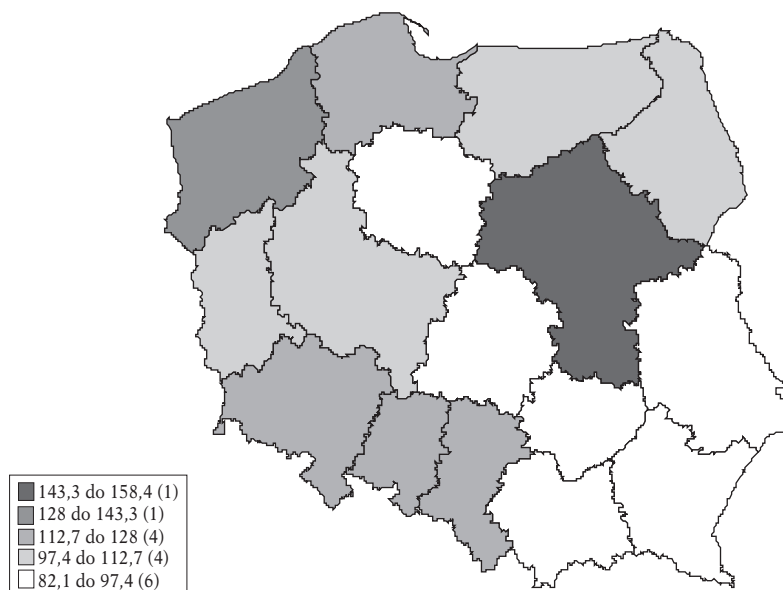
uprzednio, grupy województw to województwa, w których znajdują się bardzo silne ośrodki rozwoju ponadregionalnego i regionalnego (Warszawa, aglomeracja śląsko-zagłębiowska, Trójmiasto i Wrocław),

- przeciętny, jak na warunki polskie, poziom produktu na pracującego w latach 1995-2007 notowany był w województwach zachodniopomorskim (67,0 tys. zł) i wielkopolskim (62,1 tys. zł),
- w grupie województw o dość niskim poziomie wydajności pracy (poniżej 60 tys. zł) w rozważanym w pracy przedziale czasu znalazły się województwa: lubuskie (56,1 tys. zł), kujawsko-pomorskie (55,6 tys. zł), opolskie (55,3 tys. zł), warmińsko-mazurskie (52,6 tys. zł) i małopolskie (50,1 tys. zł),
- najniższym poziomem wydajności pracy w latach 1995-2007 charakteryzowały się zaś województwo łódzkie (47,7 tys. zł) oraz województwa „ściany wschodniej”, tj. podlaskie (46,5 tys. zł), świętokrzyskie (43,5 tys. zł), podkarpackie (43,1 tys. zł) i lubelskie (38,4 tys. zł).

Rozważając przestrzenne zróżnicowanie technicznego uzbrojenia pracy (mierzonego wielkością wartości brutto środków trwałych na pracującego) w latach 1995-2007 można stwierdzić co następuje (por. też mapa 2 i tablica 2):

- podobnie, jak w przypadku wydajności pracy, zdecydowanie najwyższym poziomem technicznego uzbrojenia pracy w rozważanym w pracy przedziale czasu charakteryzowało się województwo mazowieckie (158,4 tys. zł). Wysoki poziom owej zmiennej makroekonomicznej notowany był także w województwie zachodniopomorskim (129,6 tys. zł),

Mapa 2. Przestrzenne zróżnicowanie technicznego uzbrojenia pracy (wartość brutto środków trwałych na pracującego) w Polsce w latach 1995-2007 (tys. zł, ceny stałe z 2006 roku)

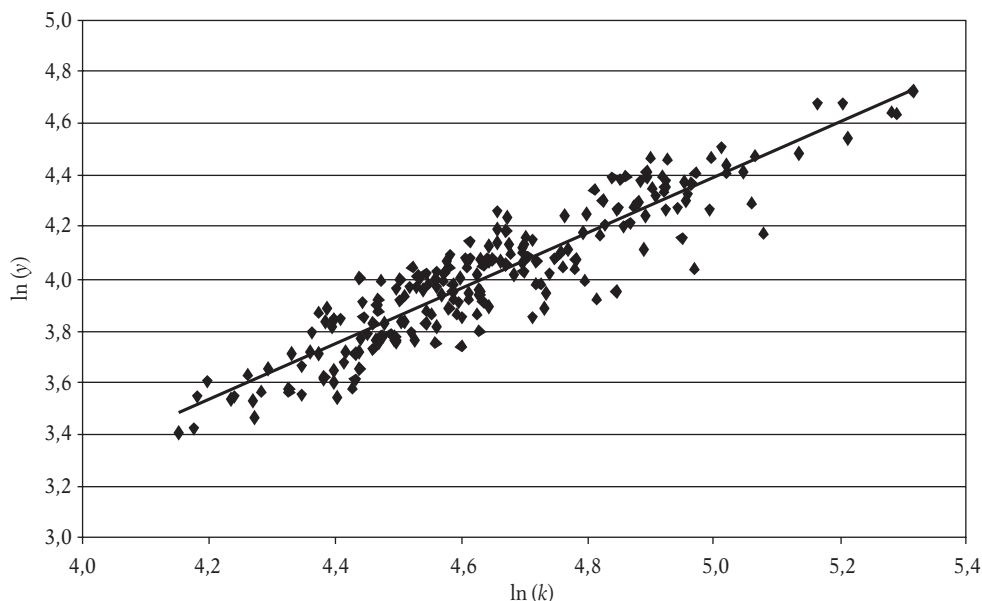


Źródło: obliczenia własne na podstawie danych ze strony www.stat.gov.pl

- w grupie województw o przeciętnym poziomie wydajności pracy znalazły się województwa opolskie (126,7 tys. zł), pomorskie (124,9 tys. zł), śląskie (124,0 tys. zł) i dolnośląskie (119,7 tys. zł),
- niski poziom analizowanej tu zmiennej makroekonomicznej występował w województwach wielkopolskim (106,7 tys. zł), warmińsko-mazurskim (104,4 tys. zł), lubuskim (100,9 tys. zł) oraz podlaskim (97,7 tys. zł),
- w grupie województw o najniższym kapitale rzeczowym na pracującego w latach 1995-2007 znalazły się województwa: kujawsko-pomorskie (91,0 tys. zł), małopolskie (90,7 tys. zł), świętokrzyskie (87,3 tys. zł), łódzkie (86,0 tys. zł), podkarpackie (84,8 tys. zł) i lubelskie (82,2 tys. zł).

Analizując przestrzenne zróżnicowanie wydajności pracy oraz technicznego uzbrojenia pracy warto również zwrócić uwagę na współzależności, które zachodziły między owymi zmiennymi makroekonomicznymi. Współzależności te zilustrowane zostały na wykresie 1. Z wykresu 1 oraz z danych statystycznych dotyczących tych zmiennych wynika, iż w latach 1995-2007 istniała (zgodna z teorią makroekonomicznej funkcji produkcji – szerzej na ten temat por. np. Żółtowska [1997] lub Tokarski [2009, rozdział pierwszy]) dość silna, dodatnia zależność między technicznym uzbrojeniem pracy a wydajnością pracy (współczynnik korelacji Pearsona między tymi zmiennymi wynosił ok. 0,923, zaś między ich logarytmami naturalnymi ok. 0,920).

Wykres 1. Logarytmy naturalne z wydajności pracy (y) i technicznego uzbrojenia pracy (k) w polskich województwach w latach 1995-2007



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych ze strony www.stat.gov.pl

Oszacowania łącznej produktywności czynników produkcji

Celem oszacowania TFP w polskich województwach w latach 1995-2007 wykorzystano makroekonomiczną funkcję produkcji Cobba, Douglasa daną wzorem:

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

gdzie:

Y_{it} jest wielkością wytworzonego strumienia produktu (utożsamianego z PKB) w województwie i ($i = 1, 2, \dots, 16$) w roku t ($t = 1995, 1996, \dots, 2007$),
 K_{it} to kapitał rzeczowy (definiowany jako wartość brutto środków trwałych) w województwie i w roku t ,

L_{it} – liczba pracujących (wg BAEL) w województwie i w roku t ,

$A_0 > 0$ jest łączną produktywnością czynników produkcji w roku $t = 0$,

$g > 0$ to stopa postępu technicznego postępu technicznego w sensie Hicksa⁴,
 $\alpha \in (0; 1)$ i $(1 - \alpha) \in (0; 1)$ oznaczają albo elastyczności produkcji względem nakładów kapitału i pracy, albo (na gruncie marginalnej teorii podziału Clarka) udziały nakładów kapitału i pracy w produkcji.

Równanie (1), po podzieleniu go przez liczbę pracujących $L_{it} > 0$, można zapisać następująco:

$$y_{it} = A_0 e^{gt} k_{it}^\alpha, \quad (2)$$

gdzie: $y_{it} \equiv Y_{it}/L_{it}$ oznacza wydajność pracy, zaś $k_{it} \equiv K_{it}/L_{it}$ to techniczne uzbrojenie pracy.

Po zlogarytmowaniu stronami równania (2) otrzymuje się związek:

$$\ln(y_{it}) = \Lambda + gt + \alpha \ln(k_{it}), \quad (3)$$

przy czym $\Lambda = \ln(A_0)$. Wyrażenie $\Lambda + gt$ w równaniu (2) oznacza logarytm naturalny z łącznej produktywności czynników produkcji w każdym z polskich województw w roku t .

W równaniu (3) *implicite* zakłada się, iż TFP w poszczególnych województwach uzyskują takie same wartości. Ponieważ założenie to jest bardzo restrykcyjne, dlatego rozluźniono je stosując procedurę dywersyfikacji stałej (*fixed effect*, por. Pindyck, Rubinfeld [1991, s. 223-226]). Procedura dywersyfikacji stałej polega m.in. na uzmiennieniu stałej dla każdego z analizowanych obiektów (w tym przypadku województw). Wówczas równanie (3) rozszerza się do następującej zależności:

⁴ To jest takiego rodzaju postępu technicznego, który nie zmienia krańcowej stopy substytucji między nakładami kapitału i pracy.

$$\ln(y_{it}) = \Lambda + \sum_{j=1}^{15} \Lambda_j w_j + g_t + \alpha \ln(k_{it}), \quad (4)$$

gdzie:

w_j to zmienne zero-jedynkowe dla kolejnych województw niebazowych,

Λ jest stałą w województwie bazowym,

Λ_j to korekta na stałą w j -tym województwie niebazowym⁵.

Równanie (4) można również rozszerzyć następująco:

$$\ln(y_{it}) = \Lambda + \sum_{j=1}^{15} \Lambda_j w_j + \sum_{t=1996}^{2007} g_t d_t + \alpha \ln(k_{it}), \quad (5)$$

gdzie d_t to zmienne zero-jedynkowe dla kolejnych lat (z wyjątkiem roku „bazowego”, za który przyjmuje się rok 1995). Z równań (4-5) wyciągnąć można wniosek, że stopę hicksowskiego postępu technicznego w kolejnych latach można zapisać następująco:

$$g = \begin{cases} g_{1995} & \text{dla } t = 1995 \\ g_t - g_{t-1} & \forall t = 1996, 1997, \dots, 2007 \end{cases}$$

Oszacowane metodą najmniejszych kwadratów (dalej MNK) parametry równań (3) i (5) znajdują się w tabelicy 1. Z przedstawionych w tabelicy 1 estymacji parametrów owych równań płyną następujące wnioski:

Tabela 1

Oszacowane parametry równań (3) i (5)

Zmienna objaśniająca:	Równanie:	
	(3)	(5)
Stała	-18,591 (-4,309)	0,964 (5,477)
Dolnośląskie	-	-0,0444 (-2,536)
Kujawsko-Pomorskie	-	-0,0751 (-3,105)
Lubelskie	-	-0,373 (-13,730)
Lubuskie	-	-0,128 (-6,003)
Łódzkie	-	-0,194 (-7,468)

⁵ Województwem bazowym w prowadzonych dalej rozważaniach jest zawsze województwo mazowieckie, co wynika stąd, iż jest to województwo największe, o najwyższym poziomie wydajności pracy oraz technicznego uzbrojenia pracy.

cd. tablicy 1

Zmienna objaśniająca:	Równanie:	
	(3)	(5)
Małopolskie	-	-0,177 (-7,241)
Opolskie	-	-0,300 (-18,234)
Podkarpackie	-	-0,278 (-10,498)
Podlaskie	-	-0,302 (-13,551)
Pomorskie	-	-0,0559 (-3,367)
Śląskie	-	-0,00539 (-0,321)
Świętokrzyskie	-	-0,293 (-11,412)
Warmińsko-Mazurskie	-	-0,222 (-10,840)
Wielkopolskie	-	-0,0722 (-3,611)
Zachodniopomorskie	-	-0,125 (-7,824)
t	0,00898 (4,087)	-
d_{1996}	-	0,0110 (0,837)
d_{1997}	-	0,0450 (3,390)
d_{1998}	-	0,0633 (4,730)
d_{1999}	-	0,0851 (6,097)
d_{2000}	-	0,111 (7,550)
d_{2001}	-	0,105 (6,764)
d_{2002}	-	0,113 (6,773)
d_{2003}	-	0,143 (8,248)
d_{2004}	-	0,184 (10,187)
d_{2005}	-	0,188 (10,491)

cd. tablicy 1

Zmienna objaśniająca:	Równanie:	
	(3)	(5)
d_{2006}	-	0,214 (12,010)
d_{2007}	-	0,244 (14,009)
$\ln(k)$	0,998 (28,045)	0,667 (18,373)
R ²	0,859	0,984
Skor. R ²	0,857	0,981
Liczba obserwacji Próba	208 1995-2007	

Dolnośląskie, kujawsko-pomorskie etc. to zmienne zero-jedynkowe dla kolejnych województw. Pod oszacowaniami parametrów podano odpowiednie statystyki *t*-Studenta. R² oznacza współczynnik determinacji, zaś skor. R² – skorygowany współczynnik determinacji.

- w estymacji równania (3), w której nie uwzględniono procedury dywersyfikacji stałej, oszacowana elastyczności wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy (lub, co na jedno wychodzi przy funkcji produkcji Cobb'a, Douglasa, elastyczność produkcji względem nakładów kapitału) ukształtowała się na poziomie zbliżonym do jedności i była istotna statystycznie. Wydaje się jednak, że wielkość ta jest stanowczo przeszacowana, gdyż wówczas elastyczność produktu względem nakładów pracy powinna być zbliżona do zera,
- z oszacowania równania (3) płynie również wniosek, że po pierwsze, stopa hicksowskiego postępu technicznego równa była ok. 0,9% rocznie⁶, zaś zmienność technicznego uzbrojenia pracy i trend czasowy objaśniały zmienność wydajności pracy w ok. 85,7% (por. skorygowany współczynnik determinacji),
- po uwzględnieniu dywersyfikacji stałej, czyli w szacunkach równania (5), elastyczność wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy spadła do ok. 0,67% (i była istotna statystycznie), zaś stopa hicksowskiego postępu technicznego wynosiła w kolejnych latach⁷ 1,1% (1996 rok), 3,4% (1997 rok), 1,8% (1998 rok), 2,2% (1999 rok), 2,6% (2000 rok), -0,7% (2001 rok), 0,9% (2002 rok), 3,0% (2003 rok), 5,1% (2004 rok), 0,4% (2005 rok), 2,6% (2006 rok) oraz 3,0% (2007 rok)⁸. Wielkości te (w szczególności osza-

⁶ Stopa hicksowskiego postępu technicznego jest równa reszcie Solowa [1957]. Oznacza to, iż stopa ta jest (z jednej strony) stopą wzrostu wydajności pracy, która wystąpiłaby przy zerowej stopie technicznego uzbrojenia pracy lub (z drugiej strony) stopą wzrostu TFP.

⁷ Stopa ta w roku 1996 okazała się nieistotna statystycznie, w pozostałych zaś latach była ona istotna statystycznie.

⁸ Wydaje się, że zmiany stopy postępu technicznego w sensie Hicksa w kolejnych latach mogły wynikać zarówno ze zmian technologii, jak i (szczególnie w latach 2001-2002) ze zmian zagregowanego popytu w gospodarce.

cowana wartość elastyczności α) wydają się znacznie bardziej wiarygodne w stosunku do odpowiednich oszacowań równania (3),

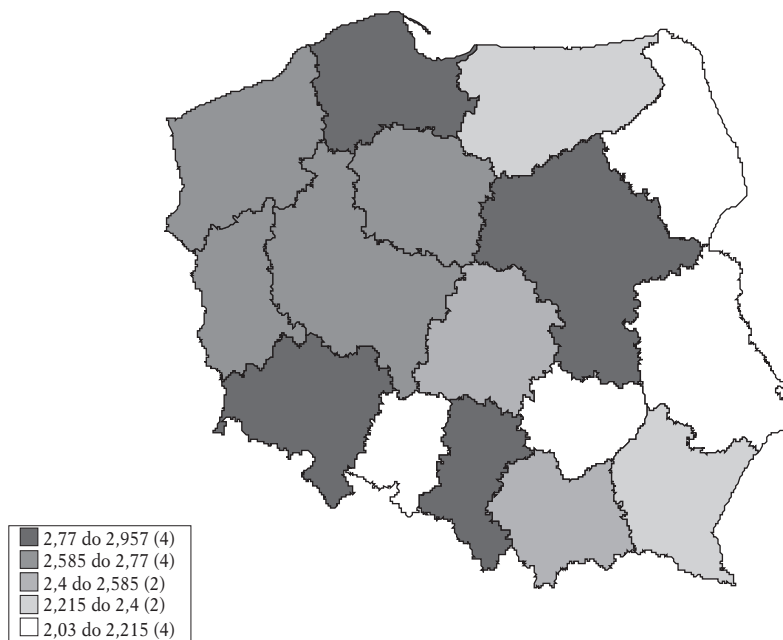
- oszacowane wartości korekt na stałą Λ_j okazały się ujemne i (z wyjątkiem województwa śląskiego) istotnie statystycznie różne od zera. Płyńie stąd wniosek, że łączne produktywności czynników produkcji były istotnie zróżnicowane regionalnie oraz, iż zazwyczaj we wszystkich analizowanych województwach były niższe od tej, którą notowano w województwie mazowieckim.

Oszacowana wartość parametru α pozwoliła na policzenie łącznych produktywności czynników produkcji w polskich województwach w latach 1995-2007 zgodnie z następującym równaniem:

$$TFP_{it} = \frac{y_{it}}{k_{it}^{0,667}}, \quad (6)$$

gdzie indeksy i odnoszą się do kolejnych województw, zaś indeksy t -lat. Oszacowane przestrzenne zróżnicowanie łącznych produktywności czynników produkcji w polskich województwach przedstawione są na mapie 3 oraz w tabelicy 2.

Mapa 3. Przestrzenne zróżnicowanie łącznej produktywności czynników produkcji w Polsce w latach 1995-2007



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych ze strony www.stat.gov.pl

Z mapy 3 oraz danych w tabelicy 2 wyciągnąć można następujące wnioski (por. też np. Tokarski [2005a, rozdział 2] lub Tokarski [2008a]):

- najwyższym przeciętnym poziomem łącznej produktywności czynników produkcji w latach 1995-2007 charakteryzowały się województwa: mazowieckie (2,957)⁹, śląskie (2,937), dolnośląskie (2,820) oraz pomorskie (2,794). W grupie województw o wysokim poziomie owej zmiennej makroekonomicznej znalazły się województwa: wielkopolskie (2,748), kujawsko-pomorskie (2,736), zachodniopomorskie (2,606) i lubuskie (2,590),
- przeciętny poziom TFP w Polsce notowany był w województwach: małopolskim (2,474) oraz łódzkim (2,438),
- grupa województw o niskim poziomie analizowanej w tej części opracowania zmiennej złożona była w województw warmińsko-mazurskiego (2,364) i podkarpackiego (2,230). Najniższym poziomem łącznej produktywności czynników produkcji charakteryzowały się zaś województwa świętokrzyskie (2,203), opolskie (2,187), podlaskie (2,181) oraz lubelskie (2,031).

Porównując zaś przestrzenne zróżnicowanie wydajności pracy, technicznego uzbrojenia pracy i łącznej produktywności czynników produkcji w polskich województwach wyciągnąć można następujące wnioski (por. też dane w tablicy 2):

- najwyższym przestrzennym zróżnicowaniem (spośród trzech rozważanych zmiennych makroekonomicznych) charakteryzowała się wydajność pracy. Znacznie niższe przestrzenne zróżnicowanie miało miejsce po stronie technicznego uzbrojenia pracy, najmniej natomiast zróżnicowana przestrzennie była łączna produktywność czynników produkcji,
- z danych zestawionych w tablicy 2 wynika również, iż najwyższą dynamiką wydajności pracy w latach 1995-2007 charakteryzowało się województwo mazowieckie (PKB na pracującego wzrosło tam bowiem o 98,6%), następnie małopolskie (78,6%) i wielkopolskie (73,9%). Najniższe wzrosty wydajności pracy w rozważanym w opracowaniu przedziale czasu notowane zaś były w województwach: kujawsko-pomorskim (47,9%), lubelskim (38,6%), warmińsko-mazurskim (28,7%) oraz lubuskim (21,8%).

Tablica 2

Przestrzenne zróżnicowanie wydajności pracy, technicznego uzbrojenia pracy i łącznej produktywności czynników produkcji w Polsce w latach 1995-2007

Województwo	Wydajność pracy		Techniczne uzbrojenie pracy		Łączna produktywność czynników produkcji	
	Średnia (tys. zł, ceny 2006)	Rok 2007 (rok 1995 = 100)	Średnia (tys. zł, ceny 2006)	Rok 2007 (rok 1995 = 100)	Średnia	Rok 2007 (rok 1995 = 100)
Dolnośląskie	68,7	154,3	118,9	143,9	2,820	121,0
Kujawsko-Pomorskie	55,6	147,9	89,9	133,0	2,736	122,3
Lubelskie	38,4	138,6	81,9	119,4	2,031	123,1
Lubuskie	56,1	121,8	100,4	121,4	2,590	107,1
Łódzkie	47,7	161,7	85,5	127,1	2,438	137,8
Małopolskie	50,1	178,6	89,3	160,4	2,474	130,3

⁹ TFP jest wielkością niemianowaną.

cd. tablicy 2

Województwo	Wydajność pracy		Techniczne uzbrojenie pracy		Łączna produktywność czynników produkcji	
	Średnia (tys. zł, ceny 2006)	Rok 2007 (rok 1995 = 100)	Średnia (tys. zł, ceny 2006)	Rok 2007 (rok 1995 = 100)	Średnia	Rok 2007 (rok 1995 = 100)
Mazowieckie	86,8	198,6	157,0	144,8	2,957	155,2
Opolskie	55,3	155,8	125,0	157,0	2,187	115,3
Podkarpackie	43,1	151,9	83,4	141,0	2,230	120,8
Podlaskie	46,5	169,6	96,1	139,3	2,181	136,0
Pomorskie	70,2	172,6	123,9	152,8	2,794	130,0
Śląskie	73,1	158,6	123,1	158,6	2,935	116,6
Świętokrzyskie	43,5	164,2	87,3	133,8	2,203	135,2
Warmińsko-Mazurskie	52,6	128,7	104,5	100,8	2,364	128,1
Wielkopolskie	62,1	173,9	104,9	145,7	2,748	135,3
Zachodniopomorskie	67,0	164,4	127,8	132,8	2,606	136,0
Max/min	2,259	1,630	1,917	1,592	1,456	1,449
Współczynnik zmienności oparty na odchyleniu standardowym	0,228	0,120	0,200	0,116	0,118	0,089
Współczynnik zmienności oparty na odchyleniu przeciętnym	0,183	0,089	0,163	0,090	0,101	0,069
Współczynnik zmienności oparty na odchyleniu ćwiartkowym	0,180	0,061	0,168	0,058	0,106	0,056

Współczynnik zmienności oparty na odchyleniu standardowym (przeciętnym) jest ilorazem odchylenia standardowego (przeciętnego) do nieważonej średniej arytmetycznej, zaś współczynnik zmienności oparty na odchyleniu ćwiartkowym to iloraz odchylenia ćwiartkowego i mediany.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych ze strony www.stat.gov.pl

- najwyższą dynamiką technicznego uzbrojenia pracy w latach 1995-2007 charakteryzowało się województwo małopolskie (wzrost o 60,4%), następnie śląskie (58,6%), opolskie (57,0%) i pomorskie (52,8%). Najniższe przyrosty owej zmiennej makroekonomicznej notowane zaś były w województwach: lubuskim (21,4%), lubelskim (19,4%) oraz warmińsko-mazurskim (tylko 0,8%),
- rozważając zaś zmiany łącznej produktywności czynników produkcji w latach 1995-2007 okazuje się, że po pierwsze, zdecydowanie najwyższą dynamiką TFP charakteryzowało się województwo mazowieckie (wzrost o 55,2%), po drugie, wysokie wzrosty owej zmiennej makroekonomicznej uzyskały także województwa: łódzkie (37,8%), zachodniopomorskie (36,0%), podlaskie (36,0%),

wielkopolskie (35,3%) i świętokrzyskie (35,2%) oraz po trzecie, najniższa dynamika łącznej produktywności czynników produkcji zanotowana została w województwach: śląskim (16,6%), opolskim (15,2%) i lubuskim (7,1%),

- podobnie jak w przypadku poziomów wydajności pracy, technicznego uzbrojenia pracy oraz łącznej produktywności czynników produkcji, dynamika wydajności pracy była w zasadzie najbardziej zróżnicowana przestrzennie (spośród badanych tu zmiennych makroekonomicznych), natomiast najniższym zróżnicowaniem charakteryzowała się TFP.

Próba endogenizacji łącznej produktywności czynników produkcji

Endogenizując łączną produktywność czynników produkcji w polskich województwach wykorzystano dwie następujące grupy zmiennych objaśniających:

- zmienne opisujące sektorową strukturę wartości dodanej (w podziale na rolnictwo, przemysł, budownictwo oraz usługi) na regionalnych rynkach produktu¹⁰,
- zmienne opisujące rozwój infrastruktury transportowej w poszczególnych województwach (mierzone długością dróg i linii kolejowych przypadających na km² powierzchni województwa).

Równania endogenizujące TFP przedstawiają się następująco:

$$\ln(TFP_{it}) = \varphi_0 + \sum_{j=1}^{15} \varphi_j w_j + \sum_{j=1}^3 \beta_j r_{itj} \quad (7a)$$

oraz:

$$\ln(TFP_{it}) = \varphi_0 + \sum_{j=1}^{15} \varphi_j w_j + \gamma f_{it}, \quad (7b)$$

gdzie:

TFP_{it} to łączna produktywność czynników produkcji w województwie i w roku t oszacowana na podstawie równania (6),

w_j – zmienne zero-jedynkowe dla kolejnych województw niebazowych,

r_{itj} to udziały wartości dodanej w j -tym sektorze gospodarki ($j = 1$ to przemysł, $j = 2$ budownictwo, zaś $j = 3$ usługi rynkowe¹¹) w województwie i w roku t w wartości dodanej ogółem w województwie i w roku t ,

f_{it} są zmiennymi dotyczącymi gęstości dróg lub linii kolejowych (w km/km²) w województwie i w roku t ¹². Zmiennymi tymi, w kolejnych estymacjach para-

¹⁰ Alternatywnym podejściem (wykorzystanym np. w pracach Adamczyka, Tokarskiego, Włodarczyka [2008] lub Tokarskiego [2008b] w rozważaniach dotyczących regionalnych i lokalnych rynków pracy) może być analiza wpływu sektorowych struktur pracujących na TFP.

¹¹ Wynika stąd, że sektorem bazowym w przedstawionych dalej wynikach analiz statystycznych jest rolnictwo.

¹² Ponieważ na stronie www.stat.gov.pl dane dotyczące długości dróg w poszczególnych województwach dotyczą lat 2001-2007, zaś linii kolejowych 1999-2007, zatem próby, na których

metrów równania (7b), są gęstość autostrad, dróg ekspresowych oraz eksploatowanych linii kolejowych.

Oszacowane MNK parametry równań (7ab) zestawione są w tablicy 3. Z przedstawionych tam oszacowań wyciągnąć można następujące wnioski:

- z oszacowań parametrów równania (7a) wynika co następuje: po pierwsze, każdy z udziałów r_{ij} (z wyjątkiem udziału wartości dodanej wytworzonej w przemyśle) istotnie statystycznie oddziaływał na łączną produktywność czynników produkcji. Po drugie, każdy kolejny punkt procentowy udziału sektora usług w wartości dodanej przekładał się przeciętnie na wzrost TFP o ok. 1,11%. Po trzecie, każdy kolejny punkt procentowy udziału wartości dodanej wytworzonej w budownictwie obniżał łączną produktywność czynników produkcji przeciętnie o ok. 2,78 punktu procentowego. Po czwarte, zmienne objaśniające w równaniu (7a) wraz z efektem dywersyfikacji stałej objaśniały zmienność TFP w ok. 77,7%,
- z oszacowań parametrów równań (7b), w których łączną produktywność czynników produkcji objaśniana jest (poza efektem dywersyfikacji stałej) jedynie przez gęstość autostrad lub dróg ekspresowych wyciągnąć można wniosek, iż każda z tych zmiennych istotnie statystycznie wpływała na TFP. Zmienne te, wraz z efektem dywersyfikacji stałej, objaśniały zmienność TFP w ok. 81,5-82,9%,
- szacunki, w których łączna produktywność czynników produkcji zależna jest od gęstości eksploatowanych linii kolejowych, sugerują, że gęstość ta istotnie statystycznie, ujemnie oddziaływała na regionalne łączne produktywności czynników produkcji. Ponieważ zależności tej autor nie potrafi uzasadnić ekonomicznie, zatem wydaje się, że opisuje ona regresję pozorną.

Tablica 3

Oszacowane parametry równań (7ab)

Zmienna objaśniająca	Oszacowane parametry równań			
	(7a)	(7b)		
Stała	0,429 (1,216)	1,140 (56,509)	1,101 (44,473)	1,352 (25,977)
Dolnośląskie	0,0869 (2,472)	-0,240 (-4,543)	-0,0214 (-0,671)	0,143 (2,961)
Kujawsko-Pomorskie	0,0422 (1,430)	-0,0892 (-3,127)	-0,117 (-3,767)	0,0395 (1,056)
Lubelskie	-0,305 (-10,050)	-0,381 (-13,366)	-0,346 (-10,854)	-0,417 (-15,116)
Lubuskie	-0,0632 (-2,120)	-0,175 (-6,118)	-0,194 (-6,377)	-0,0573 (-1,690)
Łódzkie	-0,106 (-3,267)	-0,220 (-7,197)	-0,135 (-4,171)	-0,119 (-4,113)

estymowano parametry równań (7b) z uwzględnieniem zmiennych infrastrukturalnych są krótsze od oszacowań parametrów równań (3) oraz (5).

cd. tablicy 3

Zmienna objaśniająca	Oszacowane parametry równań			
	(7a)	(7b)		
Małopolskie	-0,0697 (-2,268)	-0,264 (-7,545)	-0,145 (-4,551)	-0,0596 (-1,669)
Opolskie	-0,129 (-3,918)	-0,539 (-8,760)	-0,274 (-8,439)	-0,127 (-2,666)
Podkarpackie	-0,159 (-4,783)	-0,302 (-10,575)	-0,263 (-8,096)	-0,266 (-9,790)
Podlaskie	-0,226 (-6,757)	-0,310 (-10,881)	-0,271 (-8,366)	-0,376 (-12,611)
Pomorskie	0,0344 (1,158)	-0,0581 (-2,035)	-0,107 (-3,158)	0,0540 (1,546)
Śląskie	0,158 (3,245)	-0,105 (-2,849)	-0,190 (-2,788)	0,549 (4,574)
Świętokrzyskie	-0,130 (-4,311)	-0,289 (-10,125)	-0,336 (-9,979)	-0,233 (-8,056)
Warmińsko-Mazurskie	-0,126 (-4,314)	-0,222 (-7,784)	-0,188 (-5,932)	-0,202 (-7,465)
Wielkopolskie	0,0987 (3,116)	-0,167 (-4,496)	-0,0450 (-1,465)	0,0443 (1,252)
Zachodniopomorskie	-0,0645 (-2,395)	-0,148 (-5,112)	-0,140 (-4,658)	-0,0904 (-3,302)
Przemysł	0,114 (0,223)	-	-	-
Budownictwo	-2,778 (-4,149)	-	-	-
Usługi	1,111 (3,211)	-	-	-
Autostrady	-	24,534 (4,150)	-	-
Drogi ekspresowe	-	-	42,576 (2,964)	-
Linie kolejowe	-	-	-	-4,594 (-4,771)
R ²	0,796	0,854	0,842	0,835
Skor. R ²	0,777	0,829	0,815	0,815
Liczba obserwacji	208	112		144
Próba	1995-2007	2001-2007		1999-2007

Dolnośląskie, kujawsko-pomorskie etc. to zmienne zero-jedynkowe dla kolejnych województw. Pod oszacowaniami parametrów podano odpowiednie statystyki *t*-Studenta. R² oznacza współczynnik determinacji, zaś skor. R² – skorygowany współczynnik determinacji.

Podsumowanie i wnioski

Prowadzone w pracy rozważania można podsumować następująco:

1. zdecydowanie najwyższym poziomem wydajności pracy oraz technicznego uzbrojenia pracy w Polsce w latach 1995-2007 charakteryzowało się województwo mazowieckie. Co więcej, zazwyczaj wyższym poziomem owych zmiennych makroekonomicznych charakteryzowały się województwa leżące na zachód od Wisły (z wyjątkiem województw łódzkiego i kujawsko-pomorskiego),
2. w rozważanym w pracy przedziale czasu występowała silna, dodatnia zależność korelacyjna między poziomem wydajności pracy i poziomem technicznego uzbrojenia pracy. Może to świadczyć o tym, iż makroekonomiczna funkcja produkcji Cobba-Douglasa jest dobrym narzędziem do opisu przestrzennego zróżnicowania wydajności pracy w Polsce,
3. co więcej, oszacowania parametrów owej funkcji produkcji pozwalają również na wyznaczenie łącznych produktywności czynników produkcji w polskich województwach,
4. z przedstawionych w pracy oszacowań TFP wynika m.in., że po pierwsze, ich zróżnicowanie przestrzenne jest geograficznie zbliżone do zróżnicowania wydajności pracy i technicznego uzbrojenia pracy oraz po drugie, stopień zróżnicowania łącznej produktywności czynników produkcji jest niższy od stopnia zróżnicowania technicznego uzbrojenia pracy, ten zaś niższy od zróżnicowania wydajności pracy,
5. z podjętej w opracowaniu próby endogenizacji łącznej produktywności czynników produkcji płyną m.in. następujące wnioski. Po pierwsze, niższymi poziomami TFP charakteryzowały się województwa o wysokich odsetkach wartości dodanej wytworzonej w budownictwie. Po drugie, zróżnicowanie gęstości sieci kolejowej nie oddziaływała istotnie statystycznie, dodatkowo na zróżnicowanie łącznej produktywności czynników produkcji. Po trzecie, gęstość sieci drogowej (uwzględniająca autostrady i drogi ekspresowe) oddziaływała istotnie statystycznie na TFP. Po czwarte, najsilniej na rozważaną w pracy zmienną makroekonomiczną, ze zmiennych opisujących gęstość infrastruktury transportowej, oddziaływały autostrady, następnie zaś drogi ekspresowe.

Bibliografia

- Adamczyk A., Tokarski T., Włodarczyk R.W., [2008], *Zróżnicowanie bezrobocia w województwach małopolskim i podkarpackim*, „Wiadomości Statystyczne” nr 5.
- Cobb C.W., Douglas P.H., [1928], *A Theory of Production*, „American Economic Review”, No. 18.
- Gajewski P., Tokarski T., [2004], *Czy w Polsce występuje efekt konwergencji regionalnej?*, „Studia Ekonomiczne” INE-PAN, nr 1-2 (XL-XLI).
- Kwiatkowski E., Tokarski T., [2009], *Determinanty przestrzennego zróżnicowania wydajności pracy*, „Wiadomości Statystyczne” nr 10.

- Matusiak K.B. (red.), [2004], *Przeobrażenia gospodarki polskiej w przededniu integracji z Unią Europejską*, Wyższa Szkoła Ekonomiczno-Społeczna w Ostrołęce, Ostrołęka.
- Pindyck R.S., Rubinfeld D.L., [1991], *Econometric Models and Economic Forecast*, McGraw-Hills, New York etc.
- Solow R.M., [1957], *Technical Change and the Aggregate Production Function*, „Review of Economics and Statistics”, No. 39.
- Tokarski T., [2005a], *Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania wydajności, zatrudnienia i bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo PTE, Warszawa.
- Tokarski T., [2005b], *O zróżnicowaniu rozwoju ekonomicznego polskich regionów i podregionów*, „Studia Prawno-Ekonomiczne”, tom LXXI, Łódzkie Towarzystwo Naukowe, Łódź.
- Tokarski T., [2008a], *Oszacowania regionalnych funkcji produkcji*, „Wiadomości Statystyczne” Nr 10.
- Tokarski T., [2008b], *Przestrzenne zróżnicowanie bezrobocia rejestrowanego w Polsce w latach 1999-2006*, „Gospodarka Narodowa” nr 7-8.
- Tokarski T., [2009], *Matematyczne modele wzrostu gospodarczego (ujęcie neoklasyczne)*, Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego, Kraków.
- Tokarski T., Gabryjelska A., Krajewski P., Mackiewicz M., [1999], *Determinanty regionalnego zróżnicowania PKB, zatrudnienia i płac*, „Wiadomości Statystyczne” nr 8.
- Tokarski T., Gajewski P., [2004a], *Real Convergence in Poland: A Regional Approach* w W. Welfe, P. Wdowiński [2004].
- Tokarski T., Gajewski P., [2004b], *Regionalne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego w Polsce* w K.B. Matusiak [2004].
- Tokarski T., Roszkowska S., Gajewski P., [2005], *Regionalne zróżnicowanie łącznej produktywności czynników produkcji w Polsce*, „Ekonomista” nr 2.
- Tokarski T., Stępień W., Wojnarowski J., [2006], *Zróżnicowanie poziomu rozwoju społeczno-ekonomicznego województw*, „Wiadomości Statystyczne” nr 7-8.
- Welfe W., Wdowiński P. (red.), [2004], *Modeling Economies in Transition, Proceedings of the Twenty Eight Conference of the International Association AMFET*, Warsaw, December 3-6, 2003, Łódź.
- Żółtowska E., [1997], *Funkcja produkcji. Teoria, estymacja, zastosowania*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.

THE REGIONAL DIVERSIFICATION OF TOTAL FACTOR PRODUCTIVITY IN POLAND

Summary

The author analyzes the regional diversification of labor productivity, the capital-labor ratio, and total factor productivity (TFP) in Poland's provinces in 1995-2007. He also undertakes to endogenize TFP on the basis of statistical data describing the structure of value added generated in agriculture, industry, construction and services, as well as data on the development of transport infrastructure, including the density of freeways, expressways and rail lines.

Using the concept of the macroeconomic function of production, Tokarski estimates TFP for each province in 1995-2007. Then the TFP levels are endogenized on the basis of variables describing the sector structure of the product market and the development of transportation infrastructure. The analyses described in the paper show that provinces

with a higher proportion of value added generated in the service sector generally display a higher level of TFP. Among the variables describing transport infrastructure, the freeway and expressway network density has a statistically significant positive effect on TFP, while the density of rail lines does not have such an effect, the author says.

Keywords: total factor productivity (TFP), capital-labor ratio, macroeconomic production function, infrastructure, regional studies