

**Roman KOSMALSKI**

## Konwergencja gospodarcza w Polsce w ujęciu sektorowym

---

**Streszczenie.** *Artykuł traktuje o badaniu konwergencji gospodarczej województw w ujęciu sektorowym, stanowiąc przykład zastosowania metod nieparametrycznych. Jako podstawowe narzędzie wnioskowania o konwergencji zastosowano nieparametryczną metodę DEA<sup>1</sup> (Data Envelopment Analysis), którą wzbogacono metodą estymacji jądrowej, zaproponowaną przez Quaha, polegającą na analizie rozkładu produktywności pracy i jej zmian w czasie. Zastosowanie jej w połączeniu z DEA pozwoliło przedstawić ewolucję rozkładu produktywności pracy w województwach w kolejnych latach. Ponadto na podstawie wyników dekompozycji indeksu Malmquista przeprowadzono analizę alternatywnych rozkładów badanej zmiennej z uwzględnieniem wpływu poszczególnych składowych tego indeksu na zmiany jej rozkładu. W badaniu pokazano główne źródła konwergencji (dywergencji) gospodarczej w sektorach rolniczym, przemysłowym i usługowym.*

**Słowa kluczowe:** konwergencja regionalna w Polsce, produktywność pracy, względna efektywność, postęp technologiczny, akumulacja kapitału rzeczowego.

---

### ZARYS KONWERGENCJI GOSPODARCZEJ W TEORII I BADANIACH EMPIRYCZNYCH

Problematyka dotycząca źródeł oraz stopnia zróżnicowania bogactwa regionów, krajów oraz pomiędzy krajami członkowskimi Unii Europejskiej (UE)<sup>2</sup> od lat pozostaje jednym z najistotniejszych problemów rozpatrywanych w ekonomii. W głównym nurcie badań nad konwergencją gospodarczą wykorzystuje się powszechnie modele wzrostu gospodarczego, a wnioskowanie o występujących zbieżnościach dokonywane jest najczęściej na podstawie estymowanych albo

---

<sup>1</sup> W polskiej terminologii DEA nazywana jest także metodą granicznej analizy danych lub analizą otoczki danych.

<sup>2</sup> Próby wyrównywania regionalnych dysproporcji w poziomie rozwoju gospodarczego stanowią istotny cel działań polityki regionalnej UE.

kalibrowanych parametrów tych modeli. W Polsce problematyka konwergencji na ogół bywa podejmowana w kontekście skuteczności polityki spójności, finansowanej przez UE.

Konwergencja gospodarcza może być zasadniczo rozpatrywana w dwóch aspektach<sup>3</sup>. W pierwszym jest rozumiana jako zbieżność ścieżek wzrostu do stanu równowagi, natomiast w drugim jako wyrównywanie się poziomu bogactwa między regionami. Idea konwergencji rozumiana jako proces zbieżności ścieżek wzrostu gospodarki do stabilnych stanów równowagi jest znana w teorii wzrostu gospodarczego już od połowy XX w. Dynamiczny rozwój badań nad różnymi rodzajami konwergencji gospodarczej, który trwa od lat 80. ub. wieku, przyczynił się do zwiększenia różnorodności w rozumieniu i metodach analizowania tej kategorii ekonomicznej.

Najczęściej spotykane są dwie podstawowe koncepcje — *sigma* oraz *beta*, konwergencja bezwarunkowa i warunkowa. Terminy te znane są m.in. z prac: Barro, Sala-i-Martin (1992), Sala-i-Martin (1996a, b). Powszechnie stosowanym miernikiem w badaniach nad wzrostem gospodarczym i konwergencją jest PKB *per capita* lub PKB na osobę pracującą<sup>4</sup>. Miernik ten — jako zagregowana kategoria ekonomiczna — określa całkowitą wartość dóbr i usług wytworzonych w ciągu roku w danym kraju lub regionie. Podstawowym celem artykułu jest zbadanie, czy w poszczególnych sektorach gospodarki występuje konwergencja produktywności pracy i jaki jest jej wpływ na konwergencję w całej gospodarce. W badaniu jako zmienną objaśnianą przyjęto wartość dodaną brutto (WDB) w przeliczeniu na osobę pracującą<sup>5</sup> w sektorach rolniczym, przemysłowym i usługowym<sup>6</sup>, natomiast jako zmienne objaśniające nakłady pracy i kapitału rzeczowego w badanych sektorach. Tym sposobem nawiązano do konstrukcji neoklasycznych, zagregowanych modeli wzrostu gospodarczego.

W literaturze przedmiotu znane są badania nad konwergencją gospodarczą w ujęciu sektorowym, prowadzone przez m.in. Dollara i Wolffa (1998). Badania te obejmowały przemysł w krajach OECD. Bernard i Jones (1996) opublikowali pracę dotyczącą konwergencji w sektorach gospodarki poszczególnych stanów wchodzących w skład Stanów Zjednoczonych. Bezpośrednim nawiązaniem do tego opracowania są badania nad konwergencją sektorową w wybranych krajach OECD (Carree, Klomp, Thurik 1999). Znane są także opracowania dotyczące konwergencji sektorowej w krajach UE przeprowadzone przez Doyle i Leary'ego (1999). Kolejnymi przykładami badań nad konwergencją sektorową w krajach OECD mogą być prace Mullera (2000) czy Wonga (2006). Znane są także liczne badania nad konwergencją gospodarczą w Polsce prowadzone

---

<sup>3</sup> Pełniejszą typologię pojęć związanych z konwergencją gospodarczą podano m.in. w opracowaniu Malaga (2004a, b).

<sup>4</sup> Malaga (2015), s. 2.

<sup>5</sup> Kusideł (2013), s. 28.

<sup>6</sup> Warto jednak zwrócić uwagę, że część autorów wyraża pogląd, według którego wartość dodana wiąże się bardziej z efektywnością działania niż z produktywnością poszczególnych zasobów.

np. przez Kusideł (2013). W tym kontekście należy wymienić opracowanie Malagi i Klibera (2007), w którym autorzy przeprowadzili badania konwergencji województw w ujęciu zagregowanym.

W artykule przedmiotem szczególnego zainteresowania będzie konwergencja gospodarcza w ujęciu trzech sektorów — rolniczego, przemysłowego i usługowego w układzie województw. Źródłem danych prezentowanego badania są publikacje GUS, w tym roczniki statystyczne województw z lat 2004—2012.

### METODY NIEPARAMETRYCZNE W BADANIU KONWERCENCJI

W prowadzonych badaniach nad konwergencją gospodarczą — jak już wspomniano — zastosowano metodę nieparametryczną DEA. Po raz pierwszy została ona zaproponowana przez Charnesa, Coopera i Rhodesa (1978), którzy wykorzystali programowanie matematyczne do estymacji miar efektywności technologicznej i stworzyli pierwszy model znany w literaturze jako model CCR<sup>7</sup>. Jest on najstarszym modelem DEA i stanowi punkt wyjścia dla wszystkich pozostałych. Do chwili obecnej model ten doczekał się wielu modyfikacji i ciekawych zastosowań w bardzo różnych dziedzinach, co znajduje odzwierciedlenie w wielu pracach<sup>8</sup>.

Formalnie rzecz ujmując DEA polega na rozwiązaniu szeregu zadań programowania liniowego pozwalających wyliczyć wartości współczynników efektywności technologicznej przy danych warunkach ograniczających. Przedstawiony w artykule model jest określany w literaturze przedmiotu jako ukierunkowany na nakłady CCR (*input-oriented CCR model*)<sup>9</sup>.

Funkcją celu jest w nim minimalizacja mnożnika poziomu nakładów:

$$\theta_o \rightarrow \min \quad (1)$$

Warunki ograniczające:

$$\sum_{j=1}^J x_{nj} \lambda_{oj} \leq \theta x_{no} \quad \text{dla } n = 1, \dots, N \quad (2)$$

— nakłady technologii wspólnej są nie większe od możliwie najmniejszej części nakładów poniesionych przez obiekt *o*-ty:

$$\sum_{j=1}^J y_{rj} \lambda_{oj} \geq y_{ro} \quad \text{dla } r = 1, \dots, R \quad (3)$$

<sup>7</sup> Nazwa pochodzi od pierwszych liter nazwisk autorów tego modelu.

<sup>8</sup> Np. opracowana przez Tawersa bibliografia DEA za lata 1978—2001 zawiera ponad 3000 pozycji.

<sup>9</sup> Guzik B. (2009), s. 55 i następne.

— rezultaty technologii wspólnej są nie mniejsze od rezultatów poniesionych przez obiekt  $o$ -ty:

$$\theta_o, \lambda_{o1}, \lambda_{o2}, \dots, \lambda_{oJ} \geq 0 \quad (4)$$

gdzie:

- $\theta_o$  — współczynnik efektywności  $o$ -tego obiektu,  
 $x_{nj}$  —  $n$ -ty nakład w  $j$ -tym obiekcie (wielkość  $n$ -tego nakładu — kapitału rzeczowego w mln zł i pracy w tys. osób w  $j$ -tym województwie),  
 $y_{rj}$  —  $r$ -ty wynik w  $j$ -tym obiekcie (wartość dodana brutto w badanym sektorze w  $j$ -tym województwie),  
 $\lambda_{o1}, \dots, \lambda_{oJ}$  — współczynniki kombinacji technologii wspólnej zorientowanej na  $o$ -ty obiekt.

Rozwiązanie zadania (1)—(4) polega na znalezieniu wartości współczynnika  $\theta_o$ , która umożliwi takie maksymalne zmniejszenie nakładów, przy którym nadal będzie możliwe osiągnięcie danego poziomu wyników. Analiza badanego zbioru obiektów wymaga sformułowania i rozwiązania po jednym zadaniu DEA dla każdego obiektu, w którym postuluje się znalezienie optymalnego sposobu przekształcania nakładów badanego obiektu w wyniki, a więc znalezienie optymalnej technologii produkcji. Optymalna technologia to taka, która minimalizuje nakłady do poziomu nieprzekraczającego rzeczywistych nakładów, przy których możliwe jest uzyskanie wyników nie gorszych od rzeczywistych — o czym przesądzają warunki ograniczające. Uzyskany z rozwiązania tego zadania  $\theta_o$  jest współczynnikiem efektywności technologicznej.

Zastosowanie w badaniu indeksu Malmquista umożliwia analizę produktywności przedsiębiorstwa, gałęzi przemysłu lub gospodarki w określonym momencie<sup>10</sup>, a jego konstrukcja opiera się na zasadzie porównania relacji nakładów do wyników w różnych chwilach czasu<sup>11</sup>. Estymacja nieparametryczna indeksu Malmquista wymaga rozwiązania czterech zadań programowania liniowego — dwóch jednookresowych dla chwili  $t$  i  $t+1$ , które uzyskuje się poprzez rozwiązanie zadania programowania liniowego w standardowej postaci modelu DEA oraz dwóch międzyokresowych<sup>12</sup>. Indeks ten dostarcza informacji dotyczących czynników i siły ich oddziaływania na zmiany produktywności w czasie. Zmiana obserwowanej produktywności opisanej indeksem Malmquista<sup>13</sup> może być rezultatem zmiany w stosowanej technologii produkcji (postęp technologiczny, *technical change* —  $TC$ ), zmiany efektywności technologicznej (*tech-*

<sup>10</sup> Malmquist (1953), s. 209—242.

<sup>11</sup> Miary odległości w indeksie dla chwili  $t$  i  $t+1$  oznaczono odpowiednio symbolem  $D_o^t, D_o^{t+1}$  — wzór (7).

<sup>12</sup> Kosmański (2010), s. 102—107.

<sup>13</sup> Growiec (2012), s. 133 i następne.

*nical efficiency change* —  $E$ ) lub akumulacji kapitału rzeczowego oznaczonej symbolem  $AK^{14}$ . Korzystając z formuły Färe'a, Grasskopf, Lindgrena i Roosa (1993) indeks Malmquista możemy zapisać w postaci:

$$M^{t,t+1} = \underbrace{\frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^t(x^t, y^t)}}_{E^{t,t+1}} \underbrace{\left[ \frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})D_o^t(x^t, y^t)}{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})D_o^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{\frac{1}{2}}}_{TC^{t,t+1}} \underbrace{\left[ \frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^t(x^t, y^t)D_o^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{\frac{1}{2}}}_{AK^{t,t+1}} \quad (5)$$

lub w postaci:

$$M^{t,t+1} = E^{t,t+1} \cdot TC^{t,t+1} \cdot AK^{t,t+1} \quad (6)$$

gdzie:

$E^{t,t+1}$  — pozwala zmierzyć zmianę relatywnej efektywności technologii między chwilami  $t$  i  $t+1$ ,

$TC^{t,t+1}$  — umożliwiają pomiar postępu technologicznego między chwilami  $t$  i  $t+1$ ,

$AK^{t,t+1}$  — miara akumulacji kapitału rzeczowego między chwilami  $t$  i  $t+1$ .

W badaniu nad konwergencją produktywności pracy posłużono się wynikami otrzymanymi na podstawie dekompozycji indeksu Malmquista. Analiza polegała na poznaniu wpływu poszczególnych składowych tego indeksu na zmiany produktywności pracy w wybranych latach z okresu 2004—2012. Do realizacji tego celu posłużyła formuła Kumara i Russella (2002). W efekcie otrzymano:

$$y^{t+1} = E \cdot TC \cdot AK \cdot y^t \quad (7)$$

Zgodnie z równaniem (7) produktywność pracy w chwili  $t+1$  jest iloczynem produktywności pracy w chwili  $t$  i składowych indeksu Malmquista zapisanego równaniami (5 lub 6). Dlatego poprzez pomnożenie produktywności pracy z chwili  $t$  przez każdą ze składowych indeksu z osobna otrzymamy alternatywne wartości produktywności pracy, uwzględniające wyizolowany wpływ każdego z czynników wzrostu gospodarczego na zmiany produktywności pracy pomiędzy chwilami  $t$  i  $t+1$ , co opisuje następujący układ równań<sup>15</sup>:

$$y_E^{t+1} = E \cdot y^t \quad (8)$$

<sup>14</sup> Kumar, Russell (2002), s. 527—548.

<sup>15</sup> Oznaczenia:  $y$  — wartość dodana brutto na osobę pracującą (WDB),  $E$  — wskaźnik efektywności technologicznej,  $TC$  — postęp technologiczny,  $AK$  — akumulacja kapitału rzeczowego.

$$y_{TC}^{t+1} = TC \cdot y^t \quad (9)$$

$$y_{AK}^{t+1} = AK \cdot y^t \quad (10)$$

gdzie jedynym czynnikiem wzrostu produktywności pracy pomiędzy chwilami  $t$  do  $t+1$  w rozpatrywanych sektorach i województwach były dla:

$y_E^{t+1}$  — zmiana wartości wskaźnika relatywnej efektywności technologii stosowanych w badanym sektorze;

$y_{TC}^{t+1}$  — postęp technologiczny w badanym sektorze;

$y_{AK}^{t+1}$  — akumulacja kapitału rzeczowego w badanym sektorze.

Na podstawie tak sformułowanych równań dokonano oceny wpływu źródeł wzrostu gospodarczego, rozpoznanych w wyniku dekompozycji indeksu Malmquista, na zmiany rozkładu produktywności pracy w każdym z badanych sektorów w województwach w latach 2004—2012.

W celu estymacji nieznanego rozkładu zapisanych układem równań (8)—(10) zastosowano metodę estymacji jądrowej. Wykorzystanie tej metody w badaniu konwergencji gospodarczej pozwala na analizę rozkładu i jego ewolucję pod wpływem czynników wzrostu gospodarczego rozpoznanych w wyniku dekompozycji indeksu Malmquista (Wójcik, 2008a, b). Metoda ta stwarza także możliwość zaobserwowania polaryzacji badanej zmiennej. Estymator jądrowy warunkowej funkcji gęstości jest ciągłym odpowiednikiem histogramu i pokazuje, w jaki sposób zmienia się rozkład badanej zmiennej w czasie.

Klasyczne metody estymacji rozkładu polegają na wyborze jednego lub kilku typowych rozkładów prawdopodobieństwa, a następnie na dobraniu właściwych parametrów dopasowujących ten rozkład do danych. W literaturze przedmiotu najczęściej stosuje się rozkłady: normalny, jednostajny, trójkątny, *beta*, *gamma*, wykładniczy, *t*-Studenta,  $\chi^2$  (chi-kwadrat) lub Poissona.

Jeżeli mamy do czynienia z nieznanym rozkładem, to problem stwarza wybór jego rodzaju spośród typowych rozkładów. Aby wyeliminować tę niedogodność, wynikającą z arbitralności wyboru, w omawianym badaniu wykorzystano nieparametryczną metodę estymacji jądrowej (*Kernel Density Estimators*). Zastosowanie tej metody powoduje, że przeprowadzenie analizy rozkładu badanej zmiennej nie jest obciążone koniecznością dokonania arbitralnego wyboru konkretnego typu rozkładu.

Estymacja jądrowa sprowadza się do oszacowania nieznanego funkcji gęstości dla zmiennej losowej na podstawie skończonej liczby obserwacji tej zmiennej. Wartości funkcji gęstości w kolejnych punktach liczone są jako względna częstość obserwacji w otoczeniu danego punktu. Otoczenie to nazwane jest pasmem estymacji (*bandwidth*, *window*), a do oszacowania względnej częstości wykorzystuje się funkcję gęstości zwaną funkcją jądra (*kernel*).

W celu zdefiniowania estymatora jądrowego zakłada się daną  $n$ -wymiarową (w naszym przypadku  $n=1$ ) zmienną losową  $x$  o funkcji gęstości rozkładu  $f$ . Wówczas wynikiem  $m$  niezależnych eksperymentów jest  $m$ -elementowa

próba losowa  $x_1, x_2, \dots, x_m$ , na podstawie której można wyznaczyć estymator  $\hat{f}: IR^n \rightarrow [0; \infty)$  funkcji gęstości rozkładu zmiennej losowej  $x$ .

Estymator jądrowy funkcji gęstości definiowany jest wzorem<sup>16</sup>:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{mh^n} \sum_{i=1}^m K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) \quad (11)$$

gdzie:

- $n$  — wymiar zmiennej losowej  $x$  (w badaniu rozpatrujemy zmienną jednowymiarową),
- $x_1, x_2, \dots, x_m$  — próba losowa zmiennej<sup>17</sup>,
- $m$  — liczność elementów próby,
- $f(x)$  — funkcja gęstości rozkładu zmiennej losowej  $x$ ,
- $\hat{f}(x)$  — estymator funkcji gęstości rozkładu skonstruowany na podstawie próby  $x$ ,
- $h$  — tzw. współczynnik wygładzania (szerokość pasma lub okna)<sup>18</sup>,
- $K(x)$  — jest określane mianem jądra estymacji i ma najczęściej postać funkcji gaussowskiej:

$$K(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) \quad (12)$$

Estymator jądrowy pozwala wyznaczyć funkcję gęstości bez konieczności uwzględniania z góry przyjętego rozkładu. Estymatory nieparametryczne warto stosować w przypadku niestandardowych rozkładów, gdzie metody parametryczne zawodzą, np. dla rozkładów wielomodalnych. Dzięki uniezależnieniu się od przyjętego z góry określonego typu rozkładu, możliwe jest określenie wielu własności badanej funkcji, np. położenie modalnych, symetrii lub postaci rozkładu dla skrajnych wartości zmiennej losowej<sup>19</sup>.

### WYNIKI BADANIA

W tej części artykułu przedstawiono wykresy funkcji gęstości rozkładu produktywności pracy dla danego sektora gospodarki i dodatkowo rozkłady opracowane na podstawie wartości składowych indeksu produktywności Malmqui-

<sup>16</sup> Kulczycki (2005), s. 56.

<sup>17</sup> Rozkłady wyznaczono na podstawie WDB na osobę pracującą w 16 województwach. Minimalna liczność próby niezbędna do wyznaczenia wartości funkcji gęstości określana jest wzorem  $4^n$ , gdzie  $n$  — to wymiar zmiennej — Kulczycki (2005), s. 103 i następane.

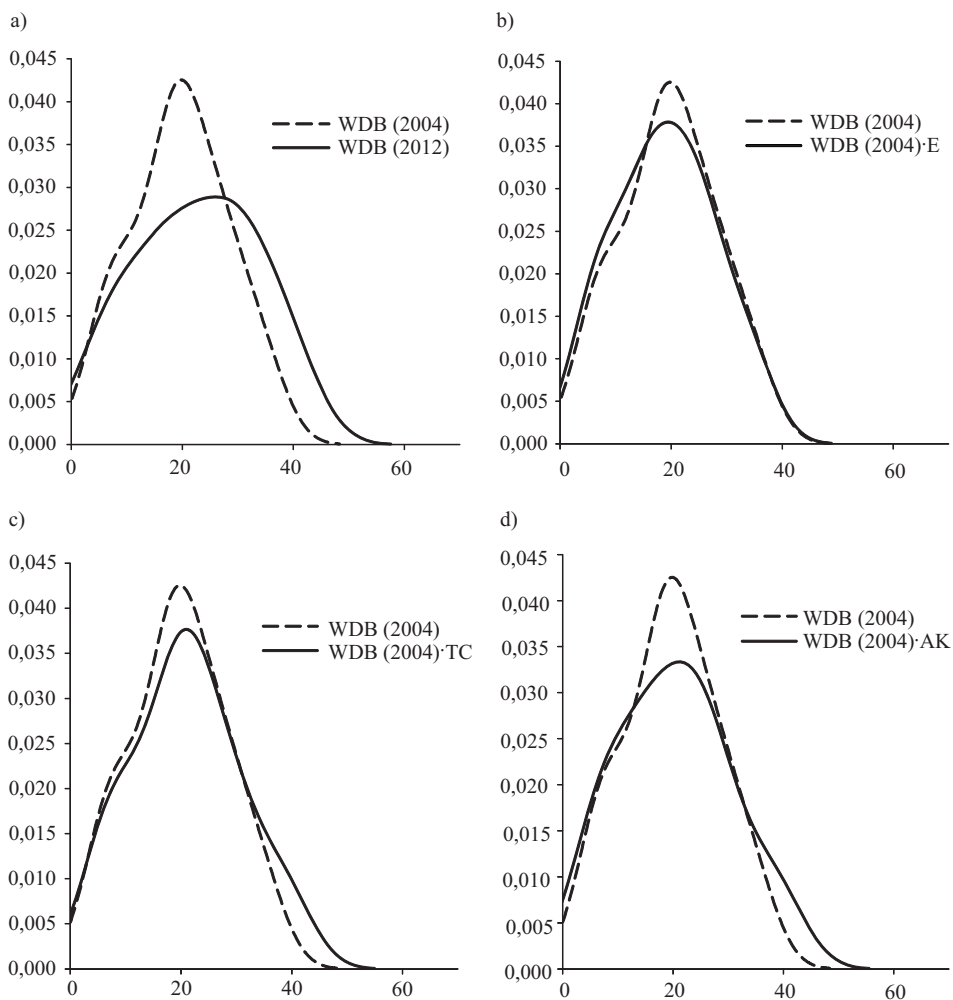
<sup>18</sup> Wartość współczynnika  $h$  wyznaczono ze wzoru na jego optymalizację:

$h = 0,9 \min\left(s, \frac{q_3 - q_1}{1,349}\right) n^{-1/5}$ , zaproponowanego przez Silvermana (1986).

<sup>19</sup> Quah (1997), s. 27—59.

sta, zgodnie z równaniami (8)—(10)<sup>20</sup>. Na osiach odciętych odłożono wartości produktywności pracy (mierzonej WBD) w danym roku i sektorze, a na osiach rzędnych — wartości funkcji gęstości, będące odpowiednikiem liczebności województw.

**Wykr. 1. ROZKŁADY PRODUKTYWNOŚCI PRACY W SEKTORZE ROLNICZYM W WOJEWÓDZTWACH W LATACH 2004—2012<sup>a</sup>**



<sup>a</sup> Oznaczenia, jak we wzorach (8)—(10).

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badania.

<sup>20</sup> Obliczenia i przedstawione w artykule wykresy wykonano na arkuszu kalkulacyjnym Microsoft Office Excel.



Porównanie rozkładów dla lat 2004 i 2012 (wykr. 1a) wskazuje na niewielkie przesunięcie prawej części rozkładu oraz ich spłaszczenie w badanym okresie. Sugeruje to wzrost produktywności pracy w latach 2004—2012 głównie w województwach o wyższych wartościach tej kategorii ekonomicznej w roku początkowym badania, czyli w 2004 r. Rozkład produktywności pracy w sektorze rolniczym dla roku 2012 jest — w porównaniu z rokiem 2004 — rozkładem bardziej płaskim, co należy interpretować jako wzrost zróżnicowania tej kategorii ekonomicznej pomiędzy województwami w rozpatrywanym okresie.

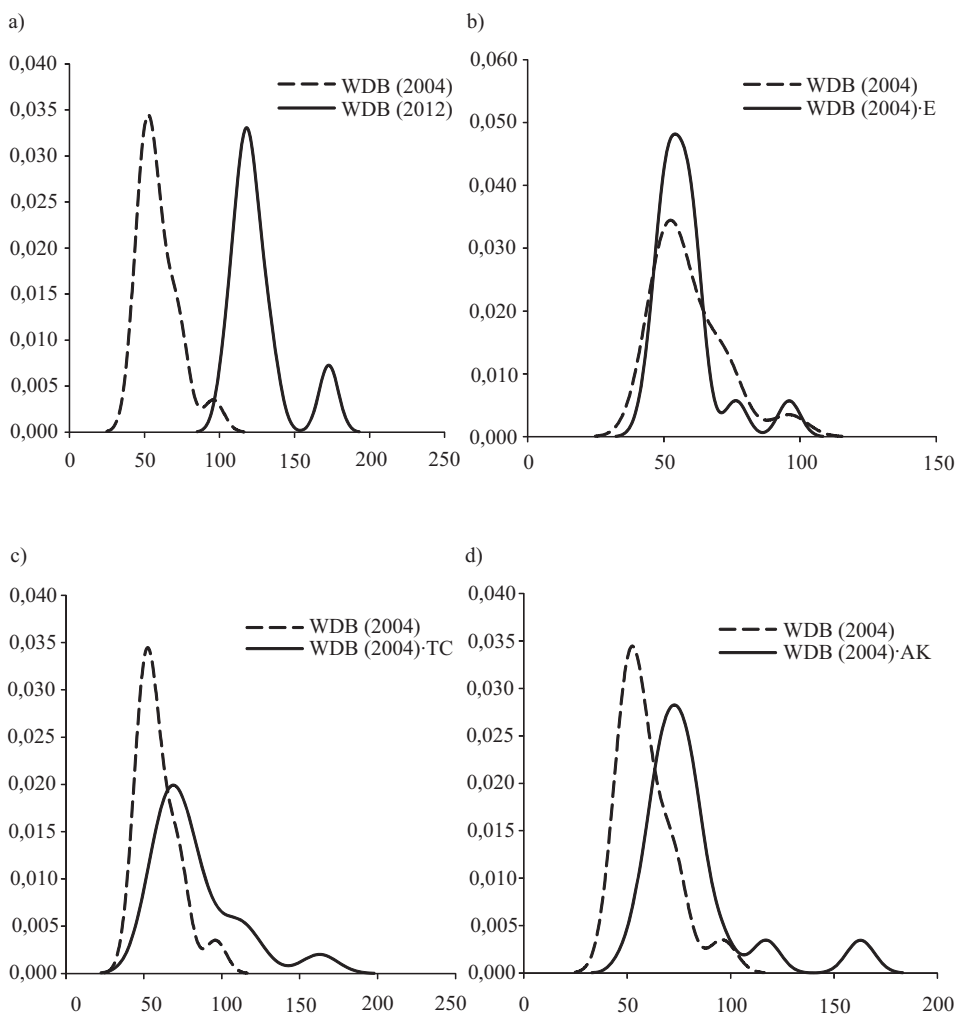
Wykr. (1b)—(1d) przedstawiają wyizolowany wpływ czynników wzrostu gospodarczego na produktywność pracy w okresie 2004—2012 otrzymaną na podstawie równań (8)—(10). Wykr. 1b pokazuje wpływ zmian wskaźnika relatywnej efektywności w okresie 2004—2012 na rozkład produktywności pracy oszacowany na podstawie równania (8). Rozkłady przedstawione na wykr. 1b pozwalają wnioskować o bardzo niewielkim wpływie zmian wartości wskaźnika relatywnej efektywności technologicznej na kształt rozkładu produktywności pracy. W metodologii DEA zmiany wskaźnika relatywnej efektywności uznawane są za miarę nadrabiania zaległości technologicznych dzięki dyfuzji technologii. Rozpatrując zaś wykr. 1c i 1d zauważalny jest wpływ postępu technologicznego i akumulacji kapitału rzeczowego na zmiany rozkładu produktywności pracy. Co ciekawe, uwzględnienie wpływu postępu technologicznego lub akumulacji kapitału rzeczowego skutkuje przesunięciem jedynie prawej części wykresu. Można zatem przypuszczać, że te dwa czynniki kształtowały w badanym okresie wzrost produktywności pracy głównie w województwach o najwyższych wartościach tego wskaźnika w roku 2004 i to one mogą być uznane za główną przyczynę wzrostu zróżnicowania produktywności pracy w sektorze rolniczym w latach 2004—2012.

Przedstawione na wykr. 2 rozkłady produktywności pracy w sektorze przemysłowym w latach 2004 i 2012 są rozkładami dwumodalnymi, z zauważalną tendencją do nasilania polaryzacji produktywności pracy. Wokół wyższego wierzchołka rozkładu skupiona jest większość województw. Drugi, niższy wierzchołek przesunięty jest na prawo. Stanowi to efekt istnienia wyodrębnionej grupy województw charakteryzujących się relatywnie wyższymi wartościami produktywności pracy względem pozostałych województw. Przedstawione na wykr. 1a rozkłady charakteryzują się niewielką zmiennością.

W okresie 2004—2012 zauważalny był efekt rozprzestrzeniania się technologii (mierzony wskaźnikiem  $E$  na wykr. 2b) na zmiany regionalnego rozkładu produktywności pracy. Uwzględnienie w badaniu efektu zmian technologicznych oraz akumulacji kapitału rzeczowego skutkuje przesunięciem rozkładu na prawo, ku wyższym wartościom produktywności pracy. Charakterystyczne jest tutaj przesunięcie głównie prawej części rozkładu w wyniku uwzględnienia postępu technologicznego, podczas gdy efekt uwzględnienia wpływu akumulacji kapitału rzeczowego stanowi przesunięcie na prawo całego rozkładu (wykr. 2d). Przypuszczalnie województwa o niższej produktywności pracy w roku 2004

uzyskały w badanym okresie wzrost tejże produktywności głównie dzięki akumulacji kapitału rzeczowego, a w mniejszym stopniu — w wyniku zmian technologicznych. Z kolei województwa o najwyższych wartościach produktywności pracy w roku 2004 poprawiły ją w latach 2004—2012 dzięki zmianom technologicznym (wykr. 2c) oraz akumulacji kapitału rzeczowego.

**Wykr. 2. ROZKŁADY PRODUKTYWNOŚCI PRACY W SEKTORZE PRZEMYSŁOWYM W WOJEWÓDZTWACH W LATACH 2004—2012<sup>a</sup>**



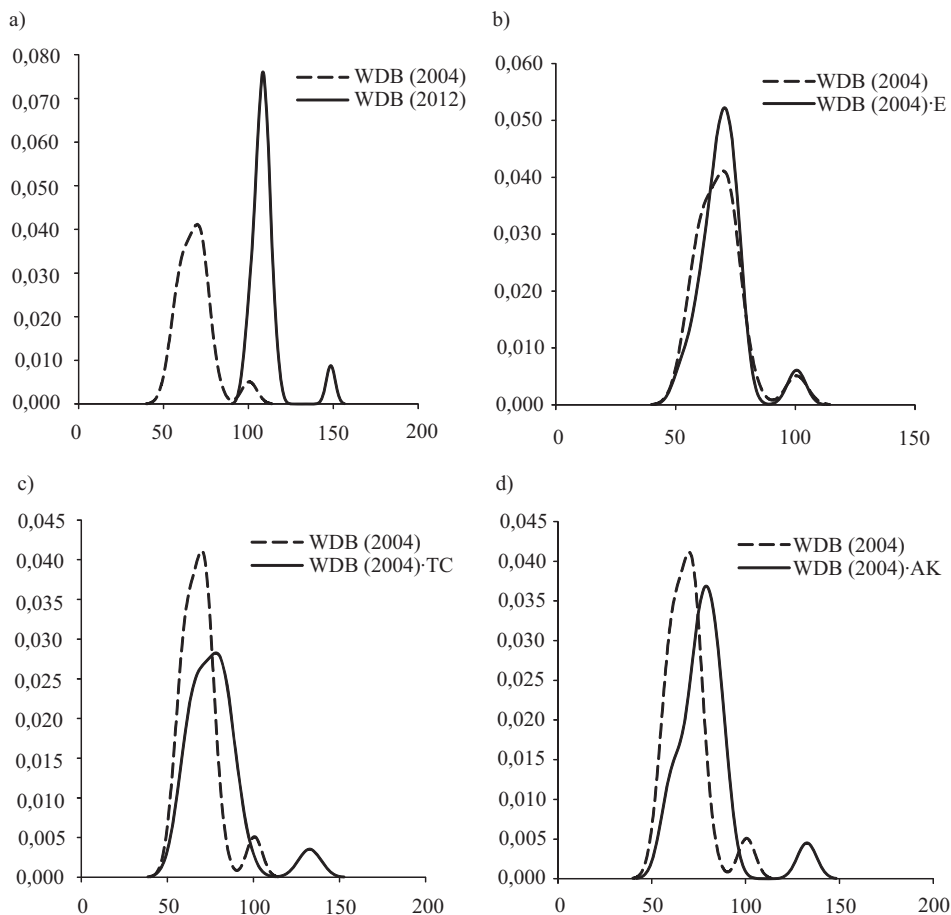
<sup>a</sup> Oznaczenia, jak we wzorach (8)—(10).

Źródło: jak przy wykr. 1.

Przedstawione na wykr. 3 rozkłady produktywności są rozkładami dwumodalnymi. W każdym z momentów zdecydowana większość województw skupia

się wokół niższych wartości badanej zmiennej ekonomicznej. Na wykresie reprezentowane jest to przez wyższe wierzchołki. Z kolei wierzchołki niższe — przesunięte na prawo od początku układu współrzędnych obejmują mniejszą grupę województw o znacznie wyższych wartościach produktywności pracy w sektorze usługowym. Co ciekawe, wierzchołek rozkładu dla roku 2012 (wykr. 3a) jest wyższy w stosunku do 2004 r. Oznacza to, że w grupie województw o niższej produktywności pracy w badanym okresie mieliśmy do czynienia z konwergencją gospodarczą pod względem rozpatrywanej zmiennej.

**Wykr. 3. ROZKŁADY PRODUKTYWNOŚCI PRACY W SEKTORZE USŁUGOWYM W WOJEWÓDZTWACH W LATACH 2004—2012<sup>a</sup>**



<sup>a</sup> Oznaczenia, jak we wzorach (8)—(10).

Źródło: jak przy wykr. 1.

Oddzielne uwzględnienie wpływu poszczególnych czynników wzrostu na zmiany rozkładów skutkuje w przypadku postępu technologicznego i kapitału

rzecowego przesunięciem, zwłaszcza prawej części rozkładu, na prawo, w kierunku wyższych wartości produktywności pracy. Należy przy tym zwrócić uwagę na zmianę kształtu rozkładu w wyniku uwzględnienia postępu technologicznego. Rozkład ten jest bardziej płaski. Można zatem przypuszczać, że te województwa, które już w roku 2004 osiągały wyższe wartości produktywności pracy, w badanym okresie w znacznie większym stopniu wprowadzały zmiany technologiczne skutkujące większym zróżnicowaniem owej produktywności.

## Podsumowanie

W artykule przeprowadzono badania nad konwergencją gospodarczą w zakresie produktywności pracy (mierzonej WDB na osobę pracującą) w ujęciu trzech sektorów w województwach w latach 2004—2012. Przedstawiono w nim także przykład zastosowania nieparametrycznej metody DEA i analizy rozkładów w badaniach nad konwergencją gospodarczą. Do najistotniejszych zalet metod nieparametrycznych w tego typu badaniach zaliczamy niewielkie wymagania dotyczące liczby obserwacji statystycznych oraz możliwość zidentyfikowania źródeł konwergencji (dywergencji). Ponadto dokonanie pomiaru zmian produktywności pracy (lub wzrostu gospodarczego) według DEA powoduje, że nie jest wymagana znajomość zależności funkcyjnej, jaka występuje pomiędzy nakładami i wynikiem, utożsamianej z makroekonomiczną funkcją produkcji. Zatem wyniki nie są obciążone potencjalnym błędem wynikającym z niedostatecznego dopasowania modelu do danych empirycznych lub niedostatecznie długich szeregów czasowych.

Przeprowadzenie badania dla sektorów ekonomicznych ujawniło wiele zależności niezauważalnych w przypadku prowadzenia badań na poziomie zagregowanym. Podstawowymi sektorami, w których miał miejsce wzrost produktywności pracy w badanym okresie były sektory przemysłowy i usługowy. Najmniejsze zmiany produktywności pracy w tymże przedziale czasowym zaobserwowano w sektorze rolniczym. Rozkład produktywności pracy w sektorze rolniczym dla lat 2004 i 2012 jest rozkładem jednomodalnym płaskim, którego kształt stanowi rezultat znacznego zróżnicowania produktywności pracy pomiędzy województwami. Z kolei rozkłady produktywności pracy w sektorach przemysłowym i usługowym są rozkładami dwumodalnymi. W badanym okresie najsilniejsze impulsy dla zmian produktywności pracy w sektorach przemysłowym i usługowym były efektem postępu technologicznego i akumulacji kapitału rzeczowego. Natomiast w sektorze rolniczym wpływ wymienionych czynników na zmiany produktywności pracy był niewielki.

Na podstawie analizy wpływu czynników wzrostu gospodarczego na dynamikę regionalnych rozkładów można uznać, że podstawowymi źródłami występującej dywergencji badanej zmiennej w latach 2004—2012 były zróżnicowany przestrzennie postęp technologiczny oraz akumulacja kapitału rzeczowego. Z kolei nie zaobserwowano istotnego wpływu zmian relatywnej efektywności

technologii stosowanej w poszczególnych sektorach gospodarki w województwach na konwergencję (dywergencję) produktywności pracy. Bardziej płaskie kształty rozkładów lub przesunięta głównie prawa część rozkładu sugerują, że to właśnie postęp technologiczny i akumulacja kapitału rzeczowego, jakkolwiek pożądane z punktu widzenia kreowania przez nie silnych impulsów dla wzrostu gospodarczego, były w tym okresie najważniejszymi przyczynami wzrostu zróżnicowania produktywności pracy pomiędzy województwami.

---

**dr Roman Kosmalski** — Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa w Lesznie

#### LITERATURA

- Barro R., Sala-i-Martin X. (1992), *Convergence*, „Journal of Political Economy”, Vol. 100, No. 2.
- Bernard A., Jones C. (1996), *Productivity and Convergence Across U.S. States and Industries*, „Empirical Economics”, Vol. 21, No. 6.
- Carree M., Klomp L., Thurik A. (1999), *Productivity Convergence in OECD Manufacturing Industries*, „Tinbergen Institute Discussion Paper”, No. 65.
- Charnes A., Cooper W. W., Rhodes E. (1978), *Measuring the efficiency of decision making units*, „European Journal of Operational Research”, Vol. 2, No. 6.
- Dollar D., Wolff E. (1998), *Convergence of Industry Labour Productivity Among Advanced Economies, 1963–1982*, „Review of Economics and Statistics”, Vol. 70, No. 4.
- Doyle E., O’Leary E. (1999), *The role of structural change in labour productivity convergence among European countries: 1970–1990*, „Journal of Economic Studies”, Vol. 26, No. 2.
- Färe R., Grasskopf S., Lindgren B., Roos P. (1993), *Productivity Developments in Swedish Hospitals: A Malmquist Output Index Approach*, [w:] *Data Envelopment Anelysis: Teory, Metodology and Application*, Springer Scientet Business Media, LLC.
- Growiec J. (2012), *Zagregowana funkcja produkcji w ekonomii wzrostu gospodarczego i konwergencji*, Oficyna Wydawnicza SGH.
- Guzik B. (2009), *Podstawowe modele DEA w badaniu efektywności gospodarczej i społecznej*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu.
- Kosmalski R. (2010), *Zróżnicowanie poziomu wydajności pracy i jego przyczyny w polskich województwach*, „Studia Regionalne i Lokalne”, nr 3, Uniwersytet Warszawski.
- Kulczycki P. (2005), *Estymatory jądrowe w analizie systemowej*, Wydawnictwo Naukowo-Techniczne, Warszawa.
- Kumar S., Russell R. (2002), *Technological change, technological catch-up, and capital deepening: Relative contributions to growth and convergence*, „American Economic Review”, Vol. 92, No. 3.
- Kusidel E. (2013), *Konwergencja gospodarcza w Polsce i jej znaczenie dla osiągnięcia celów polityki spójności*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Malaga K. (2004a), *Konwergencja gospodarcza w krajach OECD w świetle zagregowanych modeli wzrostu*, Wydawnictwo AE Poznań, Prace habilitacyjne, nr 10.
- Malaga K. (2004b), *Konwergencja gospodarcza w krajach OECD. Wyniki badań empirycznych*, Wydawnictwo Naukowe Akademii Ekonomicznej, „Zeszyty Naukowe”, nr 41, Poznań.
- Malaga K., Kliber P. (2007), *Konwergencja i nierówności regionalne w Polsce w świetle neoklasycznych modeli wzrostu*, Wydawnictwo AE Poznań.

- Malaga K. (2015), *O niektórych dylematach teorii wzrostu gospodarczego i ekonomii*, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, <http://www.pte.pl/pliki/2/12/K.%20Malaga.pdf> (dostęp — 15 marca 2015 r.).
- Malmquist S. (1953), *Index Numbers and Indifference Surfaces*, *Trabajos de Estadística*, Vol. 4.
- Muller G. (2000), *A Glimpse on Sectoral Convergence of Productivity Levels*, „Halle Institute for Economics Research Discussion Paper”, No. 133.
- Sala-i-Martin X. (1996a), *Classical Approach to Convergence Analysis*, „Economic Journal”, Vol. 106, No. 437.
- Sala-i-Martin X. (1996b), *Regional Cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence*, „European Economic Review”, Vol. 40, No. 6.
- Silverman B. (1986), *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, *Monographs on Statistics and Applied Probability*, London, Chapman and Hall.
- Tawers G. (2002), *A Bibliography of Data Envelopment Analysis (1978—2000)*, *Rutcor Research Report*, [http://rutcor.rutgers.edu/pub/rrr/reports2002/1\\_2002.pdf](http://rutcor.rutgers.edu/pub/rrr/reports2002/1_2002.pdf) (dostęp — 15 marca 2015 r.).
- Quah D. (1997), *Empirics of Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs*, „Journal of Economic Growth”, Vol. 2, No. 1.
- Wong W.-K. (2006), *OECD convergence: A sectoral decomposition exercise*, „Economics Letters”, Vol. 93, No. 2.
- Wójcik P. (2008a), *Konwergencja czy dywergencja: dynamika rozwoju polskich regionów*, „Studia Regionalne i Lokalne”, nr 2, Uniwersytet Warszawski.
- Wójcik P. (2008b), *Wzorce konwergencji regionalnej w Polsce*, Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warszawski.

**Summary.** *The article deals with the study of economic convergence of the Polish voivodships by sector, and is an example of the use of nonparametric methods. As a basic tool used to apply for the convergence of nonparametric method of DEA (Data Envelopment Analysis), which enriched nuclear estimation method, proposed by Quah, involving the analysis of the distribution of labor productivity and its changes over time. Its use in conjunction with the DEA allowed to present the evolution of the distribution of labor productivity in the voivodships in the coming years. Moreover, based on the results of the Malmquist decomposition index, analysis was carried out of alternative distributions of the variable, taking into account the impact of the individual components of the index on changing its distribution. The study shows the main sources of economic convergence (divergence) in agriculture, industry and services sectors.*

**Keywords:** regional convergence in Poland, labor productivity, relative effectiveness, technological change, capital deepening.

**Резюме.** *Статья характеризует обследование экономической конвергенции воеводств в секторальном подходе, является примером использования непараметрических методов. В качестве основного инструмента вывода о конвергенции был использован непараметрический метод DEA (Data Envelopment Analysis), который обогатился методом ядерной оценки, предложенным Куахом, заключающимся в анализе распределения*

*продуктивности труда и ее изменений во времени. Использование его в сочетании с DEA позволило представить эволюцию распределения продуктивности труда в воеводствах в последующие годы. Кроме того на основе результатов разложения индекса Malmquista был проведен анализ альтернативных распределений обследуемой переменной в отношении к влиянию отдельных составных этого индекса на изменения ее распределения. В обследовании были показаны главные источники экономической конвергенции (расхождения) в секторах: сельскохозяйственном, промышленном и услуговом.*

**Ключевые слова:** конвергенция в Польше, продуктивность труда, относительная эффективность, технологические достижения, аккумуляция материального капитала.