

# KONWERGENCJA WARTOŚCI TFP W WOJEWÓDZTWACH. ZASTOSOWANIE PANELOWYCH TESTÓW PIERWIASTKÓW JEDNOSTKOWYCH

## 1. Wstęp

Przez pojęcie konwergencji rozumie się wyrównywanie poziomu badanej zmiennej między regionami, w których początkowo poziomy zmiennej były zróżnicowane. Początkowo w pracach koncentrowano się na badaniu konwergencji PKB *per capita* na podstawie danych przekrojowych. Współcześnie w prowadzonych badaniach coraz częściej wykorzystuje się dane panelowe. Coraz częściej też badania te dotyczą konwergencji wskaźników rozwoju gospodarczego innych niż PKB.

W prezentowanym poniżej badaniu rozważana jest konwergencja wartości łącznej produktywności czynników produkcji (TFP) w województwach. Wzrost tej zmiennej jest syntetycznym sposobem oceny zmian efektywności procesów produkcyjnych, zachodzących m.in. pod wpływem postępu technicznego. Ponieważ TFP jest zmienną niemierzalną, jej wartości zostały oszacowane na podstawie funkcji produkcji Cobba–Douglasa ze stałymi korzyściami skali.

Jednym z możliwych podejść do badania konwergencji, zastosowanym w niniejszym artykule, jest badanie stacjonarności: między gospodarkami zachodzi proces konwergencji, jeśli szereg wartości danej zmiennej  $y_{nt}$  jest niestacjonarny, ale szereg

odchylen tych wartości od średniej grupowej  $y_{nt} - \bar{y}_t$  jest stacjonarny. Jako narzędzie do zbadania, czy konwergencja wojewódzkich wartości TFP ma miejsce, zastosowano następujące testy pierwiastka jednostkowego dla danych panelowych: Levina, Lina i Chu, Harris i Tzavalisa, Ima, Pesarana i Shina, Sarno i Taylora, Hadriego.

## 2. Podstawy ekonomiczne i metodologiczne

Jednymi z pierwszych badaczy prezentujących znaczące badania empiryczne konwergencji byli m.in.: Barro, Sala-i-Martin<sup>1</sup> oraz Mankiw, Romer, Weil<sup>2</sup>. Uzyskane przez nich wyniki potwierdziły wynikającą z teorii neoklasycznej tendencję zbieżną w ścieżkach rozwoju gospodarek. Te początkowe opracowania bazowały na regresji przekrojowej badającej zależność między stopą wzrostu dochodu *per capita* ( $\Delta y_n$ ) w pewnym przedziale czasowym a początkowym poziomem dochodu  $y_{n0}$  w kraju (regionie)  $n$  i dodatkowymi zmiennymi objaśniającymi  $\mathbf{x}_n$ , a więc na modelu w postaci:

$$\Delta y_n = \alpha + \beta y_{n0} + \delta^T \mathbf{x}_n + \varepsilon_n, n = 1, \dots, N. \quad (1)$$

Od czasu ukazania się tych prac metody badania konwergencji znacznie się rozwinęły. W szczególności dużą popularność zyskały analizy na podstawie danych panelowych. Poniżej przedstawione jest pokrótce jedno z możliwych podejść.

### Podstawy teoretyczne

W pracy Evansa i Karrasa<sup>3</sup> wykazano, że badanie konwergencji w oparciu o model (1), nazwane podejściem konwencjonalnym, opiera się na mało realistycznych założeniach. Evans i Karras pokazali, że jeśli składnik losowy  $\varepsilon_{it}$  modelu (1) jest skorelowany z wartością początkową  $y_{i0}$ , to estymatory KMNK parametrów  $\beta$  i  $\delta$  są obciążone. Nieobciążone estymatory KMNK tych parametrów można by uzyskać jedynie wówczas, gdyby spełnione było założenie, że  $y_{nt} - \bar{y}_t$  jest procesem stacjonarnym (gdzie  $\bar{y}_t = \sum_n y_{nt}$ ), a zmienne objaśniające są permanentne, tzn. nie zmieniają się w czasie (co oznacza, że zmienne  $\mathbf{x}_n$  są nieskorelowane z  $\varepsilon_{it}$ ). Jeśli te warunki byłyby spełnione, wówczas zachodziłby proces konwergencji wszystkich  $N$  gospodarek. Pojawiają się tu jednak dwa poważne problemy. Po pierwsze, pomiędzy krajami lub regionami występują z reguły istotne różnice technologiczne. Po drugie, założenie, że szeregi dla wszystkich gospodarek wykazują identyczne własności autoregresyjne pierwszego rzędu, opiera się na innym, nierealistycznym założeniu, że zmienne zawarte w wektorze  $\mathbf{x}$  wyczerpują

<sup>1</sup> R.J. Barro, X. Sala-i-Martin, *Convergence*, „Journal of Political Economy” 1992, vol. 100, s. 223–251.

<sup>2</sup> N. Mankiw, D. Romer, D. Weil, *A contribution to the empirics of economic growth*, „Quarterly Journal of Economics” 1992, vol. 107 (2), s. 407–437.

<sup>3</sup> P. Evans, G. Karras, *Convergence Revisited*, „Journal of Monetary Economics” 1996, vol. 37, s. 249–265.

sposób opisują funkcjonowanie gospodarek, innymi słowy – nie ma między gospodarkami różnic niemierzalnych lub z innych przyczyn nieuwzględnionych w modelu. Dwa wyżej wymienione założenia implikują fakt, że konwencjonalne podejście do badania konwergencji jest poprawne jedynie, jeśli rozważane gospodarki tworzą zbiór homogeniczny. Dodatkowym zarzutem w stosunku do konwencjonalnego badania konwergencji jest to, że wykorzystanie danych przekrojowych, a nie panelowych, skutkuje pominięciem zmienności czasowej zmiennej  $y$ .

Evans i Karras<sup>4</sup> zdefiniowali pojęcie konwergencji na bazie neoklasycznej teorii wzrostu, jako obecność wspólnego trendu w ścieżkach rozwoju – między gospodarkami zachodzi konwergencja, jeśli:

$$\lim_{i \rightarrow \infty} E_t(y_{n,t+i} - a_{t+i}) = \mu_n \quad \text{dla } n = 1, \dots, N, \quad (2)$$

gdzie  $y_{nt}$  – logarytm dochodu *per capita* w gospodarce  $n$  w okresie  $t$ ,  $a_t$  – wspólny trend, który można interpretować jako identyczny dla wszystkich gospodarek indeks postępu technicznego neutralnego w sensie Harroda,  $\mu_n$  – parametr określający ścieżkę wzrostu właściwą dla gospodarki  $n$  ( $\mu_n < \infty$ ).

Równanie (2) można przedstawić w postaci alternatywnej, zastępując wyrażenie  $a_{t-i}$  średnią  $\bar{y}_{t+i}$ . Uzyskana postać jest równoważna postaci równania (2) i wynika z niej, że w nieskończenie długim okresie ( $i \rightarrow \infty$ ) odchylenia wartości  $y_{n,t+i}$  od średniej dla wszystkich gospodarek  $\bar{y}_{t+i}$  zbiegają do pewnego stałego poziomu  $\mu_n$  właściwego dla gospodarki  $n$ . Warunek ten może jednak zachodzić tylko wtedy, gdy  $y_{nt} - \bar{y}_t$  jest szeregiem stacjonarnym.

Zatem między  $N$  gospodarkami zachodzi proces konwergencji, jeśli dla każdego  $n = 1, \dots, N$  szereg  $y_{nt}$  jest niestacjonarny, ale szereg  $y_{nt} - \bar{y}_t$  jest stacjonarny. Jeśli ponadto  $\mu_n = 0$  dla każdego  $n$ , to konwergencja jest absolutna; jeśli zaś dla pewnego  $n$ :  $\mu_n \neq 0$ , to konwergencja jest warunkowa. Proces dywergencji ma miejsce, jeśli szereg  $y_{nt} - \bar{y}_t$  jest niestacjonarny dla  $n = 1, \dots, N$ .

Evans i Karras<sup>5</sup> przedstawili również własne podejście do badania konwergencji, polegające na testowaniu stacjonarności szeregu  $y_{nt} - \bar{y}_t$ . Zastosowali procedurę Levina i Lina<sup>6</sup>, która bazuje na równaniu:

$$\Delta(y_{nt} - \bar{y}_t) = \delta_n + \rho_n (y_{n,t-1} - \bar{y}_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \varphi_{ni} \Delta(y_{n,t-i} - \bar{y}_{t-i}) + u_{nt}, \quad (3)$$

gdzie  $\delta_n$  i  $\varphi_{ni}$  są parametrami. Hipoteza zerowa testu Levina i Lina ma postać  $H_0$ : ( $\rho_n = 0$  i  $\delta_n = 0$  dla każdego  $n$ ), zaś  $H_1$ : ( $\rho_n < 0$  dla każdego  $n$ , ale dla pewnych  $n$  może

<sup>4</sup> Ibidem.

<sup>5</sup> Ibidem.

<sup>6</sup> A. Levin, C.F. Lin, *Unit root tests in panel data: new results*, University of California, San Diego, CA, Working Paper 1993, no. 93-56, Dec.

zachodzić  $\delta_n \neq 0$ ). Jak wykazali Evans i Karras<sup>7</sup>, jeśli w równaniu (3)  $\rho_n < 0$ , to zachodzi konwergencja, a jeśli  $\rho_n = 0$  – dywergencja. Rozumowanie prowadzone było przy założeniu, że  $u_{nt}$  są nieskorelowane, jeśli  $n \rightarrow \infty$ . Wydaje się jednak, że założenie to w badaniach obejmujących stosunkowo małą liczbę regionów może nie być spełnione. Ponadto, w pracy nie uwzględniono faktu, że  $\rho_n$  może być równe 0 również wtedy, gdy tylko niektóre z badanych gospodarek wykazują dywergencję.

## Testy pierwiastka jednostkowego dla danych panelowych

Już po ukazaniu się wspomnianej publikacji Evansa i Karrasa dla danych panelowych opracowano szereg testów stacjonarności, które wydają się mieć własności lepsze do celów prezentowanego poniżej badania. Należą do nich testy: Levina, Lina, Chu<sup>8</sup> (LLC), Ima, Pesarana, Shina<sup>9</sup> (IPS), Sarno, Taylora<sup>10</sup>. Dwa pierwsze testy są tzw. testami pierwszej generacji, tzn. testami zakładającymi niezależność przekrojową. Bazują one na regresji postaci:

$$\Delta y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \mathbf{d}_{it}^T \boldsymbol{\delta} + u_{it}, \quad (4)$$

gdzie  $\mathbf{d}_{it}^T$  jest wektorem zmiennych deterministycznych, zaś  $u_{it}$  jest procesem stacjonarnym. Hipoteza zerowa tych testów głosi niestacjonarność wszystkich szeregów  $\rho_i = 0$  dla wszystkich  $i$ . Podstawową różnicą jest zakładany stopień heterogeniczności, a co za tym idzie – postać hipotezy  $H_1$ . Testy stacjonarności dla danych panelowych są omówione dokładniej np. w podręczniku Baltagi<sup>11</sup>, a w literaturze polskojęzycznej np. w pracy Dańskiej-Borsiak<sup>12</sup>. Poniżej zostaną jedynie wspomniane ich podstawowe własności.

W teście LLC dopuszcza się heterogeniczność indywidualnych efektów deterministycznych i autokorelację składnika losowego (ze współczynnikiem różniącym się względem obiektów). Zakłada się przy tym, że parametr autoregresyjny jest jednaki dla wszystkich obiektów (w modelu (4)  $\rho_i = \rho$  oraz  $N, T \rightarrow \infty$ , a  $(N/T) \rightarrow 0$ ). Hipoteza alternatywna ma postać  $H_1: \rho < 0$ , co oznacza stacjonarność każdego szeregu. Test jest w zasadzie testem ADF zaadaptowanym do przypadku danych panelowych. Statystyka empiryczna jest skorygowaną statystyką  $t$ , która jeśli  $H_0$  jest prawdziwa,

<sup>7</sup> P. Evans, G. Karras, op.cit.

<sup>8</sup> A. Levin, C.F. Lin, C. Chu, *Unit root test in panel data: asymptotic and finite sample properties*, „Journal of Econometrics” 2002, vol. 108, s. 1–24.

<sup>9</sup> K.S. Im, M.H. Pesaran, Y. Shin, *Testing for unit roots in heterogeneous panels*, „Journal of Econometrics” 2003, vol. 115, s. 53–74.

<sup>10</sup> L. Sarno, M.P. Taylor, *Real exchange rates under the recent float: unequivocal evidence of mean reversion*, „Economics Letters” 1998, vol. 60 (2), s. 131–137.

<sup>11</sup> B.H. Baltagi, *Econometric Analysis of Panel Data*, wyd. 4, J. Wiley & Sons, Chichester 2008.

<sup>12</sup> B. Dańska-Borsiak, *Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2011.

ma asymptotyczny standaryzowany rozkład normalny. Wadę testu LLC w kontekście prezentowanego w dalszej części badania stanowią założenia o niezależności przekrojowej i o identycznym dla wszystkich obiektów (gospodarek) współczynnika autoregresyjnym. Sformułowanie hipotezy alternatywnej o stacjonarności wszystkich szeregów, bez uwzględnienia możliwości stacjonarności niektórych z nich, również skłania do zastosowania innych testów.

W teście IPS rozluźnia się założenia testu LLC, dopuszczając heterogeniczność parametru przy  $y_{i,t-1}$ , autokorelację reszt i zmieniając postać hipotezy alternatywnej, tzn. dopuszczając możliwość, aby tylko część obiektów miała pierwiastek jednostkowy. Zatem w teście IPS:

$$H_1: \begin{cases} \rho_i < 0 & \text{dla } i = 1, 2, \dots, N_1 \\ \rho_i = 0 & \text{dla } i = N_1 + 1, \dots, N. \end{cases}$$

Również ten test opiera się na teście ADF, polega jednak na obliczeniu statystyk ADF osobno dla poszczególnych obiektów, z których dopiero potem obliczana jest średnia wartość  $\bar{t}$ . Przy założeniu prawdziwości hipotezy zerowej, statystyka  $\bar{t}$  ma asymptotyczny standaryzowany rozkład normalny.

Identycznie sformułowane hipotezy  $H_0$  i  $H_1$  weryfikowane są za pomocą testu Sarno i Taylora<sup>13</sup>. Zakłada się tu, podobnie jak w teście LLC, że parametr autoregresyjny  $\rho$  jest jednakowy dla wszystkich obiektów. Jest to jednakże test MADF, w którym model (4) traktuje się jako układ równań pozornie niezależnych (ang. *seemingly unrelated regressions* – SUR), tzn. szacuje osobne równanie dla każdego obiektu. Do estymacji stosuje się procedurę Zellnera, co stwarza pewne ograniczenie dla stosowności testu – procedura ta wymaga, aby wymiar czasowy próby  $T$  przekraczał jej wymiar przekrojowy  $N$ .

Testy LLC, IPS, MADF są przeznaczone, jak większość testów stacjonarności dla danych panelowych, do wnioskowania w sytuacji, gdy wymiar czasowy jest większy niż liczba obiektów. Przyjmuje się w nich *explicite* założenia<sup>14</sup>, że  $N, T \rightarrow \infty$ , a  $(N/T) \rightarrow 0$ , lub – jak w przypadku testu MADF – ograniczenie takie jest narzucone przez zastosowanie procedury SUR. W modelowaniu makroekonomicznym warunki takie są zazwyczaj spełnione – makropanele charakteryzują się właśnie tym, że  $T > N$ . Dane stosowane w modelowaniu mezo- i mikroekonomicznym mają jednak często relatywnie mały wymiar czasowy, zatem asymptotyczne rozkłady statystyk wspomnianych testów są słabym przybliżeniem rozkładu w skończonych próbach.

<sup>13</sup> L. Sarno, M.P. Taylor, op.cit.

<sup>14</sup> Spełnienie tych założeń gwarantuje, że statystyki empiryczne testów mają graniczny rozkład normalny.

Test Harrisa i Tzavalisa<sup>15</sup> (HT) umożliwia wnioskowanie w przypadku, gdy wymiar czasowy jest skończony, a  $N \rightarrow \infty$ . Stosować go można dla modeli FE, przy założeniu homoskedastyczności i braku autokorelacji składnika losowego. Konstrukcja testu bazuje na estymatorze wewnątrzgrupowym (LSDV) współczynnika autoregresji skorygowanym ze względu na jego obciążenie w przypadku modeli dynamicznych. Hipoteza zerowa zakłada niestacjonarność wszystkich szeregów, a alternatywna – ich stacjonarność. Jeśli  $H_0$  jest prawdziwa, to statystyka empiryczna typu  $t$  ma rozkład asymptotycznie normalny<sup>16</sup>.

Hadri<sup>17</sup> zaproponował test bazujący na resztach KMNK regresji  $y_{it}$  na stałą, która jest procesem błędzenia losowego (lub na stałą i trend), będący testem mnożnika Lagrange'a. W odróżnieniu od poprzednio omówionych testów, w teście Hadriego hipoteza  $H_0$  mówi, że wszystkie szeregi czasowe w panelu są stacjonarne, a  $H_1$  wskazuje, że w panelu występuje pierwiastek jednostkowy. Jedną z wersji tego testu dopuszcza heteroskedastyczność grupową. Przy założeniu prawdziwości  $H_0$  statystyka testu Hadriego ma standaryzowany rozkład normalny.

### 3. Wyniki empiryczne

Wydaje się, że większość badań empirycznych nad konwergencją koncentruje się na analizach regionalnych wartości PKB *per capita* lub produktywności pracy. W niniejszym artykule badany jest proces konwergencji województw Polski w odniesieniu do TFP. Uzasadnieniem takiego podejścia jest teoria neoklasyczna, zgodnie z którą różnice strukturalne między regionami wpływają na TFP i – w konsekwencji – na długookresowy wzrost. TFP odzwierciedla szerokie spektrum materialnych i niematerialnych czynników, które wpływają na efektywność gospodarki. Jako metodę badania konwergencji zastosowano panelowe testy stacjonarności, rezygnując z tradycyjnych metod badania konwergencji typu  $\beta$  lub  $\sigma$ . Zgodnie ze wspomnianymi w części 2 niniejsze prace wnioskami uzyskanymi przez Evansa i Karrasa<sup>18</sup>, występowanie stacjonarności oznacza występowanie konwergencji. Podobne podejście zastosowane zostało do badania konwergencji regionalnej we Włoszech przez Byrne, Fazio, Piacentino<sup>19</sup>.

<sup>15</sup> R.D.F. Harris, E. Tzavalis, *Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed*, „Journal of Econometrics” 1999, vol. 91, s. 201–226.

<sup>16</sup> Harris i Tzavalis (2004) przedstawili test mnożnika Lagrange'a, przy analogicznych założeniach.

<sup>17</sup> K. Hadri, *Testing for unit roots in heterogeneous panel data*, „Econometrics Journal” 2000, vol. 3, s. 148–161.

<sup>18</sup> P. Evans, G. Karras, *op.cit.*

<sup>19</sup> J. Byrne, G. Fazio, D. Piacentino, *Convergence in TFP among Italian Regions: Panel Unit Roots with Heterogeneity and Cross Sectional Dependence*, „ERSA conference papers ersa05p591” 2005, European Regional Science Association.

## Oszacowanie wartości TFP według województw

Dane statystyczne wykorzystane w badaniu dotyczą 16 województw w okresie od 1995 do 2009 r. Pochodzą one z witryny internetowej GUS oraz z roczników statystycznych województw.

Do oszacowania wartości TFP wykorzystano zaproponowaną w pracy Tokarskiego<sup>20</sup> metodę, polegającą na wyznaczeniu oceny parametru  $\alpha$  na podstawie modelu wydajności, a następnie wyliczeniu TFP z funkcji produkcji Cobba–Douglasa. Model wydajności ma postać:

$$\ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right) = \ln A + gt + \alpha \ln\left(\frac{K_{it}}{L_{it}}\right) + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

gdzie  $Y$  – wartość dodana brutto w mln zł,  $L$  – nakłady pracy (wyrażone w tys. pracujących),  $K$  – nakłady brutto na środki trwałe w mln zł,  $t$  – zmienna czasowa,  $g$  – stopa postępu technicznego w sensie Hicksa,  $\alpha$  – elastyczność  $Y$  względem kapitału  $K$ . W modelu tym wyrażenie  $Ae^{gt}$ , określające łączną produktywność czynników produkcji (TFP), ma wartości jednakowe dla wszystkich województw i lat. Ponieważ założenie takie jest trudne do przyjęcia, w procesie estymacji modelu (5) dopuszczono, że parametry strukturalne są generowane przez pewien stacjonarny proces losowy. Do estymacji zastosowano metodę Swamy'ego<sup>21</sup>.

Wartości TFP w województwie  $i$  w roku  $t$  oszacowano według wzoru:

$$TFP_{it} = \frac{(Y_{it} / L_{it})}{(K_{it} / L_{it})^a}, \quad (6)$$

gdzie  $a$  jest oceną parametru  $\alpha$  modelu (5).

Wyniki estymacji UMNK modelu z losowymi parametrami (5) są następujące (prezentowane oceny są „średnimi” wartościami parametrów<sup>22</sup>; w nawiasach wartości statystyk  $t$ ):

$$\ln(Y_{it} / L_{it})^{\wedge} = 2,24 + 0,029t + 0,545 \ln(K_{it} / L_{it})$$

(21,00) (7,06) (7,71)

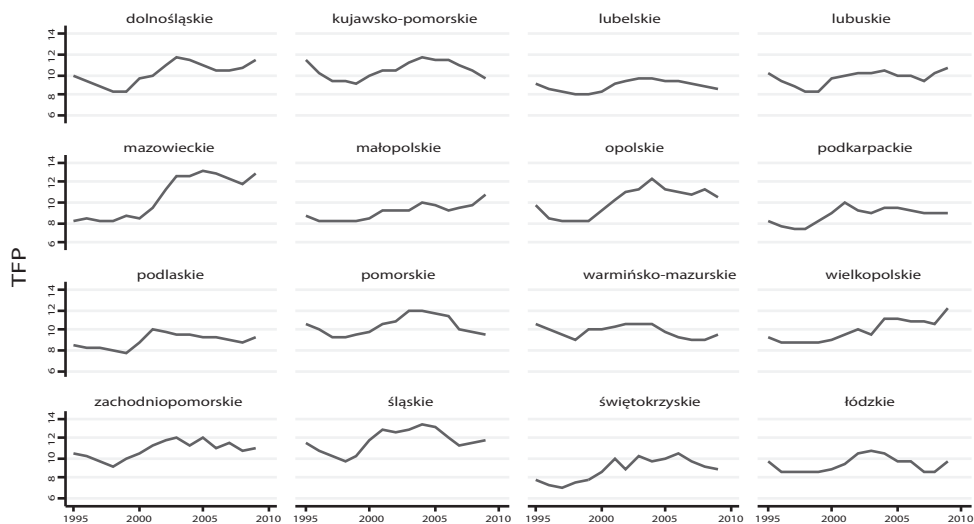
<sup>20</sup> T. Tokarski, *Oszacowanie regionalnych funkcji produkcji*, „Wiadomości Statystyczne” 2008, t. 10, s. 38–53.

<sup>21</sup> P.A.V.B. Swamy, *Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model*, „Econometrica” 1970, vol. 38, s. 311–323.

<sup>22</sup> Specyficzny dla każdego  $i$  wektor parametrów  $\beta_i$  zawiera wspólną, średnią składową  $\beta$ :  $\beta_i = \beta + v_i$ .

Wyniki estymacji modelu wydajności wydają się zadowalające. Stopa postępu technicznego w sensie Hicksa wynosi 2,9% rocznie, a elastyczność wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy jest równa 0,55.

Zróźnicowanie łącznej produktywności czynników produkcji według województw, obliczonej według wzoru (6) z wartością  $a = 0,5452911$ , przedstawione jest na rysunku 1.



**Rysunek 1. Zróźnicowanie TFP według województw**

Źródło: opracowanie własne.

## Badanie konwergencji – testy stacjonarności

W celu wstępnego określenia, czy łączne produktywności czynników charakterystyczne dla poszczególnych województw wykazują tendencję do wyrównywania się, obliczono współczynnik korelacji między roczną stopą wzrostu TFP a opóźnionym poziomem wartości tej cechy. Ujemny znak wskazywałby na istnienie tendencji zbieżnej, a więc na zmniejszanie się różnic. Obliczona wartość wynosi  $r = 0,074$ , co sugeruje zwiększanie się zróźnicowania TFP w województwach.

Tabela 1 zawiera wyniki testów pierwiastka jednostkowego dla danych panelowych. Jako miarę wojewódzkiego zróźnicowania TFP przyjęto odchylenia wartości tej zmiennej od średniej krajowej. Wynika to z faktu, że funkcjonowanie gospodarek województw jest silnie zależne od kategorii ogólnopolskich, zatem można się spodziewać zjawiska korelacji przekrojowej. Oczyszczenie danych ze średnich powoduje usunięcie tej korelacji<sup>23</sup>.

<sup>23</sup> Por. A. Levin, C.F. Lin, C. Chu, *Unit root test in panel data: asymptotic and finite sample properties*, „Journal of Econometrics” 2002, vol. 108, s. 1–24.



**Tabela 1. Wyniki testów konwergencji dla wszystkich województw**

Test, postać hipotez	Wartość p	Wniosek
Levin, Lin, Chu (LLC) H <sub>0</sub> : niestacjonarność wszystkich szeregów H <sub>1</sub> : stacjonarność każdego szeregu	0,1894	nie ma podstaw do odrzucenia H <sub>0</sub> ; brak konwergencji
Harris-Tzavalis (HT) (z poprawką dla małej próby) H <sub>0</sub> , H <sub>1</sub> – jak w LLC	0,0758	nie ma podstaw do odrzucenia H <sub>0</sub> ; brak konwergencji
Im, Pesaran, Shin (IPS) (ze skończonym <i>N</i> ) H <sub>0</sub> : niestacjonarność wszystkich szeregów H <sub>1</sub> : część szeregów jest stacjonarna	0,4739	nie ma podstaw do odrzucenia H <sub>0</sub> ; brak konwergencji
MADF H <sub>0</sub> , H <sub>1</sub> – jak w LLC	0,0617	nie ma podstaw do odrzucenia H <sub>0</sub> ; brak konwergencji
Hadri (z heteroskedastycznością grupową) H <sub>0</sub> : stacjonarność wszystkich szeregów H <sub>1</sub> : część szeregów jest niestacjonarna	0,0000	odrzucaamy H <sub>0</sub> ; brak konwergencji

Źródło: opracowanie własne.

Testy LLC i HT zakładają jednakowy współczynnik autoregresyjny modelu (4) i nie dają możliwości stwierdzenia konwergencji częściowej, tzn. zachodzącej między częścią województw. Testy IPS i MADF dopuszczają taką możliwość, poza tym dzięki zróżnicowaniu parametru  $\rho_i$  możliwe jest uwzględnienie heterogeniczności województw.

Test Hadriego jako jedyny ma H<sub>0</sub> zakładającą stacjonarność. Jest to istotną jego zaletą z dwóch następujących powodów:

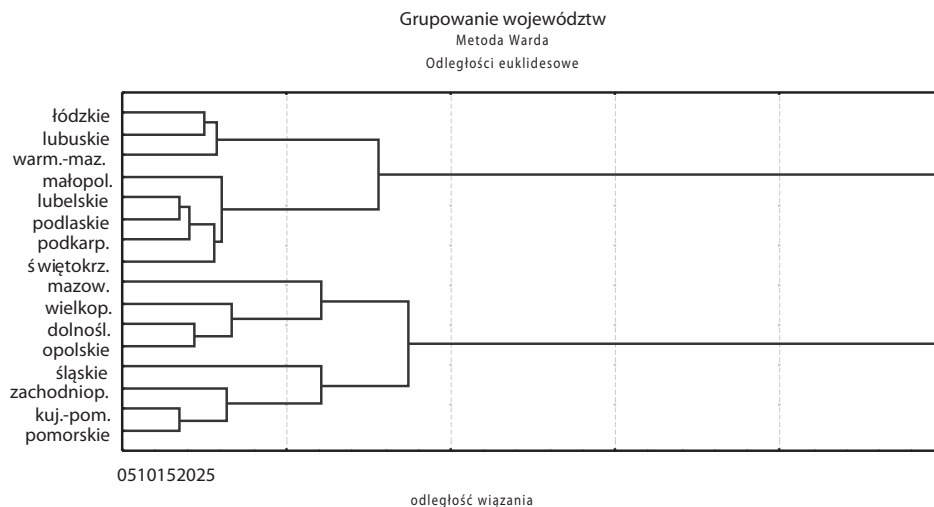
- testy pierwiastka jednostkowego nie mają zazwyczaj dużej mocy do odrzucania H<sub>1</sub> w przypadku szeregów o wysokim stopniu trwałości, ale stacjonarnych<sup>24</sup>,
- ze względu na założenie konstrukcyjne testów statystycznych minimalizują prawdopodobieństwo odrzucenia H<sub>0</sub>, która w istocie jest prawdziwa

Przedstawione w tabeli 1 wyniki wszystkich testów jednoznacznie wskazują na brak stacjonarności szeregów, a zatem na niewystępowanie zjawiska konwergencji. Ponieważ powszechnie wiadomo, że poziom i tempo rozwoju gospodarczego województw są nierównomierne, następnym etapem analizy jest podział województw na bardziej jednorodne grupy.

<sup>24</sup> Szeregiem czasowym o wysokim stopniu trwałości (ang. *persistent*) nazywa się szereg, którego przyszłe wartości są silnie skorelowane z wartościami bieżącymi.

## Wyniki dla grup województw podobnych

Do wyodrębnienia grup województw podobnych ze względu na kształtowanie się TFP zastosowano metodę analizy skupień (ang. *cluster analysis*). Wyniki grupowania przedstawione są na rysunku 2, w formie tzw. wykresu drzewkowego, a na jego osi poziomej można odczytać odległość, w której odpowiednie elementy utworzyły nowe skupienie.

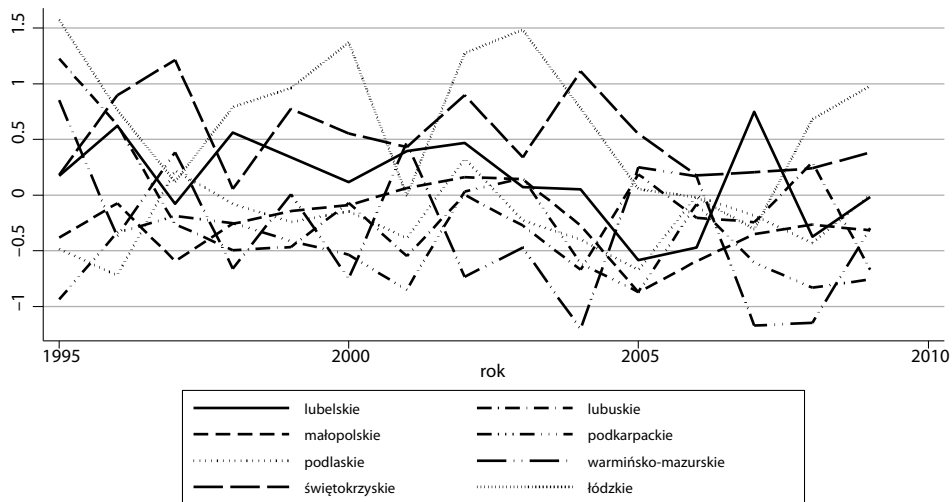


### Rysunek 2. Grupowanie województw ze względu na TFP

Źródło: opracowanie własne.

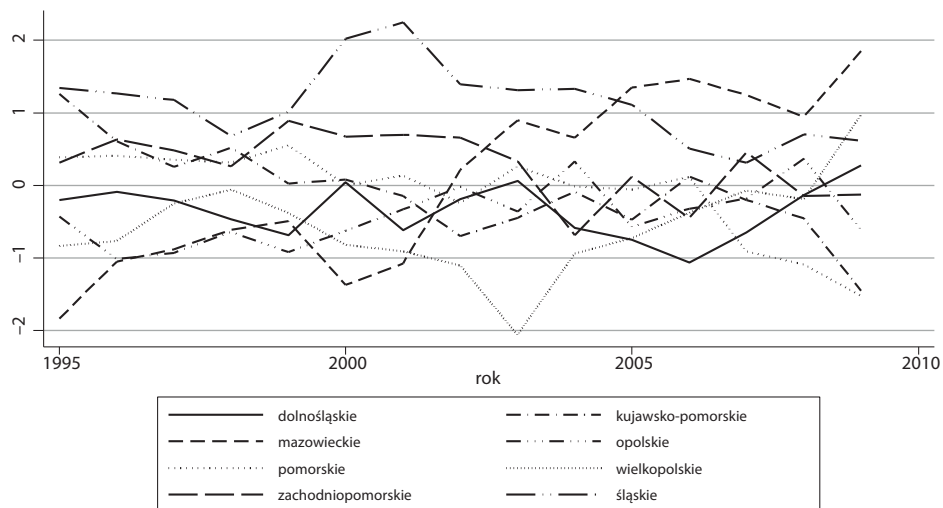
Na rysunku 2 jest wyraźnie widoczny podział województw na dwie zasadnicze grupy. W każdej z nich można dodatkowo wyodrębnić dwa mniejsze skupienia, badanie konwergencji klubowej przeprowadzono jednak dla dwóch większych grup.

Kształtowanie się TFP w okresie próby w województwach należących do obu grup przedstawiono na rysunkach 3 i 4. Analiza wzrokowa obu tych wykresów wskazuje na brak jakiegokolwiek wspólnej tendencji w kształtowaniu się zmiennej  $TFP_{it} - T\bar{F}P_{it}$ , uznanej za miarę wojewódzkiego zróżnicowania TFP. Ocena taka jest poparta wynikami testów pierwiastka jednostkowego, prezentowanymi w tabeli 2. W grupie 1 testy LLC i HT wskazały na odrzucenie hipotezy zerowej o niestacjonarności szeregów. Wydaje się jednak, że należy większą wagę przykładać do wyników trzech pozostałych testów, ponieważ dzięki zróżnicowaniu parametru  $\rho_i$  równania (4) uwzględniają one heterogeniczność województw. Dla grupy 2 wyniki wszystkich testów są jeszcze bardziej jednoznaczne.



**Rysunek 3. Różnice  $TFP_{it} - \bar{TFP}_t$  dla województw grupy 1**

Źródło: opracowanie własne.



**Rysunek 4. Różnice  $TFP_{it} - \bar{TFP}_t$  dla województw grupy 2**

Źródło: opracowanie własne.

**Tabela 2. Testy pierwiastka jednostkowego dla grup województw**

Województwa grupy 1		Województwa grupy 2			
Test, wartość p	Wniosek	Test, wartość p	Wniosek		
LLC 0,0100	konwergencja	LLC 0,7713	brak konwergencji		
HT 0,0057	konwergencja	HT 0,1314	brak konwergencji		
IPS 0,2831	brak konwergencji	IPS 0,4857	brak konwergencji		
MADF 0,1735	brak konwergencji	MADF 0,4752	brak konwergencji		
Hadri 0,0000	brak konwergencji	Hadri 0,0000	brak konwergencji		

Źródło: opracowanie własne.

## 4. Podsumowanie

W niniejszym opracowaniu przedstawiono wyniki badania występowania zjawiska konwergencji wartości TFP w województwach w okresie 1995–2009. Uzyskane na podstawie panelowych testów pierwiastka jednostkowego wyniki wskazują na brak konwergencji. Nie potwierdziła się również hipoteza o konwergencji klubowej w dwóch grupach województw podobnych. Być może zjawisko takie zachodzi między mniejszymi grupami województw, w grupach o liczebności 3–5 jednostek, które można wyodrębnić na rysunku 2. Generalnie trzeba jednak stwierdzić brak długookresowej tendencji zbieżnej w kształtowaniu się TFP.

## Bibliografia

1. Baltagi B.H., *Econometric Analysis of Panel Data*, wyd. 4, J. Wiley & Sons, Chichester 2008.
2. Barro R.J., Sala-i-Martin X., *Convergence*, „Journal of Political Economy” 1992, vol. 100, s. 223–251.
3. Byrne J., Fazio G., Piacentino D., *Convergence in TFP among Italian Regions: Panel Unit Roots with Heterogeneity and Cross Sectional Dependence*, „ERSA conference papers ersa05p591” 2005, European Regional Science Association
4. Dańska-Borsiak B., *Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2011.
5. Evans P., Karras G., *Convergence Revisited*, „Journal of Monetary Economics” 1996, vol. 37, s. 249–265.
6. Hadri K., *Testing for unit roots in heterogeneous panel data*, „Econometrics Journal” 2000, vol. 3, s. 148–161.

7. Harris R.D.F., Tzavalis E., *Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed*, „Journal of Econometrics” 1999, vol. 91, s. 201–226.
8. Im K.S., Pesaran M.H., Shin Y., *Testing for unit roots in heterogeneous panels*, „Journal of Econometrics” 2003, vol. 115, s. 53–74.
9. Levin A., Lin C.F., *Unit root tests in panel data: new results*, University of California, San Diego, CA, Working Paper 1993, no. 93–56, Dec.
10. Levin A., Lin C.F., Chu C., *Unit root test in panel data: asymptotic and finite sample properties*, „Journal of Econometrics” 2002, vol. 108, s. 1–24.
11. Mankiw N., Romer D., Weil D., *A contribution to the empirics of economic growth*, „Quarterly Journal of Economics” 1992, vol. 107 (2), s. 407–437.
12. Sarno L., Taylor M.P., *Real exchange rates under the recent float: unequivocal evidence of mean reversion*, „Economics Letters” 1998, vol. 60 (2), s. 131–137.
13. Swamy P.A.V.B., *Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model*, „Econometrica” 1970, vol. 38, s. 311–323.
14. Tokarski T., *Oszacowanie regionalnych funkcji produkcji*, „Wiadomości Statystyczne” 2008, t. 10, s. 38–53.

## Summary

### The convergence of TFP values between Polish voivodeships. An application of panel data unit-root tests

The paper presents the results of the analysis of the total factor productivity (TFP) convergence between Polish voivodeships in the years 1995–2009. The inference was based on panel unit root tests. Because the TFP is an unobservable variable, the first step was to estimate its values on the grounds of the Solow model. For the lack of convergence between all the voivodeships, the hypothesis of the club convergence was also verified.

**Keywords:** convergence, total factor productivity, panel data unit-root tests

**JEL classification:** D24, C33, R11, R12, O47