

Eugeniusz KWIATKOWSKI, Tomasz TOKARSKI

Determinanty przestrzennego zróżnicowania wydajności pracy

Celem artykułu jest próba statystycznej analizy determinant przestrzennego zróżnicowania wydajności pracy w powiatach w latach 2002—2006¹. Analizy te prowadzone są na podstawie makroekonomicznej funkcji produkcji C. W. Cobba i P. H. Douglasa (1928). Dlatego też w prowadzonych tu rozważaniach przyjmuje się założenie, że wielkość wydajności pracy zależna jest m.in. od wielkości technicznego uzbrojenia pracy (majątku trwałego brutto na pracującego). Analiza ta stanowi kontynuację wcześniejszych opracowań dotyczących determinant przestrzennego zróżnicowania wydajności pracy w województwach wykonanych przez Tokarskiego, Gabryjelską, Krajewskiego, Mackiewicza (1999), Kaczorowskiego, Rogut, Tokarskiego (2002), Gajewskiego, Tokarskiego (2004), Tokarskiego, Gajewskiego (2004ab), Tokarskiego, Roszkowską, Gajewskiego (2005) oraz Tokarskiego (2005a, 2008a).

OSZACOWANIE I ZRÓŻNICOWANIE WYDAJNOŚCI PRACY

Podstawowym problemem, który utrudnia oszacowanie wpływu przestrzennego zróżnicowania technicznego uzbrojenia pracy na przestrzenne zróżnicowanie wydajności pracy na poziomie powiatów jest brak danych statystycznych dotyczących powiatowych PKB. Uniemożliwia to bezpośrednie policzenie poziomu wydajności pracy (rozumianej jako PKB na pracującego). Dlatego też przed rozważaniami dotyczącymi przestrzennego zróżnicowania wydajności pracy należy oszacować poziom wartości owej zmiennej makroekonomicznej w powiatach na podstawie dostępnych danych statystycznych GUS.

W artykule wykorzystywane jest oszacowanie powiatowej wydajności pracy oparte na wartościach płac brutto w polskich powiatach w latach 2002—2006. Wynika to stąd, że z prowadzonych wcześniej analiz płynie wniosek, że poziom płac realnych ściśle związany jest m.in. z wydajnością pracy². Dlatego też należy się spodziewać, że na szczeblu powiatowym zróżnicowanie wydajności pracy związane jest ze zróżnicowaniem płac realnych. Zatem w prowadzonych anali-

¹ Wybór analizowanego przedziału wynikał z dostępności odpowiednich danych statystycznych na poziomie powiatowym.

² Co więcej, z analiz prowadzonych w pracach Rogut, Tokarskiego (2001, 2007) i Rogut, Lipowskiego (2005) wynika, że płace realne silniej związane są z poziomem wydajności pracy niż ze stopami bezrobocia.

zach oparto się na szacunkach wydajności pracy dokonanych w trzech następujących etapach:

- I. Na podstawie dostępnych danych statystycznych dotyczących wydajności pracy y (rozumianej jako PKB na pracującego w cenach stałych z 2006 r.³) i płac realnych w za lata 1999—2006⁴ na poziomie wojewódzkim oszacowano parametry następujących równań⁵:

$$\ln(y_{it}) = a_0 + a_1 \ln(w_{it}) \quad (1a)$$

$$\ln(y_{it}) = a_0 + \sum_{j=1} a_{0j} d_j + a_1 \ln(w_{it}) \quad (1b)$$

oraz

$$\ln(y_{it}) = a_0 + a_1 \ln(w_{it}) + \sum_{j=1} a_{1j} d_j \ln(w_{it}) \quad (1c)$$

gdzie:

y_{it} — realna wydajność pracy w cenach z roku 2006 w województwie i ($i = 1, 2, \dots, 16$) w roku t ($t = 1999, 2000, \dots, 2006$);

w_{it} — poziom płac realnych w cenach stałych z 2006 r. w województwie i w roku t ;

d_j — zmienna zero-jedynkowa dla j -tego województwa niebazowego⁶;

a_0, a_1, a_{0j} i $a_{1j} \in \mathbb{R}$ — parametry równań (1abc).

- II. Wykorzystując oszacowanie parametrów równań (1abc) dla województw wstępnie otrzymano powiatową wydajność pracy dla lat 2002—2006 zgodnie z równaniami⁷:

$$\hat{y}_{it} = e^{\hat{a}_0 + \hat{a}_1 \ln(w_{it})} \quad (2a)$$

³ Wszystkie dane statystyczne, dotyczące wielkości realnych, uzyskano po zdeflowaniu odpowiednich wielkości nominalnych jednolitym deflatorem PKB o podstawie z 2006 r.

⁴ Wybór tego przedziału wynikał z dostępności odpowiednich danych statystycznych dla województw.

⁵ Skorygowane współczynniki determinacji dla estymacji parametrów równań (1abc) metodą najmniejszych kwadratów (dalej MNK) wynosiły (odpowiednio) 0,536; 0,907 oraz 0,901.

⁶ Województwem bazowym we wszystkich prowadzonych w tym opracowaniu rozważaniach było woj. mazowieckie. Wynika to stąd, że jest to województwo o największym w Polsce potencjale demograficznym, a także o najwyższym poziomie wydajności pracy, technicznego uzbrojenia pracy i łącznej produktywności czynników produkcji (szerzej na ten temat por. np. Tokarski, Gajewski (2004b), Tokarski (2005ab, 2008ab), Tokarski, Roszkowska, Gajewski (2005), Tokarski, Stępień, Wojnarowski (2006), Małaga, Kliber (2007) lub Roszkowska (2008).

⁷ Zapis $\hat{x}$ oznacza dalej oszacowanie zmiennej lub parametru x .

$$\hat{y}_{it} = e^{\hat{a}_0 + \sum_j \hat{a}_{0j} d_j + \hat{a}_1 \ln(w_{it})} \quad (2b)$$

oraz

$$\hat{y}_{it} = e^{\hat{a}_0 + \hat{a}_1 \ln(w_{it}) + \sum_j \hat{a}_{1j} d_j \ln(w_{it})} \quad (2c)$$

gdzie:

$\hat{y}_{it}$ — wstępne oszacowanie wydajności pracy w powiecie i ($i = 1, 2, \dots, 379$) w roku t ($t = 2002, 2003, \dots, 2006$);

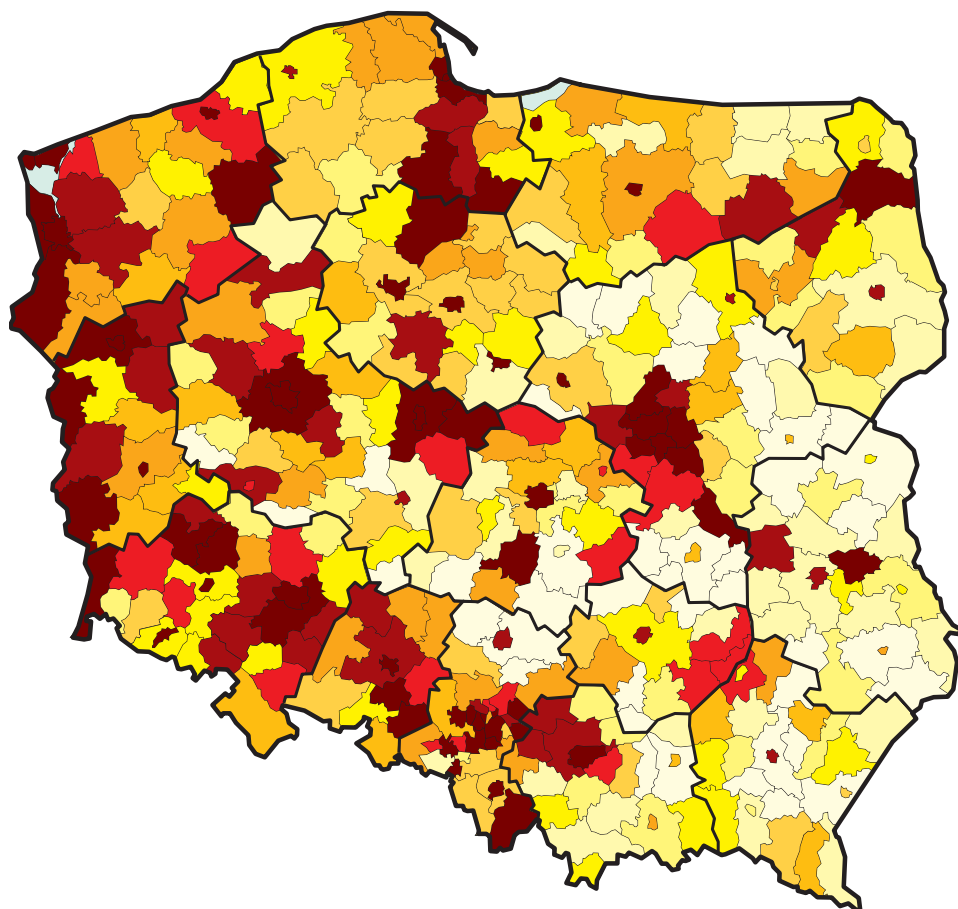
w_{it} — płace realne w powiecie i w roku t w cenach stałych z roku 2006.

III. Korzystając ze wstępnych oszacowań (2abc) powiatowej wydajności pracy obliczono wartości owej zmiennej makroekonomicznej dla powiatów, uśredniając uzyskane uprzednio oszacowania (2abc).

Przestrzenne zróżnicowanie tak oszacowanej wydajności pracy w powiatach w latach 2002—2006 przedstawione jest na wyk. 1 i w tabl. 1. Z tych danych płyną następujące wnioski (por. też analizy przestrzennego zróżnicowania wydajności pracy w województwach przedstawione np. w pracach — Gajewskiego (2007), Kaczorowskiego i in. (2002), Tokarskiego (2005ab, 2008a), Tokarskiego i in. (2006)):

- najwyższy poziom wydajności pracy w powiatach występował w dużych i średnich miastach oraz w ich najbliższym otoczeniu. Wynika to stąd, że w dziesiątej grupie decylowej powiatów — czyli wśród 10% powiatów o najwyższym poziomie analizowanej zmiennej makroekonomicznej — znajdowały się m.in. powiaty: wrocławski grodzki (woj. dolnośląskie), bydgoski grodzki i toruński grodzki (woj. kujawsko-pomorskie), zielonogórski grodzki (woj. lubuskie), krakowski grodzki (woj. małopolskie), płocki grodzki, pruszkowski i warszawski grodzki (woj. mazowieckie), opolski grodzki (woj. opolskie), gdański grodzki, Gdynia i Sopot (woj. pomorskie), Dąbrowa Górnicza, Gliwice, Jastrzębie Zdrój, Jaworzno, Katowice, Rybnik i Tychy (woj. śląskie), olsztyński grodzki (woj. warmińsko-mazurskie), poznański grodzki (woj. wielkopolskie), policki, Szczecin i Świnoujście (woj. zachodniopomorskie). Z kolei w dziewiątej grupie decylowej: jeleniogórski grodzki, wrocławski ziemski (woj. dolnośląskie), wrocławski grodzki (woj. kujawsko-pomorskie), chrzanowski, olkuski (woj. małopolskie), zielonogórski ziemski, gorzowski grodzki (woj. lubuskie), łódzki grodzki (woj. łódzkie), grodzki mazowiecki, nowodworski mazowiecki, piaseczyński, sochaczewski, warszawski zachodni (woj. mazowieckie), rzeszowski grodzki (woj. podkarpackie), białostocki grodzki (woj. podlaskie), bielski grodzki, mikołowski, Ruda Śląska, Zabrze (woj. śląskie), kielecki grodzki (woj. świętokrzyskie), elbląski grodzki (woj. warmińsko-mazurskie), poznański ziemski (wielkopolskie) i koszaliński grodzki (woj. zachodniopomorskie);

**Wykr. 1. ZRÓŻNICOWANIE OSZACOWANIA WYDAJNOŚCI PRACY W POWIATACH
W LATACH 2002—2006 (wydajność pracy w Polsce = 100)**



	95 do 378 (64)
	82 do 95 (37)
	77 do 82 (29)
	72 do 77 (39)
	70 do 72 (22)
	66 do 70 (36)
	63 do 66 (38)
	59 do 63 (35)
	56 do 59 (33)
	38 do 56 (45)

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych ze strony www.stat.gov.pl oraz roczników statystycznych województw, różne wydania z lat 2000—2008.

- w dziesiątej grupie decylowej wydajności pracy aż 7 powiatów położonych było w woj. śląskim, po 4 w województwach: dolnośląskim, pomorskim, wielkopolskim i zachodniopomorskim, po 3 w województwach mazowieckim i opolskim, natomiast żaden z powiatów woj. podkarpackiego i woj. świętokrzyskiego nie znalazł się wśród 38 powiatów o najwyższym poziomie wydajności pracy w latach 2002—2006;
- w dziewiątej grupie decylowej dominowały powiaty województw: mazowieckiego (6), lubuskiego i śląskiego (po 5) oraz dolnośląskiego i zachodniopomorskiego (po 3). W ósmej grupie decylowej aż 6 powiatów pochodziło z województw dolnośląskiego i wielkopolskiego, 5 z woj. śląskiego oraz 4 z woj. zachodniopomorskiego;
- powiaty o niskim i najniższym poziomie wydajności pracy dominowały na rolniczych terenach województw lubelskiego, podlaskiego i podkarpackiego, we wschodniej części woj. małopolskiego oraz na znacznej części województw mazowieckiego i łódzkiego. W pierwszej grupie decylowej aż 14 powiatów leżało w woj. mazowieckim, a 7 w woj. lubelskim. W drugiej grupie decylowej dominowały powiaty woj. lubelskiego (7), województw mazowieckiego i podkarpackiego (po 6) oraz województw łódzkiego, małopolskiego i wielkopolskiego. Z kolei w trzeciej grupie decylowej najwięcej było powiatów leżących w województwach podlaskim (6), wielkopolskim (5) i lubelskim (4).

TABL. 1. LICZBA POWIATÓW W PIERWSZYCH I OSTATNICH 3 GRUPACH DECYLOWYCH WYDAJNOŚCI PRACY WEDŁUG WOJEWÓDZTW W LATACH 2002—2006

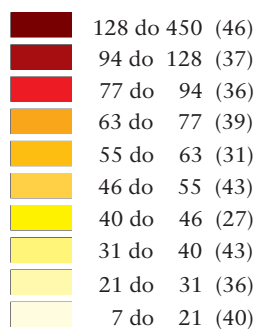
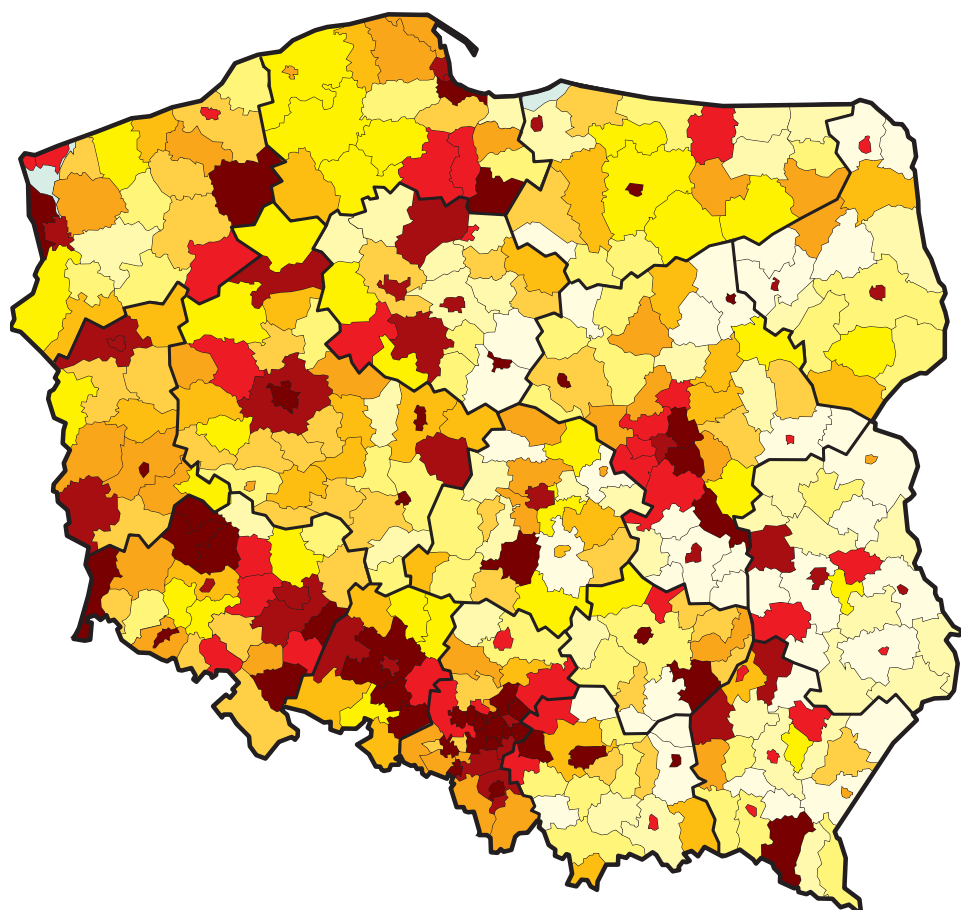
Województwa	Grupy decylowe					
	X	IX	VIII	III	II	I
Dolnośląskie	4	3	6	3	0	0
Kujawsko-pomorskie	2	2	1	2	1	0
Lubelskie	1	0	2	4	7	7
Lubuskie	2	5	2	0	0	0
Łódzkie	1	1	1	3	4	3
Małopolskie	1	2	2	3	4	2
Mazowieckie	3	6	3	3	6	14
Opolskie	3	0	3	0	0	0
Podkarpackie	0	1	0	3	6	4
Podlaskie	1	2	0	6	1	0
Pomorskie	4	2	2	1	0	0
Śląskie	7	5	5	1	1	3
Świętokrzyskie	0	2	1	2	1	2
Warmińsko-mazurskie	1	2	0	2	3	0
Wielkopolskie	4	2	6	5	4	3
Zachodniopomorskie	4	3	4	0	0	0

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych ze strony www.stat.gov.pl oraz *Rocznik...* (z lat 2000—2008).

ZRÓŻNICOWANIE TECHNICZNEGO UZBROJENIA PRACY

Przestrzenne zróżnicowanie technicznego uzbrojenia pracy w powiatach w latach 2002—2006 ilustruje wykr. 2 i tabl. 2. Płyną z nich takie wnioski:

**Wykr. 2. ZRÓŻNICOWANIE TECHNICZNEGO UZBROJENIA PRACY
W POWIATACH W LATACH 2002—2006 (techniczne uzbrojenie
pracy w Polsce = 100)**



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych ze strony www.stat.gov.pl oraz roczników statystycznych województw, różne wydania z lat 2000—2008.

- podobnie jak w przypadku wydajności pracy, najwyższy poziom technicznego uzbrojenia pracy w latach 2002—2006 notowany był zazwyczaj w dużych i średnich miastach oraz w ich najbliższym otoczeniu. W dziesiątej grupie decylowej technicznego uzbrojenia pracy znalazły się m.in. powiaty: jeleniogórski grodzki (woj. dolnośląskie), wrocławski grodzki (woj. kujawsko-pomorskie), zielonogórski grodzki (woj. lubuskie), chrzanowski i tarnowski grodzki (woj. małopolskie), ostrołęcki grodzki, piaseczyński, płocki grodzki i warszawski grodzki (woj. mazowieckie), opolski ziemski (woj. opolskie), gdański grodzki (woj. pomorskie), Dąbrowa Górnicza, Chorzów, Gliwice, Jastrzębie Zdrój, Jaworzno, Katowice, mikołowski, Mysłowice, Rybnik, Świętochłowice, Tychy i Zabrze (woj. śląskie), koniński grodzki i poznański grodzki (woj. wielkopolskie) oraz policki (woj. zachodniopomorskie), w dziewiątej zaś: wrocławski grodzki i wrocławski ziemski (woj. dolnośląskie), bydgoski grodzki i toruński grodzki (woj. kujawsko-pomorskie), gorzowski grodzki i gorzowski ziemski (woj. lubuskie), chełmski grodzki i lubelski grodzki (woj. lubelskie), łódzki grodzki (woj. łódzkie), krakowski grodzki (woj. małopolskie), pruszkowski i radomski grodzki (woj. mazowieckie), mielecki i stalowowolski (woj. podkarpackie), białostocki grodzki i łomżyński grodzki (woj. podlaskie), Gdynia (woj. pomorskie), będziński, bielski grodzki, bielski ziemski, pszczyński, Siemianowice Śląskie, Sosnowiec i Ruda Śląska (woj. śląskie), kielecki grodzki (woj. świętokrzyskie), elbląski grodzki i olsztyński grodzki (woj. warmińsko-mazurskie), kaliski grodzki i poznański ziemski (woj. wielkopolskie) oraz Szczecin (woj. zachodniopomorskie);

TABL. 2. LICZBA POWIATÓW W PIERWSZYCH I OSTATNICH 3 GRUPACH DECYLOWYCH TECHNICZNEGO UZBROJENIA PRACY WEDŁUG WOJEWÓDZTWA W LATACH 2002—2006

Województwa	Grupy decylowe					
	X	IX	VIII	III	II	I
Dolnośląskie	5	3	5	2	1	0
Kujawsko-pomorskie	1	3	3	4	4	2
Lubelskie	0	3	3	2	8	6
Lubuskie	1	3	0	0	0	0
Łódzkie	1	1	0	1	4	3
Małopolskie	2	1	2	3	3	5
Mazowieckie	5	2	4	4	3	10
Opolskie	3	1	2	0	0	0
Podkarpackie	0	3	4	3	4	5

**TABL. 2. LICZBA POWIATÓW W PIERWSZYCH I OSTATNICH 3 GRUPACH DECYLOWYCH
TECHNICZNEGO UZBROJENIA PRACY WEDŁUG WOJEWÓDZTW
W LATACH 2002—2006 (dok.)**

Województwa	Grupy decylowe					
	X	IX	VIII	III	II	I
Podlaskie	0	2	1	3	2	5
Pomorskie	2	1	3	2	1	0
Śląskie	12	7	5	1	1	0
Świętokrzyskie	1	1	1	3	1	1
Warmińsko-mazurskie	0	2	0	4	3	1
Wielkopolskie	2	4	1	4	3	0
Zachodniopomorskie	3	1	4	2	0	0

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych ze strony www.stat.gov.pl oraz *Rocznik...* (z lat 2000—2008).

- z wyk. 2 wynika również, że większość powiatów o najwyższych i wysokich poziomach technicznego uzbrojenia pracy w latach 2002—2006 leżała na zachód od Wisły, zaś znacznie niższym poziomem owej zmiennej charakteryzowały się głównie powiaty województw: lubelskiego, podlaskiego, warmińsko-mazurskiego, podkarpackiego, północnej i wschodniej części woj. mazowieckiego, znacznej części województw świętokrzyskiego i łódzkiego oraz wschodniej części woj. małopolskiego;
- zdecydowanie najwięcej powiatów w dziesiątej grupie decylowej technicznego uzbrojenia pracy pochodziło z woj. śląskiego (12), następnie po 5 z województw dolnośląskiego i mazowieckiego oraz po 3 z województw opolskiego i zachodniopomorskiego. W dziewiątej grupie 7 powiatów pochodziło z woj. śląskiego, 4 z woj. wielkopolskiego, po 3 z województw: dolnośląskiego, kujawsko-pomorskiego, lubelskiego, lubuskiego i podkarpackiego, po 2 z województw mazowieckiego, podlaskiego i warmińsko-mazurskiego oraz po 1 z pozostałych województw (łódzkie, małopolskie, opolskie, pomorskie, świętokrzyskie i zachodniopomorskie). W ósmej grupie decylowej rozważanej tu zmiennej makroekonomicznej dominowały powiaty województw: dolnośląskiego i śląskiego (po 5) oraz mazowieckiego, podkarpackiego i zachodniopomorskiego (po 4);
- w grupie decylowej o najniższym technicznym uzbrojeniu pracy, czyli w pierwszej grupie decylowej, zdecydowanie najwięcej (bo 10) było powiatów leżących w rolniczej części woj. mazowieckiego. Do grupy tej należało też 6 powiatów woj. lubelskiego, po 5 z województw małopolskiego, podkarpackiego i podlaskiego, 3 z woj. łódzkiego, 2 z woj. kujawsko-pomorskiego oraz po 1 z województw świętokrzyskiego i warmińsko-mazurskiego.

Nie było tu żadnego powiatu należącego do województw: dolnośląskiego, lubuskiego, opolskiego, pomorskiego, śląskiego, wielkopolskiego i zachodniopomorskiego;

- w drugiej grupie decylowej technicznego uzbrojenia pracy najwięcej powiatów leżało w woj. lubelskim (8), następnie w województwach kujawsko-pomorskim, łódzkim i podkarpackim (po 4), natomiast w trzeciej grupie decylowej po 4 powiaty należały do województw: kujawsko-pomorskiego, mazowieckiego, warmińsko-mazurskiego i wielkopolskiego, po 3 zaś leżały w województwach: małopolskim, podkarpackim, podlaskim i świętokrzyskim.

OSZACOWANIA PARAMETRÓW FUNKCJI PRODUKCJI

W prowadzonych rozważaniach dotyczących wpływu technicznego uzbrojenia pracy (k) na poziom wydajności pracy (y) w powiatach korzystamy z funkcji produkcji Cobba-Douglassa danej wzorem:

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

gdzie:

Y_{it} — wielkość strumienia produktu w powiecie i ($i = 1, 2, \dots, 379$) w roku t ($t = 2002, 2003, \dots, 2006$);

K_{it} — nakłady kapitału w powiecie i w roku t ;

L_{it} — liczba pracujących w powiecie i w roku t ;

$A_0 e^{gt}$ — łączna produktywność czynników produkcji⁸ w roku t , przy czym: $A_0 > 0$ — łączna produktywność czynników produkcji w roku $t = 0$, t — zmienna czasowa przyjmująca wartości 2002, 2003, ..., 2006, zaś $g > 0$ — stopa postępu technicznego w sensie J. R. Hicksa⁹. Parametry α i $1-\alpha$ (przy czym $\alpha \in (0;1)$) to zarówno elastyczność produktu względem nakładów kapitału i pracy, jak i owych nakładów w wytworzonym produkcie.

Dzieląc funkcję produkcji (1) przez liczbę pracujących sprowadzamy ją do funkcji wydajności pracy danej wzorem:

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

gdzie $y_{it} \equiv Y_{it} / L_{it}$ to strumień wydajności pracy, natomiast $k_{it} \equiv K_{it} / L_{it}$ jest zasobem technicznego uzbrojenia pracy.

⁸ Przez łączną produktywność czynników produkcji rozumie się zazwyczaj wielkość produkcji, która może być wytworzona z jednostkowych nakładów kapitału i pracy.

⁹ Stopę postępu technicznego w sensie Hicksa g można interpretować jako tę stopę wzrostu strumienia produktu, która wystąpiłaby przy stałych nakładach kapitału i pracy.

Funkcję wydajności pracy, po jej zlogarytmowaniu logarytmem naturalnym, można zapisać następująco:

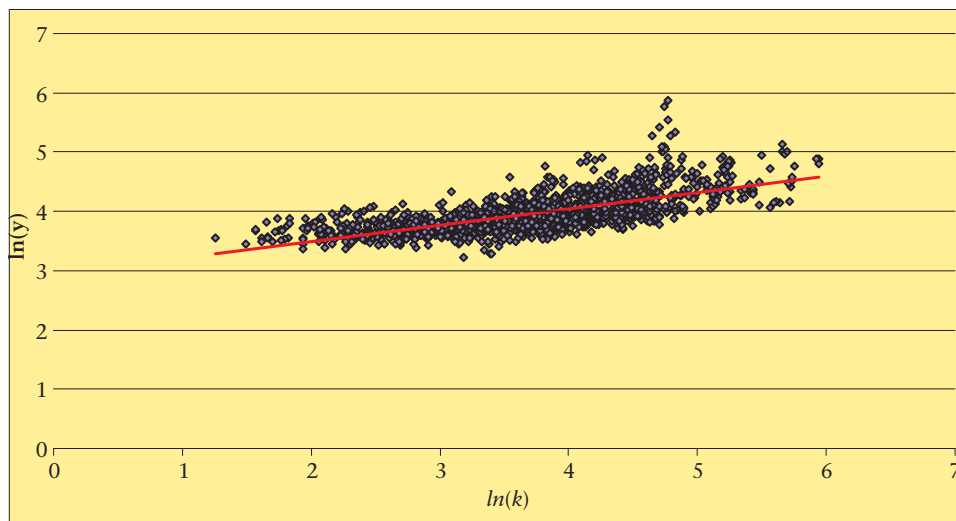
$$\ln(y_{it}) = a_0 + \alpha \ln(k_{it}) \quad (3)$$

gdzie $a_0 = \ln(A_0)$.

Z równania (3) wynika, że przy funkcji produkcji Cobba-Douglasa (1) logarytm naturalny z wydajności pracy powinien być liniową, rosnącą funkcją logarytmu naturalnego z technicznego uzbrojenia pracy.

Zależności zachodzące pomiędzy logarytmem naturalnym z oszacowanych wartości wydajności pracy (oś pionowa) a logarytmem naturalnym z technicznego uzbrojenia pracy (oś pozioma) w powiatach zilustrowane są na wyk. 3. Wynika z niego, że pomiędzy rozważanymi zmiennymi makroekonomicznymi (lub ich oszacowaniami) w powiatach zachodziła w przybliżeniu zależność liniowa (współczynnik korelacji między $\ln(y)$ a $\ln(k)$ był w latach 2002—2006 równy ok. 0,698).

Wykr. 3. LOGARYTMY NATURALNE Z OSZACOWANEJ WYDAJNOŚCI PRACY (y , tys. PLN, ceny stałe z 2006 r.) I TECHNICZNEGO UZBROJENIA PRACY (k , tys. PLN, ceny stałe z 2006 r.) W POWIATACH W LATACH 2002—2006



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych ze strony www.stat.gov.pl oraz roczników statystycznych województw, różne wydania z lat 2000—2008.

Z równania (3) wynika, że zależności zachodzące pomiędzy oszacowaną wydajnością pracy a technicznym uzbrojeniem pracy są dokładnie takie same w każdym analizowanym powiecie. Założenie to jednak wydaje się założeniem bardzo restrykcyjnym, dlatego też rozluźniono je stosując tzw. efekt dywersyfikacji stałej (*fixed effect*, por. np. Pindyck, Rubinfeld (1991) na poziomie województw¹⁰. Wówczas równanie (3) rozszerza się i zapisuje następująco:

$$\ln(y_{it}) = a_0 + \sum_j a_{0j}d_j + gt + \alpha \ln(k_{it}) \quad (4)$$

gdzie d_j — zmienna zero-jedynkowa dla j -tego województwa niebazowego. Zmienna ta przyjmuje wartość 1 wówczas, gdy i -ty powiat należy do j -tego województwa, 0 — w pozostałych przypadkach. Natomiast a_{0j} koryguje stałą dla powiatów j -tego województwa niebazowego. Ze specyfikacji równania (4) wyciągając można wniosek, że przeciętny poziom łącznej produktywności czynników produkcji w powiatach województwa bazowego (mazowieckiego) opisuje wyrażenie: $e^{a_0 + gt}$, zaś w powiatach j -tego województwa niebazowego przeciętny poziom łącznej produktywności czynników produkcji równy jest $e^{a_0 + a_{0j} + gt}$. A zatem oszacowane współczynniki a_{0j} wyznaczają względne różnice w przeciętnej łącznej produktywności czynników produkcji pomiędzy powiatami j -tego województwa niebazowego a powiatami woj. mazowieckiego.

Przestrzenne zróżnicowanie łącznej produktywności czynników produkcji w Polsce istotnie uzależnione jest od sektorowej struktury pracujących i/lub wartości dodanej, zatem równanie (4) rozszerzono także następująco:

$$\ln(y_{it}) = a_0 + \sum_{k=1}^3 \beta_k r_{kit} + \sum_j a_{0j}d_j + gt + \alpha \ln(k_{it}) \quad (5)$$

gdzie r_{ki} (dla $k = 1, 2, 3$, $i = 1, 2, \dots, 379$ oraz $t = 2002, 2003, \dots, 2006$) mierzy odsetek pracujących w i -tym powiecie w roku t w k -tym sektorze gospodarki ($k = 1$ to przemysł i budownictwo, 2 — usługi rynkowe, zaś 3 — usługi nierynkowe¹¹), natomiast parametry β_k mierzą (wyrażoną w procentach) względną różnicę w przeciętnej łącznej produktywności czynników produkcji powstałą na skutek wzrostu odsetka pracujących w k -tym sektorze gospodarki o 1 p.proc.

Oszacowane MNK parametry równań (3)—(5) dla wszystkich powiatów przedstawione są w tabl. 3. W tabl. 4 można natomiast znaleźć oszacowania

¹⁰ Efekt dywersyfikacji stałej uwzględniono na poziomie wojewódzkim, a nie powiatowym z tego względu, że na poziomie powiatowym wymagałoby to uwzględnienia 378 zmiennych zero-jedynkowych.

¹¹ Kategorią bazową w sektorowych strukturach pracujących jest więc odsetek pracujących w rolnictwie.

parametrów równania (3) dla powiatów kolejnych województw, z kolei w tabl. 5 zestawiono oszacowania parametrów równania postaci:

$$\ln(y_{it}) = a_0 + \sum_{k=1}^3 \beta_k r_{kit} + gt + \alpha \ln(k_{it}) \quad (6)$$

dla powiatów każdego z polskich województw.

**TABL. 3. OSZACOWANIA PARAMETRÓW FUNKCJI WYDAJNOŚCI PRACY (3)—(5)
W LATACH 2002—2006**

Wyszczególnienie	Równania		
	(3)	(4)	(5)
Stała	-44,445 [0,000]	-45,691 [0,000]	-42,007 [0,000]
Dolnośląskie	—	0,104 [0,000]	0,204 [0,000]
Kujawsko-pomorskie	—	0,103 [0,000]	0,154 [0,000]
Lubelskie	—	0,0004 [0,987]	0,020 [0,360]
Lubuskie	—	0,166 [0,000]	0,250 [0,000]
Łódzkie	—	0,045 [0,056]	0,064 [0,004]
Małopolskie	—	0,059 [0,015]	0,089 [0,000]
Opolskie	—	0,088 [0,004]	0,181 [0,000]
Podkarpackie	—	-0,020 [0,388]	0,050 [0,024]
Podlaskie	—	0,115 [0,000]	0,101 [0,000]
Pomorskie	—	0,131 [0,000]	0,186 [0,000]
Śląskie	—	0,025 [0,253]	0,084 [0,000]
Świętokrzyskie	—	0,035 [0,221]	0,051 [0,052]
Warmińsko-mazurskie	—	0,075 [0,002]	0,152 [0,000]
Wielkopolskie	—	0,025 [0,233]	0,058 [0,005]
Zachodniopomorskie	—	0,151 [0,000]	0,254 [0,000]
<i>t</i>	0,024 [0,000]	0,024 [0,000]	0,023 [0,000]
<i>r</i> ₁ (przemysł i budownictwo)	—	—	-0,475 [0,000]
<i>r</i> ₂ (usługi rynkowe)	—	—	0,935 [0,000]

**TABL. 3. OSZACOWANIA PARAMETRÓW FUNKCJI WYDAJNOŚCI PRACY (3)—(5)
W LATACH 2002—2006 (dok.)**

Wyszczególnienie	Równania		
	(3)	(4)	(5)
r_3 (usługi nierynkowe)	—	—	–1,438 [0,000]
$\ln(k)$	0,272 [0,000]	0,263 [0,000]	0,259 [0,000]
R^2	0,500	0,531	0,599
Skor. R^2	0,499	0,527	0,595
DW	1,828	1,945	1,914
Liczba obserwacji — 1895			

U w a g a. Woj. dolnośląskie, kujawsko-pomorskie itd. to zmienne zero-jedynkowe dla kolejnych województw, w nawiasach kwadratowych podano empiryczny poziom istotności otrzymany przy zastosowaniu testu t -Studenta, R^2 (skor. R^2) to współczynnik determinacji (skorygowany współczynnik determinacji), DW — wartość statystyki Durбина-Watsona.

Z przedstawionych w tabl. 3 oszacowań parametrów równań (3)—(5) płyną wnioski natury ekonomicznej:

- z oszacowań parametrów równania (3) wynika, po pierwsze, że zmienność zmiennej objaśniającej i trend czasowy objaśniają zmienność zmiennej objaśnianej w ok. 49,9% (por. skorygowany współczynnik determinacji). Po drugie, zarówno stopa hicksowskiego postępu technicznego, jak i techniczne uzbrojenie pracy okazały się zmiennymi istotnie statystycznie wpływającymi na poziom oszacowanej wydajności pracy w powiatach. Po trzecie, stopa postępu technicznego w sensie Hicksa wynosiła przeciętnie ok. 2,4% rocznie, zaś elastyczność wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy równa była ok. 0,272;
- uwzględnienie efektu dywersyfikacji stałej na poziomie województw podnosi skorygowany współczynnik determinacji do ok. 52,7%. Poziom istotności oszacowań stopy hicksowskiego postępu technicznego oraz elastyczności y względem k (w zasadzie) nie ulega zmianie. Również oszacowanie stopy postępu technicznego nie zmienia się w stosunku do oszacowania tego parametru występującego w równaniu (3) bez dywersyfikacji stałej. Spada natomiast oszacowanie elastyczności α z 0,272 do 0,263;
- oszacowania efektu dywersyfikacji stałej wskazują, że w powiatach województw: dolnośląskiego, kujawsko-pomorskiego, lubuskiego, opolskiego, podlaskiego, pomorskiego, warmińsko-mazurskiego i zachodniopomorskiego oszacowania łącznej produktyjności czynników produkcji były na poziomie istotności 1%, istotnie statystycznie różne od łącznej produktyjności czynników produkcji w powiatach woj. mazowieckiego. W powiatach województw łódzkiego i małopolskiego łączna produktyjność czynników produkcji okazała się (na odpowiednio 5,6% oraz 1,5% poziomie istotności) istotnie statystycznie różna od łącznej produktyjności czynników produkcji w wojewódz-

twie bazowym. Natomiast w powiatach województw: lubelskiego, podkarpackiego, śląskiego, świętokrzyskiego i wielkopolskiego oszacowania łącznej produktywności czynników produkcji nie różnią się istotnie statystycznie od tych, które mają miejsce w powiatach woj. mazowieckiego. Co więcej, w przypadku tych województw, w których efekt dywersyfikacji stałej okazał się istotny statystycznie, oszacowania parametrów a_{0j} są dodatnie. Oznacza to, że w powiatach tych województw oszacowania łącznej produktywności czynników produkcji były przeciętnie wyższe niż w powiatach woj. mazowieckiego;

- stopa postępu technicznego w sensie Hicksa nadal była istotna statystycznie, zaś jej oszacowanie spadło do ok. 2,3. Podobnie rzecz się miała z elastycznością α , której oszacowanie spadło do ok. 0,259. We wszystkich województwach (z wyjątkiem woj. lubelskiego) efekt dywersyfikacji stałej okazał się istotny statystycznie (przynajmniej na poziomie istotności 5,2%) oraz dodatni. Każdy kolejny punkt procentowy odsetka pracujących w przemyśle (wraz z budownictwem) przeciętnie obniżał łączną produktywność czynników produkcji w powiatach o prawie 0,5%. Wzrost odsetka pracujących w sektorze usług rynkowych, który wydaje się być motorem wzrostu gospodarczego w Polsce, powodował przeciętne podniesienie łącznej produktywności czynników produkcji w powiatach o prawie 1%. Każdy kolejny punkt procentowy odsetka pracujących w usługach nierynkowych prowadził do przeciętnego spadku łącznej produktywności czynników produkcji w powiatach o prawie 1,5%¹².

Z zestawionych w tabl. 4 oszacowań parametrów równania (3) dla kolejnych województw wynika również:

- zmienność powiatowego technicznego uzbrojenia pracy i trend czasowy objaśniały zmienność powiatowych oszacowań wydajności pracy w latach 2002—2006 od ok. 29,3% w woj. świętokrzyskim do ok. 76,6% w woj. zachodniopomorskim;
- stopy hicksowskiego postępu technicznego okazały się istotne statystycznie na poziomie istotności 10% w 11 województwach, w 5 zaś (do których należały województwa: dolnośląskie, łódzkie, mazowieckie, śląskie i wielkopolskie) stopa ta nie oddziaływała istotnie statystycznie na zmienną objaśnianą w równaniu (3). Istotne statystycznie stopy postępu technicznego w sensie Hicksa kształtowały się na poziomie pomiędzy ok. 2,3% (w woj. warmińsko-mazurskim) a ok. 4,2% (w woj. opolskim i podlaskim);
- oszacowania elastyczności wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy były istotne statystycznie we wszystkich województwach. Osza-

¹² Wynikać to może stąd, iż najwyższe odsetki pracujących w sektorze usług nierynkowych notowane są zazwyczaj w powiatach o wysokim bezrobociu o charakterze strukturalnym, w których (poza średnimi miastami) aktywność ekonomiczna jest mocno ograniczona. Szerzej na ten temat np. Adamczyk, Tokarski, Włodarczyk (2008) lub Tokarski (2008c).

cowania te najniższe były w województwach: podlaskim (ok. 0,107), podkarpackim (ok. 0,120), świętokrzyskim (ok. 0,148) i małopolskim (ok. 0,174), najwyższe zaś — w wielkopolskim (ok. 0,344), dolnośląskim (ok. 0,348), lubuskim (ok. 0,391), zachodniopomorskim (ok. 0,414), śląskim (ok. 0,422) i pomorskim (0,458);

**TABL. 4. OSZACOWANIA PARAMETRÓW FUNKCJI WYDAJNOŚCI PRACY (3)
W WOJEWÓDZTWACH W LATACH 2002—2006**

Województwa	Zmienna objaśniająca			R^2 (skor. R^2)	DW	Liczba obserwacji
	stała	t	$\ln(k)$			
Dolnośląskie	-51,360 [0,122]	0,027 [0,105]	0,384 [0,000]	0,462 0,455	1,963	145
Kujawsko-pomorskie	-54,153 [0,004]	0,029 [0,002]	0,218 [0,000]	0,579 0,571	2,567	115
Lubelskie	-51,880 [0,070]	0,027 [0,056]	0,231 [0,000]	0,404 0,393	2,030	120
Lubuskie	-49,423 [0,050]	0,026 [0,040]	0,391 [0,000]	0,612 0,600	2,316	70
Łódzkie	-29,796 [0,286]	0,016 [0,242]	0,285 [0,000]	0,500 0,492	2,072	120
Małopolskie	-53,182 [0,007]	0,028 [0,004]	0,174 [0,000]	0,535 0,526	2,106	110
Mazowieckie	-10,586 [0,573]	0,007 [0,474]	0,279 [0,000]	0,671 0,668	2,094	210
Opolskie	-80,398 [0,043]	0,042 [0,036]	0,212 [0,000]	0,359 0,336	1,733	60
Podkarpackie	-53,388 [0,000]	0,028 [0,000]	0,120 [0,000]	0,543 0,535	2,432	125
Podlaskie	-79,788 [0,003]	0,042 [0,002]	0,107 [0,000]	0,314 0,298	2,098	85
Pomorskie	-68,923 [0,005]	0,036 [0,004]	0,458 [0,000]	0,689 0,682	1,711	100
Śląskie	-34,247 [0,226]	0,018 [0,197]	0,422 [0,000]	0,426 0,419	1,913	180
Świętokrzyskie	-48,949 [0,104]	0,026 [0,083]	0,148 [0,000]	0,313 0,293	2,387	70
Warmińsko-mazurskie	-42,627 [0,050]	0,023 [0,037]	0,292 [0,000]	0,513 0,503	0,925	105
Wielkopolskie	-25,714 [0,294]	0,014 [0,248]	0,344 [0,000]	0,379 0,372	2,121	175
Zachodniopomorskie	-55,155 [0,004]	0,029 [0,003]	0,414 [0,000]	0,770 0,766	1,047	105

U w a g a. W nawiasach kwadratowych podano empiryczny poziom istotności otrzymany przy zastosowaniu testu t -Studenta, R^2 (skor. R^2) to współczynnik determinacji (skorygowany współczynnik determinacji), DW — wartość statystyki Durбина-Watsona.

- różne oszacowania stałej w szacunkach funkcji wydajności pracy (3) sugerują, że w powiatach województw łączna produktywność czynników produkcji w latach 2002—2006 kształtowała się na odmiennych poziomach.

TABL. 5. OSZACOWANIA PARAMETRÓW FUNKCJI WYDAJNOŚCI PRACY (6) W WOJEWÓDZTWACH W LATACH 2002—2006

Województwa	Zmienna objaśniająca						R^2 (skor. R^2)	DW	Liczba obserwacji
	stała	t	r_1 (przemysł i budownictwo)	r_2 (usługi rynkowe)	r_3 (usługi nierynkowe)	$\ln(k)$			
Dolnośląskie	-50,267 [0,094]	0,027 [0,075]	-1,002 [0,003]	1,437 [0,001]	-1,753 [0,002]	0,317 [0,000]	0,575 0,560	1,746	145
Kujawsko-pomorskie	-60,765 [0,001]	0,032 [0,000]	0,422 [0,042]	0,536 [0,021]	0,149 [0,645]	0,120 [0,000]	0,647 0,631	2,762	115
Lubelskie	-56,692 [0,054]	0,030 [0,043]	0,585 [0,210]	0,393 [0,525]	-0,995 [0,159]	0,216 [0,001]	0,443 0,419	2,100	120
Lubuskie	-40,723 [0,084]	0,022 [0,063]	-0,406 [0,305]	1,062 [0,001]	-1,481 [0,011]	0,315 [0,000]	0,706 0,683	2,295	70
Łódzkie	0,222 [0,993]	0,001 [0,912]	-1,206 [0,000]	0,552 [0,131]	-2,446 [0,000]	0,481 [0,000]	0,653 0,637	1,684	120
Małopolskie	-55,237 [0,006]	0,029 [0,004]	0,230 [0,199]	0,473 [0,118]	-1,078 [0,091]	0,144 [0,000]	0,552 0,531	2,126	110
Mazowieckie	-11,955 [0,389]	0,008 [0,274]	-0,169 [0,310]	1,454 [0,000]	-1,414 [0,000]	0,192 [0,000]	0,831 0,827	2,019	210
Opolskie	-91,541 [0,001]	0,047 [0,001]	2,501 [0,000]	1,475 [0,000]	0,218 [0,732]	-0,041 [0,328]	0,727 0,701	2,517	60
Podkarpackie	-53,149 [0,000]	0,028 [0,000]	-0,097 [0,542]	0,308 [0,093]	-0,128 [0,505]	0,117 [0,000]	0,557 0,538	2,478	125
Podlaskie	-67,401 [0,012]	0,035 [0,009]	-0,344 [0,350]	-0,378 [0,533]	-0,054 [0,941]	0,179 [0,000]	0,354 0,313	2,153	85
Pomorskie	-71,030 [0,000]	0,037 [0,000]	-1,429 [0,000]	0,532 [0,001]	-1,183 [0,000]	0,479 [0,000]	0,889 0,883	2,427	100
Śląskie	-39,453 [0,161]	0,021 [0,137]	0,481 [0,124]	0,974 [0,010]	-0,570 [0,400]	0,300 [0,000]	0,448 0,432	1,815	180
Świętokrzyskie	-33,376 [0,128]	0,018 [0,096]	-1,481 [0,000]	0,491 [0,240]	-0,124 [0,862]	0,256 [0,000]	0,664 0,638	2,444	70
Warmińsko-mazurskie	-70,297 [0,000]	0,037 [0,000]	0,605 [0,062]	1,823 [0,000]	1,955 [0,001]	-0,011 [0,854]	0,679 0,663	1,579	105
Wielkopolskie	-18,508 [0,412]	0,011 [0,342]	-1,294 [0,000]	0,416 [0,168]	-1,272 [0,011]	0,422 [0,000]	0,501 0,486	1,811	175
Zachodniopomorskie	-59,625 [0,001]	0,031 [0,001]	0,101 [0,649]	0,574 [0,002]	0,109 [0,223]	0,377 [0,000]	0,803 0,793	1,327	105

U w a g a. W nawiasach kwadratowych podano empiryczny poziom istotności otrzymany przy zastosowaniu testu t -Studenta, R^2 (skor. R^2) to współczynnik determinacji (skorygowany współczynnik determinacji), DW — wartość statystyki Durbina-Watsona.

Z kolei z oszacowań funkcji wydajności pracy (6) w województwach (tabl. 5) wynika, co następuje:

- zmienność oszacowań powiatowej wydajności pracy w kolejnych województwach była objaśniana przez zmienność uwzględnionych w równaniach (6) zmiennych objaśniających między 31,3% (woj. podlaskie) a 88,3% (woj. pomorskie);
- stopa postępu technicznego w sensie Hicksa była istotna statystycznie (na poziomie istotności 10%), z wyjątkiem województw: łódzkiego, mazowieckiego, śląskiego i wielkopolskiego. W pozostałych województwach stopa ta kształtowała się na poziomie między 1,8% w woj. świętokrzyskim a 4,7% w woj. opolskim;
- oszacowania elastyczności wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy były nieistotne statystycznie w województwach opolskim i warmińsko-mazurskim. W pozostałych województwach elastyczność ta znajdowała się pomiędzy 0,117 (woj. podkarpackie) a 0,481 (woj. łódzkie);
- powiatowe zróżnicowanie udziałów pracujących w przemyśle i budownictwie nie oddziaływało istotnie statystycznie (na 10% poziomie istotności) na powiatowe zróżnicowanie oszacowań wydajności pracy w województwach: lubelskim, lubuskim, mazowieckim, podkarpackim, podlaskim, śląskim i zachodniopomorskim. W powiatach województw: dolnośląskiego, łódzkiego, pomorskiego, świętokrzyskiego i wielkopolskiego wysokie odsetki pracujących w przemyśle i budownictwie (na ogół) podnosiły poziom wydajności pracy, natomiast w pozostałych województwach oddziaływanie tej zmiennej na wydajność pracy było dodatnie;
- w województwach: lubelskim, łódzkim, małopolskim, podlaskim, świętokrzyskim i wielkopolskim zróżnicowania udziałów pracujących w usługach rynkowych na powiatowych rynkach pracy nie oddziaływały istotnie statystycznie (na 10% poziomie istotności) na zróżnicowania rozważanej wydajności pracy. W pozostałych województwach oddziaływanie to było dodatnie;
- analizując oddziaływanie udziałów pracujących w usługach nierynkowych na wydajność pracy okazuje się, że po pierwsze w województwach: kujawsko-pomorskim, lubelskim, opolskim, podkarpackim, podlaskim, śląskim, świętokrzyskim i zachodniopomorskim wpływ tego odsetka na zmienną objaśnianą w równaniu (6) był nieistotny statystycznie na 10% poziomie istotności, po drugie w województwie warmińsko-mazurskim oddziaływanie to okazało się dodatnie oraz po trzecie w pozostałych województwach — ujemne.

Podsumowanie

Prowadzone rozważania można podsumować następująco:

- poziom wydajności pracy jest silnie zróżnicowany w przekroju powiatów. Wydajność pracy w powiecie o najwyższym wskaźniku (powiat lubiński) jest

prawie 10 razy wyższa od analogicznego wskaźnika w powiecie o najniższej wydajności pracy. Zróżnicowanie wydajności pracy nie jest równomierne, bowiem 52 powiaty mają wskaźnik wyższy od średniej ogólnopolskiej, zaś w 327 powiatach wydajność pracy jest niższa od średniej ogólnopolskiej;

- najwyższą wydajnością pracy (dziesiąta grupa decylowa) charakteryzują się powiaty obejmujące duże aglomeracje miejskie i duże miasta. Natomiast najniższą wydajnością pracy (pierwsza grupa decylowa) charakteryzują się powiaty zdominowane przez tereny rolnicze. Warto podkreślić, że w pierwszej grupie decylowej nie są reprezentowane takie województwa, jak: dolnośląskie, kujawsko-pomorskie, lubuskie, opolskie, podlaskie, pomorskie, warmińsko-mazurskie i zachodniopomorskie;
- zróżnicowanie technicznego uzbrojenia pracy w przekroju powiatów jest jeszcze silniejsze niż w przypadku zróżnicowania wydajności pracy. Najwyższy wskaźnik technicznego uzbrojenia pracy (w pow. zgorzeleckim) był ponad 50 razy wyższy od wskaźnika najniższego;
- najwyższy poziom technicznego uzbrojenia pracy miał miejsce w dużych i średnich miastach oraz ich najbliższym otoczeniu. Najwięcej powiatów z grupy decylowej o najwyższym technicznym uzbrojeniu pracy pochodziło z województw śląskiego, dolnośląskiego i mazowieckiego. Najniższy poziom technicznego uzbrojenia pracy występował natomiast w powiatach z województw: mazowieckiego, lubelskiego, podkarpackiego, małopolskiego i podlaskiego. Okazuje się, że również w przypadku technicznego uzbrojenia pracy województwo mazowieckie jest przestrzennie silnie zróżnicowane, gdyż obok powiatów z najwyższymi wskaźnikami występują również powiaty z najniższymi wskaźnikami;
- analizy związku wydajności pracy w powiatach z poziomem technicznego uzbrojenia pracy prowadzą do wniosku, że techniczne uzbrojenie pracy wpływa istotnie statystycznie na poziom wydajności pracy w powiatach. Elastyczność wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy wyniosła 0,272. Można z tego wnosić, że podniesienie technicznego uzbrojenia pracy o 10% winno przełożyć się na podniesienie wydajności pracy o 2,7%;
- z przeprowadzonych analiz wynika, że przestrzenne zróżnicowanie łącznej produktywności czynników produkcji zależy w istotnej mierze od struktury gospodarczej w powiatach. Wyższy udział sektorów przemysłowego (wraz z budownictwem) i usług nierynkowych w gospodarce obniżał łączną produktywność czynników produkcji w powiatach, zaś wyższy odsetek pracujących w usługach rynkowych podnosił łączną produktywność czynników produkcji w powiatach.

LITERATURA

- Adamczyk A., Tokarski T., Włodarczyk R. W. (2008), *Zróżnicowanie bezrobocia w województwach małopolskim i podkarpackim*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 5, GUS
- Cobb C. W., Douglas P. H. (1928), *A Theory of Production*, „American Economic Review”, No. 18
- Gajewski P. (2007), *Konwergencja regionalna w Polsce*, praca doktorska napisana w Katedrze Makroekonomii Uniwersytetu Łódzkiego pod kierunkiem T. Tokarskiego
- Gajewski P., Tokarski T. (2004), *Czy w Polsce występuje efekt konwergencji regionalnej?*, „Studia Ekonomiczne”, INE—PAN, nr 1—2 (XL—XLI)
- Kaczorowski P., Rogut A., Tokarski T. (2002), *Czy sektorowe zmiany strukturalne w Polsce mają charakter pozytywnego szoku podażowego?*, [w:] S. Krajewski, T. Tokarski, *Wzrost gospodarczy, restrukturyzacja i rynek pracy w Polsce. Ujęcie teoretyczne i empiryczne*, Katedra Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź
- Krajewski S., Tokarski T. (red.) (2002), *Wzrost gospodarczy, restrukturyzacja i rynek pracy w Polsce. Ujęcie teoretyczne i empiryczne*, Katedra Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź
- Kwiatkowski E. (red.) (2008), *Zróżnicowanie rozwoju polskich regionów. Elementy teorii i próba diagnozy*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź
- Malaga K., Kliber P. (2007), *Konwergencja a nierówności regionalne w Polsce w świetle neoklasycznych modeli wzrostu*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań
- 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
- Roczniki statystyczne województw (z lat 2000—2007)*, urzędy statystyczne, Warszawa
- Rogut A., Lipowski W. (2005), *Regionalne zróżnicowanie płac w wybranych sektorach gospodarki*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, GUS
- Rogut A., Tokarski T. (2001), *Regional Diversity of Wages in Poland in the 90's*, „International Review of Economics and Business”, vol. XLVIII, No. 4, December
- Rogut A., Tokarski T. (2007), *Determinanty regionalnego zróżnicowania płac w Polsce*, „Ekonomista”, nr 1
- Roszkowska S. (2008), *Kapitał ludzki a efektywność gospodarowania w Polsce w ujęciu regionalnym*, [w:] E. Kwiatkowski (red.), *Zróżnicowanie rozwoju polskich regionów. Elementy teorii i próba diagnozy*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź
- 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, GUS
- Tokarski T. (2008b), *Taksonomiczne wskaźniki rozwoju ekonomicznego polskich regionów*, [w:] E. Kwiatkowski (red.), *Zróżnicowanie rozwoju polskich regionów. Elementy teorii i próba diagnozy*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź
- Tokarski T. (2008c), *Przestrzenne zróżnicowanie bezrobocia rejestrowanego w Polsce w latach 1999—2006*, „Gospodarka Narodowa”, nr 7 i 8
- Tokarski T., Gabryjelska A., Krajewski P., Mackiewicz M. (1999), *Determinanty regionalnego zróżnicowania PKB, zatrudnienia i płac*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 8, GUS
- Tokarski T., Gajewski P. (2004a), *Real Convergence in Poland: A Regional Approach*, [w:] W. Welfe, P. Wdowiński, *Modeling Economies in Transition, Proceedings of the Twenty Eight Conference of the International Association AMFET*, Warsaw, December 3—6, 2003, Łódź

- Tokarski T., Gajewski P. (2004b), *Regionalne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego w Polsce*, [w:] K. B. Matusiak (red.), *Przeobrażenia gospodarki polskiej w przededniu integracji z Unią Europejską*, Wyższa Szkoła Ekonomiczno-Społeczna w Ostrołęce, Ostrołęka
- 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, GUS
- 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

SUMMARY

The paper is focused on determinants of the spatial diversification of labour productivity in the Polish poviats in the years 2002—2006. The poviats with the highest and lowest levels of labour productivity have been identified. It was also shown how a technical equipment of labour is different in the Polish poviats. Using the Cobb-Douglas production function the parameters of the function have been estimated which present the dependence of labour productivity in the poviats on technical equipment of labour, time trend and sector employment structures (shares of industrial and service sectors). The analyses indicate that the dependence of labour productivity on technical equipment of labour in the poviats is statistically significant. Moreover, it was proved that total factor productivity in the poviats depends on the share of the industrial sector (inversely proportional), on the share of market services (directly proportional) and on the share of non-market services (inversely proportional).

РЕЗЮМЕ

Статья анализирует детерминанты пространственной дифференциации производительности труда в повятах в 2002—2006 гг. Идентифицируются повяты с самым высоким и самым низким уровнем производительности труда. В статье представляется также пространственная дифференциация технического оснащения труда в повятах. Используя функцию продукции Кобба-Дагласа в статье оцениваются параметры определяющие зависимость производительности труда в повятах от технического оснащения труда, временного тренда и секторной структуры работающих. Проведенный анализ доказывает, что производительность труда в повятах зависит действительно статистически от технического оснащения труда. Кроме того статья доказывает, что общая продуктивность факторов производства в повятах зависит от роли промышленного сектора (обратно пропорциональная зависимость), участия рыночных услуг (прямо пропорциональная зависимость) и участия нерыночных услуг (обратно пропорциональная зависимость).