

## DOJAZDY DO PRACY A KONWERCENCJA REGIONALNA W POLSCE

**Piotr Wójcik**

Zakład Finansów Ilościowych, Uniwersytet Warszawski  
e-mail: pwojcik@wne.uw.edu.pl

**Streszczenie:** Celem artykułu jest analiza zróżnicowań regionalnego PKB per capita oraz konwergencji regionalnej w Polsce na poziomie NTS 3 w latach 2000-2013 po korekcie uwzględniającej dojazdy do pracy. Do korekty wykorzystano dane o przepływach ludności związanych z zatrudnieniem na poziomie gmin. PKB wytworzony przez osoby dojeżdżające do pracy uwzględniono w miejscu ich zamieszkania, a nie zatrudnienia. Wykorzystano analizę konwergencji typu beta i sigma oraz podejścia umożliwiające analizę pełnego rozkładu (macierze przejścia, estymacja jądrowa). Korekta danych nie zmieniła wniosków dotyczących konwergencji.

**Słowa kluczowe:** konwergencja regionalna, dojazdy do pracy, skorygowany PKB per capita, analiza dynamiki rozkładu, macierze przejścia, estymacja jądrowa

### WSTĘP

Konwergencją lub zbieżnością w literaturze makroekonomicznej określa się upodobnianie się do siebie krajów lub regionów pod względem poziomu rozwoju, mierzonego najczęściej za pomocą produktu krajowego brutto (PKB) na mieszkańca lub na zatrudnionego. W obliczeniach produktu krajowego (regionalnego) brutto na mieszkańca licznik i mianownik mogą dotyczyć różnych obszarów odniesienia. Wielkość produktu dotyczy regionu, w którym został on wytworzony, ale jest on efektem pracy także osób dojeżdżających do pracy z innych regionów. Ma to szczególne znaczenie w przypadku dużych miast i obszarów je otaczających, które są odrębnymi jednostkami administracyjnymi, ale tworzą wspólny rynek pracy. W niniejszym artykule wykorzystano dane o przepływach ludności związanych z zatrudnieniem na poziomie gmin [Kruszka 2010, GUS 2014] do obliczenia skorygowanych wielkości PKB per capita na

poziomie podregionów w okresie 2000-2013. Korekta polegała na zapisaniu wielkości PKB wytworzonej przez osoby dojeżdżające do pracy w miejscu ich zamieszkania – tam gdzie dochody są konsumowane, a nie w regionie zatrudnienia. Na tak skorygowanych danych wykonano analizę konwergencji kilkoma różnymi metodami, pozwalającymi weryfikować różne koncepcje konwergencji. Wartość dodana tego opracowania polega na weryfikacji czy i w jaki sposób korekta danych o regionalnym PKB na mieszkańca wpływa na wnioski z analizy konwergencji badanej różnymi metodami.

Celem artykułu jest analiza różnicowań regionalnego dochodu na mieszkańca oraz konwergencji regionalnej w Polsce na poziomie podregionów (NTS 3) po skorygowaniu wartości PKB z wykorzystaniem danych o dojazdach do pracy. W pracy weryfikowane są dwie hipotezy badawcze, zakładające, że korekta regionalnego PKB ze względu na dojazdy do pracy: (1) zmniejsza zróżnicowanie międzyregionalne, (2) nie zmienia wniosków dotyczących obserwowanych wzorców konwergencji niezależnie od metody jej weryfikacji.

W pierwszej kolejności przedstawiono metodologię wykorzystaną do korekty danych dotyczących regionalnego PKB per capita na podstawie informacji o dojazdach do pracy. Następnie omówiono krótko metody wykorzystywane do empirycznej weryfikacji hipotez dotyczących występowania różnych koncepcji konwergencji. W kolejnej części zaprezentowano wyniki analiz empirycznych. Ostatnią część pracy stanowi podsumowanie głównych wniosków.

## METODA KOREKTY REGIONALNYCH PKB

Produkt krajowy brutto na mieszkańca jest najczęściej stosowaną miarą przeciętnej zamożności krajów czy regionów. Jest on również często krytykowany, między innymi dlatego że pomija działalność w szarej strefie oraz produkcję na własne potrzeby, która nie jest przedmiotem transakcji rynkowych. Nie uwzględnia też wolnego czasu, wpływu (często negatywnego) działalności gospodarczej na środowisko przyrodnicze, zmniejszania się nieodnawialnych zasobów, czy też negatywnych efektów społecznych. Ponadto jego licznik i mianownik mają różną podstawę. Wielkość produkcji jest uwzględniana dla regionu, w którym został on wytworzony, natomiast jest ona efektem pracy także osób dojeżdżających codziennie do pracy z innych regionów. Ma to szczególne znaczenie w przypadku dużych miast i obszarów je otaczających, które są odrębnymi jednostkami administracyjnymi, ale tworzą wspólny rynek pracy.<sup>1</sup>

Dlatego też na potrzeby analizy zróżnicowań regionalnych i regionalnej konwergencji w tej pracy obliczono jego skorygowane wartości na poziomie podregionów dla całego okresu 2000-2013. Korekta polegała na zapisaniu wielkości PKB wytworzonej przez osoby dojeżdżające do pracy nie w regionie ich zatrudnienia, ale w miejscu zamieszkania – tam gdzie dochody z pracy są

---

<sup>1</sup> Patrz np. Eurostat (2014).

konsumowane. Korektę wykonano wykorzystując dwa różne źródła danych o przepływach ludności związanych z zatrudnieniem.

Pierwszym źródłem było wykonane przez zespół Urzędu Statystycznego w Poznaniu [Kruszka 2010] badanie, którego celem było uzyskanie szacunkowych danych dotyczących natężenia oraz kierunków przepływów ludności (pracowników najemnych) związanych z zatrudnieniem poza gminą zamieszkania. Szacunki opierały się na zbiorach z systemu podatkowego urzędów skarbowych gromadzonych w bazie POLTAX (dane z PIT-11/8B i PIT-40), udostępnionych przez Ministerstwo Finansów. Obejmowały one osoby zatrudnione na podstawie stosunku pracy w dniu 31 XII 2006 r., dla których gmina zamieszkania była inna niż gmina miejsca pracy i jednocześnie pojawiła się informacja o zwiększonych kosztach uzyskania przychodu związanych z dojazdami do pracy. Wynikiem badania była między innymi macierz przepływów związanych z zatrudnieniem dostępna na stronie internetowej GUS<sup>2</sup>.

Drugim źródłem danych o dojazdach do pracy było badanie [GUS 2014] również wykonane przez zespół pracowników Urzędu Statystycznego w Poznaniu i wykorzystujące podobną metodologię. Została ona wzbogacona o dane zebrane w ramach Narodowego Spisu Powszechnego 2011 i rejestry ZUS, co między innymi pozwoliło na dokładniejszą identyfikację terytorialną miejsc pracy podatników.

Autorzy obu wspomnianych opracowań wyraźnie zaznaczają, że mimo zachowania w obu przypadkach takiej samej metodologii generowania z nich zbiorowości osób dojeżdżających do pracy, różnice w wykorzystanych źródłach powodują, że wyniki dotyczące roku 2006 i 2011 nie są wprost porównywalne. „Inaczej mówiąc, każdą z tych charakterystyk należy traktować jako samoistną «fotografię» sytuacji w danym roku i wszelkie porównania prowadzić z odpowiednią ostrożnością.” (GUS 2014, s. 180). Dlatego też oba opracowania wykorzystano w niniejszym artykule jako niezależne źródła informacji o liczbie dojeżdżających do pracy.

Dostępne publicznie dane w postaci macierzy przepływów do pracy między gminami zostały na potrzeby tego artykułu zagregowane na poziomie podregionów (NTS 3)<sup>3</sup>. Oznacza to, że jako osoby dojeżdżające do pracy potraktowano jedynie pracowników najemnych dojeżdżających poza podregion zamieszkania. Analogiczny sposób agregacji zastosowano do danych z obu opisanych powyżej źródeł. Następnie dla uproszczenia przyjęto, że w każdym roku z analizowanego okresu (2000-2013) liczba osób dojeżdżających do pracy może być opisana za pomocą tej samej macierzy przepływów – odpowiednio na podstawie danych za rok 2006 [Kruszka 2010] albo 2011 [GUS 2014]. Wykorzystując dane o liczbie

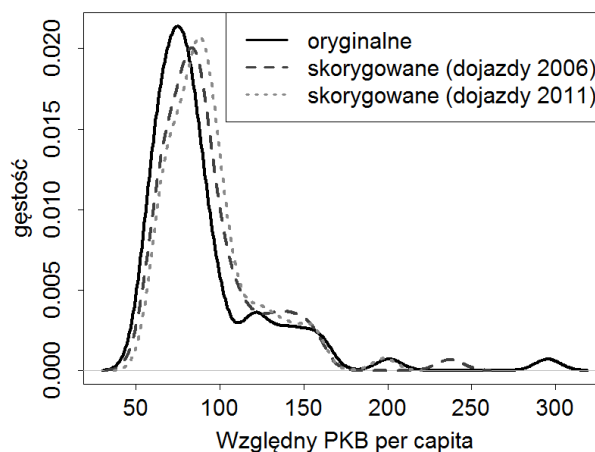
<sup>2</sup> <http://stat.gov.pl/statystyka-regionalna/badania-regionalne/przeplywy-ludnosci-zwiazane-z-zatrudnieniem-w-polsce-w-2006-r-3060/>

<sup>3</sup> Nomenklatura NTS dzieli Polskę na terytorialne, hierarchicznie powiązane jednostki pięciu poziomów, z których trzy określono jako poziomy regionalne, a dwa jako poziomy lokalne. Obecnie (od 1 stycznia 2015 r.) wyróżnione są 72 podregiony (NTS 3) grupujące powiaty (NTS 4).

zatrudnionych w każdym z podregionów w kolejnych latach obliczono wielkość produktu krajowego brutto na jednego zatrudnionego. Następnie zakładając, że każdy zatrudniony wypracowuje tę samą część regionalnego PKB i korzystając ze zbudowanej macierzy przepływów, przeliczono wartości całkowitego PKB podregionów, zapisując wielkość wypracowaną przez każdego zatrudnionego dojeżdżającego do pracy w podregionie jego zamieszkania. Uzyskane w ten sposób wartości PKB na poziomie podregionów dla każdego roku zostały podzielone przez liczbę osób faktycznie zamieszkałych w danym podregionie w dniu 30.06. Finalnie uzyskano więc skorygowane na dwa różne sposoby wielkości PKB per capita dla całego badanego okresu.

Porównanie rozkładów dla danych oryginalnych (przed korektą) i skorygowanych na dwa alternatywne sposoby zostało przedstawione na rysunku 1. Zestawienie dotyczy wartości względnego PKB per capita w roku 2013, ale kierunek korekt był podobny we wszystkich analizowanych latach. Wyraźnie widać, że oryginalne dane charakteryzują się największym rozproszeniem – wartości PKB na mieszkańca sięgają do 300% średniej krajowej (Warszawa), widoczny jest także dodatkowy wierzchołek dla wartości ok. 200%. Natomiast dominanta rozkładu przyjmuje wartość około 75%. Analiza danych skorygowanych przy użyciu informacji o dojazdach do pracy w roku 2006 [Kruszka 2010] wykazuje nieco mniejsze zróżnicowanie – górny wierzchołek reprezentujący Warszawę znajduje się poniżej gracy 250%. Wyraźnie też widoczne jest przesunięcie mody rozkładu w górę do poziomu ok. 80-85%. Uwzględnienie dojazdów do pracy za rok 2011 [GUS 2014] pokazuje ten sam kierunek zmian rozkładu prowadzący do jeszcze silniejszego zmniejszenia jego dyspersji i przesunięcia dominanty bliżej w kierunku poziomu 100%.

Rysunek 1. Rozkład względnego PKB per capita w roku 2013 na podstawie danych oryginalnych i skorygowanych



Źródło: opracowanie własne

Największe korekty in minus dotyczyły Warszawy i innych największych miast (Poznań, Katowice, Kraków, Wrocław, Trójmiasto, Szczecin, Łódź i Rzeszów), czyli regionów, w których pracuje relatywnie najwięcej osób dojeżdżających z innych podregionów, tworzących wspólnie z dużym miastem jeden aglomeracyjny rynek pracy. Dla przykładu Warszawa notowała w roku 2013 dochód na mieszkańca na poziomie 295% średniej krajowej. Przeniesienie części dochodu wytworzonej przez osoby dojeżdżające do pracy do miejsca ich zamieszkania obniżyło tę wielkość do 237% (dojazdy 2006) lub do 198% (dojazdy 2011) – można więc w uproszczeniu powiedzieć, że ok. 20-33% PKB wytwarzanego w Warszawie jest owocem pracy w tym mieście osób z innych regionów. W przypadku drugiego najbogatszego regionu w Polsce – Poznań, wartości PKB per capita przed i po korekcie wynosiły odpowiednio 201%, 158% (dojazdy 2006) i 140% (dojazdy 2011). Z kolei regionami, które najbardziej „urośli” po korekcie PKB na mieszkańca są podregiony położone w sąsiedztwie dużych miast: Warszawy (warszawski wschodni, warszawski zachodni, siedlecki, ciechanowski), Kraków (krakowski, oświęcimski), Poznań (pozański), Trójmiasto (gdański), Katowice (sosnowiecki, bytomski i ponownie oświęcimski).

## METODY ANALIZY KONWERCENCJI

Konwergencją w literaturze makroekonomicznej nazywany jest relatywnie szybszy rozwój biedniejszych krajów lub regionów w porównaniu do krajów lub regionów bogatszych. Powoduje to zmniejszanie się dystansu między nimi<sup>4</sup>. Zjawisko przeciwne nazywane jest dywergencją. W literaturze występują dwie główne koncepcje konwergencji: konwergencja  $\sigma$  oraz konwergencja  $\beta$  – obie stanowią tzw. klasyczne podejście do badania konwergencji [Barro i Sala-i-Martin 1992, Sala-i-Martin 1996]. Pierwsza z nich występuje, gdy różnicowanie dochodu na mieszkańca między regionami lub krajami zmniejsza się w czasie. Analizie poddaje się miarę dyspersji (odchylenie standardowe lub współczynnik zmienności) regionalnego dochodu w kolejnych latach. Konwergencja  $\beta$  dotyczy natomiast zależności między przeciętnym tempem wzrostu dochodu per capita a jego początkowym poziomem. Zależność tę bada się graficznie lub za pomocą analizy regresji. Konwergencja  $\beta$  jest warunkiem koniecznym, ale niewystarczającym do zaistnienia konwergencji  $\sigma$ . Metody te są często krytykowane, gdyż koncentrują się na pojedynczej mierze dyspersji rozkładu ( $\sigma$ ) albo na relacji dla reprezentatywnego/przeciętnego regionu ( $\beta$ ), nie pozwalają jednak analizować pełnego rozkładu i mobilności w jego ramach.

Alternatywną metodologię analizy konwergencji, pozwalającą na badanie mobilności wewnątrz rozkładu, zaproponował w serii artykułów [Quah 1993, 1996a, 1996b]. Mobilność może być modelowana przy pomocy macierzy przejścia,

<sup>4</sup> Jest to tak zwana konwergencja realna, w odróżnieniu od konwergencji nominalnej, która dotyczy kryteriów traktatu z Maastricht, czyli stabilności cen, stóp procentowych i kursu walutowego.

czyli warunkowego rozkładu prawdopodobieństwa w wersji dyskretnej<sup>5</sup> lub poprzez oszacowanie warunkowej funkcji gęstości<sup>6</sup>. Obie metody pozwalają oszacować prawdopodobieństwo, z jakim dany kraj lub region będzie stawał się relatywnie bogatszy, biedniejszy, bądź też, że jego dochód nie ulegnie zmianie względem przeciętnego dochodu. Analiza pełnego rozkładu umożliwia także weryfikację hipotezy o występowaniu polaryzacji dochodu (tzw. konwergencja klubów<sup>7</sup>), której metody klasyczne nie są w stanie uchwycić.

Zastosowanie macierzy przejścia wymaga podzielenia zakresu analizowanej zmiennej na kilka przedziałów (grup, klas), a następnie oszacowania prawdopodobieństwa, z jakim regiony będą w kolejnych okresach pozostawały w swojej grupie albo przechodziły do innej grupy o wyższej lub niższej wartości analizowanej zmiennej. Prawdopodobieństwa są zestawione w macierzy przejścia  $M$ , która opisuje w jaki sposób rozkład zmiennej ( $d$ ) ewoluuje w kolejnych okresach:

$$d_{t+1} = M \times d_t \quad (1)$$

Macierz przejścia pozwala także na estymację długookresowego rozkładu – tzw. wektora ergodycznego<sup>8</sup>. Powinien on być interpretowany jako syntetyczny wskaźnik, który pozwala wnioskować o występowaniu konwergencji w badanym okresie. Będzie ona miała miejsce, jeśli w wektorze ergodycznym masa prawdopodobieństwa przesuwa się w kierunku klasy dochodu zawierającej wartość przeciętną. Jeśli jednak wysokie prawdopodobieństwo koncentruje się w klasach skrajnych, świadczy to o polaryzacji dochodu i zachodzącej konwergencji klubów.

Z powodu względnej prostoty zastosowania metoda ta jest popularna również w polskiej literaturze przedmiotu (podobnie jak klasyczne metody analizy konwergencji)<sup>9</sup>. Ma ona jednak ważne ograniczenie polegające na arbitralności doboru granic przedziałów, które definiują poszczególne grupy.

Ograniczenie to traci na znaczeniu, gdy zamiast rozkładu dyskretnego wykorzystany zostaje rozkład ciągły, czyli estymacja jądrowa warunkowej funkcji gęstości. Można ją w uproszczeniu traktować jako odpowiednik macierzy przejścia z nieskończoną liczą wierszy i kolumn. Jeśli wyjściowy rozkład analizowanej zmiennej oznaczymy przez  $x$ , a rozkład tej samej zmiennej przez  $y$ , warunkowy rozkład  $y$  przy znanym  $x$  można zapisać za pomocą wyrażenia:

$$f(y|x) = \frac{f(x,y)}{f_x(x)} \quad (2)$$

<sup>5</sup> Jest to wykorzystanie skończonych procesów Markowa rzędu pierwszego – np. [Podgórska i in. 2000].

<sup>6</sup> Szczegółowy opis tej metodologii przedstawiony został w [Wójcik 2016].

<sup>7</sup> Zakłada ona, że upodabnianie się regionów następuje tylko w wyróżnionych podgrupach regionów, które już w okresie początkowym mają zbliżony poziom analizowanej zmiennej.

<sup>8</sup> Macierz przejścia  $M$  podniesiona do potęgi  $s$  przy  $s \rightarrow \infty$  dąży do macierzy rzędu pierwszego, nazywanej macierzą ergodyczną lub wektorem ergodycznym.

<sup>9</sup> Patrz np. [Wójcik 2004, 2008, 2009, Markowska-Przybyła 2010, Decewicz 2013, Wałęga 2014].

gdzie  $f_x(x)$  jest brzegowym rozkładem zmiennej w okresie początkowym, natomiast  $f(y, x)$  jest rozkładem łącznym  $y$  oraz  $x$ . Aby oszacować warunkową funkcję gęstości, należy zastąpić licznik oraz mianownik powyższego wyrażenia ich nieparametrycznymi estymatorami. Rozkład brzegowy zmiennej w okresie początkowym może zostać oszacowany zgodnie z formułą:

$$\hat{f}_x(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{h_x w_i} K\left(\frac{x-x_i}{h_x w_i}\right) \quad (3)$$

gdzie  $n$  oznacza liczbę obserwacji,  $h_x$  to optymalna szerokość pasma estymacji<sup>10</sup> dla początkowego rozkładu zmiennej, a  $K(\cdot)$  to funkcja jądra. Z kolei rozkład łączny zmiennej w okresie początkowym i końcowym szacowany jest za pomocą następującego wyrażenia:

$$\hat{f}(x, y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{h_y h_x w_i^2} K\left(\frac{y-y_i}{h_y w_i}\right) K\left(\frac{x-x_i}{h_x w_i}\right) \quad (4)$$

gdzie  $h_y$  jest optymalną szerokością pasma estymacji dla rozkładu zmiennej w okresie końcowym (pozostałe oznaczenia mają identyczne znaczenie jak w przypadku równania 3).

W części empirycznej artykułu zastosowano wszystkie omówione powyżej metody analizy konwergencji na oryginalnych danych o PKB per capita oraz danych skorygowanych. Wszystkie analizy wykonano dla relatywnego PKB per capita – odniesionego do średniej krajowej dla danego roku.

## ANALIZA KONWERCENCJI REGIONALNEJ DLA PODREGIONÓW

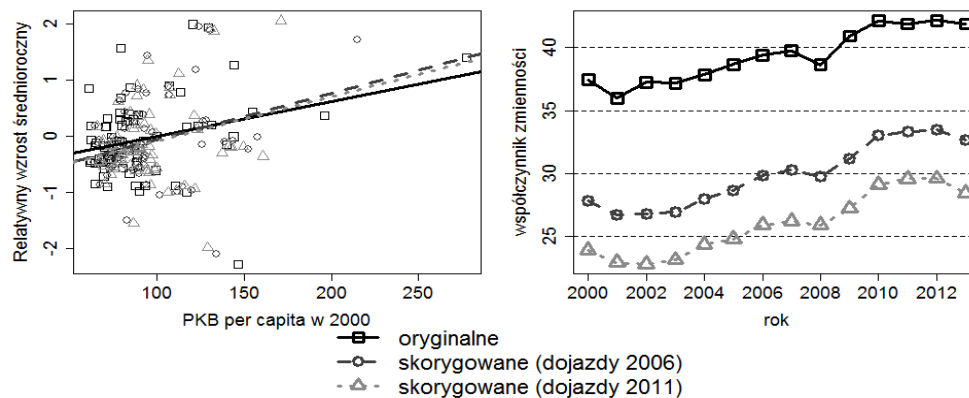
Pierwszym krokiem analizy empirycznej jest weryfikacja hipotezy o występowaniu konwergencji typu  $\beta$  oraz  $\sigma$ . Obie metody zostały zastosowane w wersji graficznej, której wynik został przedstawiony na rysunku 2.

Rysunek 2. Analiza graficzna konwergencji typu  $\beta$  oraz  $\sigma$  na danych oryginalnych i skorygowanych

konwergencja  $\beta$

konwergencja  $\sigma$

<sup>10</sup> Omówienie metod estymacji jądrowej, w tym wyznaczania optymalnej szerokości pasma estymacji można znaleźć m.in. w [Silverman 1986].



Źródło: opracowanie własne

Wynik analizy konwergencji typu  $\beta$  wskazuje na pozytywną zależność między średniorocznym tempem wzrostu relatywnego PKB per capita w okresie 2000-2013 (oś pionowa wykresu) a początkowym poziomem PKB per capita w roku 2000 (oś pozioma wykresu) zarówno dla danych oryginalnych jak i skorygowanych. Oznacza to, że regiony początkowo najbogatsze (duże miasta) rozwijały się w analizowanym okresie szybciej niż regiony biedniejsze – nawet po uwzględnieniu dojazdów do pracy. Co więcej, dla danych skorygowanych kąt nachylenia linii zależności jest nieznacznie większy, co oznacza, że badana relacja jest po korekcie danych jeszcze silniej pozytywna. Konwergencja typu  $\sigma$  jest analizowana za pomocą współczynnika zmienności. Widać wyraźnie, że uwzględnienie dojazdów do pracy znacznie zmniejsza poziom międzyregionalnych różnicowań. Nie zmienia jednak wniosków dotyczących występowania konwergencji – zarówno dla danych oryginalnych, jak i skorygowanych na oba sposoby poziom różnicowania dochodu między regionami w analizowanym okresie wzrasta, co oznacza dywergencję.

Kolejnym krokiem analizy empirycznej jest zastosowanie macierzy przejścia. Przyjęto podział regionów na pięć grup, a jako granice przedziałów wykorzystano kwintyle rozkładu początkowego analizowanej zmiennej, aby początkowo poszczególne klasy były równoliczne.

Nagłówki wierszy oszacowanych macierzy przejścia wskazują na numer grupy w roku początkowym (w nawiasach liczebności grup w okresie początkowym). Z kolei nagłówki kolumn informują o grupie w okresie końcowym oraz granicach przedziału, który ją definiuje (w odniesieniu do względnego dochodu per capita). Prawdopodobieństwa przejścia w każdym wierszu sumują się do 100%. Dla ułatwienia interpretacji wyników pominięto zerowe oszacowania wartości prawdopodobieństw (poza wektorem ergodycznym).



Tabela 1. Macierz przejścia dla względnego PKB per capita na poziomie podregionów w latach 2000-2013 (dane oryginalne)

|              | grupa 1<br><=69,7 | grupa 2<br>(69,7; 78,3] | grupa 3<br>(78,3; 86,0] | grupa 4<br>(86,0; 110,1] | grupa 5<br>>110,1 |
|--------------|-------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------|
| grupa 1 (15) | 93,3              | 6,7                     |                         |                          |                   |
| grupa 2 (14) | 35,7              | 64,3                    |                         |                          |                   |
| grupa 3 (14) |                   | 28,6                    | 35,7                    | 35,7                     |                   |
| grupa 4 (14) |                   | 14,3                    | 50                      | 28,6                     | 7,1               |
| grupa 5 (15) |                   |                         |                         | 13,3                     | 86,7              |
| ergodyczny   | 84,2              | 15,8                    | 0                       | 0                        | 0                 |

Źródło: opracowanie własne

Macierz przejścia oszacowana na oryginalnych danych (Tabela 1) wskazuje na bardzo silną stabilność rozkładu dochodu w skrajnych grupach. Podregiony najbiedniejsze (o PKB per capita poniżej 69,7% średniej dla kraju) miały jedynie 6,7% prawdopodobieństwa na względne wzbogacenie się ponad tę granicę. Z kolei podregiony najbogatsze (o względnym dochodzie na mieszkańca powyżej 110,1% średniej) mogły względnie zubożeć z prawdopodobieństwem równym jedynie 13,3%. Największą mobilnością charakteryzowała się grupa podregionów o dochodzie per capita bliskim średniej (grupa 4). Prawdopodobieństwo, że w 2013 roku pozostały one w tej samej grupie co w 2000 wyniosło jedynie 28,6%. Podregiony raczej względnie ubożały niż bogaciły się (prawdopodobieństwa po lewej stronie przekątnej wyższe niż po jej prawej stronie) – z wyjątkiem grupy 3, a podregiony z grupy 2 nie miały żadnych szans na względne wzbogacenie powyżej granicy 78,3% średniej. Dlatego w wektorze ergodycznym w najbiedniejszej grupie koncentruje się aż 84,2% prawdopodobieństwa, co wskazuje na silne tendencje do polaryzacji regionów pod względem dochodu w analizowanym okresie. Wynika to z szybkiego rozwoju już najbogatszych podregionów (dużych miast), które coraz dalej „uciekają” pozostałym regionom.

Tabela 2. Macierz przejścia dla względnego PKB per capita na poziomie podregionów w latach 2000-2013 (dane skorygowane, dojazdy 2011)

|              | grupa 1<br><=77,9 | grupa 2<br>(77,9; 88,1] | grupa 3<br>(88,1; 94,9] | grupa 4<br>(94,9; 110,5] | grupa 5<br>>110,5 |
|--------------|-------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------|
| grupa 1 (15) | 93,3              | 6,7                     |                         |                          |                   |
| grupa 2 (14) | 50                | 35,7                    | 14,3                    |                          |                   |
| grupa 3 (14) |                   | 50                      | 21,4                    | 28,6                     |                   |
| grupa 4 (14) |                   | 14,3                    | 42,9                    | 21,4                     | 21,4              |
| grupa 5 (15) |                   |                         |                         | 26,7                     | 73,3              |
| ergodyczny   | 83,6              | 11,2                    | 2,8                     | 1,4                      | 1,1               |

Źródło: opracowanie własne

Tabela 2 pokazuje wyniki estymacji macierzy przejścia dla danych dotyczących PKB per capita skorygowanych na podstawie dojazdów do pracy w

roku 2011. Wnioski dotyczące zachodzenia konwergencji płynące z analizy tej macierzy przejścia są analogiczne jak w przypadku analizy na danych nieskorygowanych. Wskazuje ona na bardzo dużą stabilność rozkładu PKB per capita w skrajnych klasach dochodu (biedni pozostają biedni, a bogaci są wciąż bogaci), znaczną mobilność w grupach pośrednich z silniejszymi tendencjami do względnego ubożenia. Odbija się to na wartościach prawdopodobieństw długookresowych, gdzie ponownie niemal 84% prawdopodobieństwa koncentruje się w najniższej grupie dochodu. Tak więc również przy zastosowaniu macierzy przejścia do wnioskowania o konwergencji, korekta danych związana z dojazdami do pracy nie zmienia wniosków dotyczących obserwowanych wzorców konwergencji.<sup>11</sup>

Ostatnim etapem analizy empirycznej jest weryfikacja występowania regionalnej konwergencji za pomocą estymatorów jądrowych warunkowej funkcji gęstości. Wyniki estymacji na danych oryginalnych i skorygowanych zostały zaprezentowane na rysunku 3 (na osi poziomej obu wykresów przedstawiono wartości dochodu w okresie początkowym, a na osi pionowej w okresie końcowym).

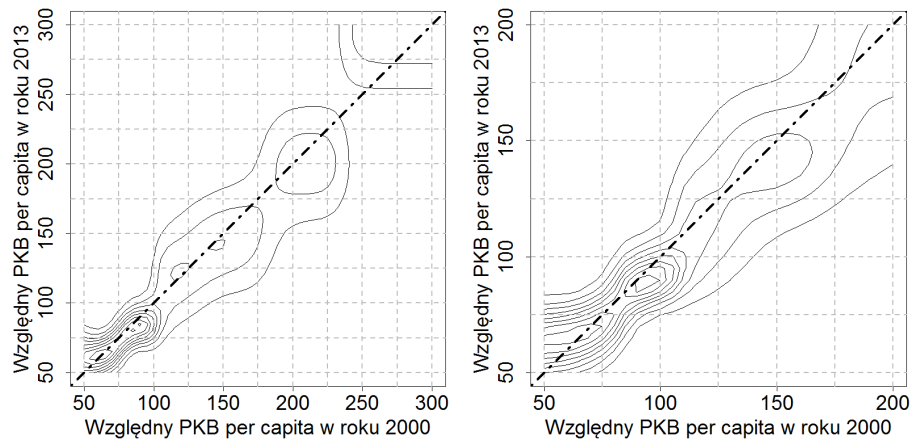
W obu przypadkach wykres jako całość nie układa się równolegle do osi poziomej, co by świadczyło o konwergencji. Przeciwnie – widać dużą stabilność rozkładu (koncentracja wysokich wartości gęstości wzdłuż przekątnej) i kilka wyróżnionych wierzchołków. I tylko fragmenty obu wykresów zdają się przechylać w stronę położenia równoległego do osi poziomej.

Rysunek 3. Wykres konturowy warunkowej funkcji gęstości dynamiki rozkładu względnego PKB per capita w latach 2000-2013 dla danych oryginalnych i skorygowanych

oryginalne

skorygowane (dojazdy 2011)

<sup>11</sup> Ze względu na ograniczoną objętość artykułu w zestawieniu pominięto macierz przejścia oraz estymator jądrowy dla danych skorygowanych o dojazdy do pracy z roku 2006 [Kruszka 2010]. Potwierdzają one wnioski zaprezentowane dla danych skorygowanych dojazdami do pracy za rok 2011.



Źródło: opracowanie własne

Na wykresie dla danych oryginalnych jest to osobno każdy z wierzchołków powyżej granicy 100% przeciętnego dochodu (czyli duże miasta) oraz fragment wykresu w lewym dolnym rogu (najbiedniejsze regiony). Wykres dla danych skorygowanych różni się jedynie skalą wartości i tym, że zamiast kilku osobnych „bogatych” wierzchołków widać na nim jeden osobny wierzchołek w okolicach 150% przeciętnego PKB per capita. Również ten wykres pokazuje jednak tendencje do konwergencji osobno dla najbogatszych i najbiedniejszych regionów. W obu przypadkach jedynym obserwowanym wzorcem konwergencji jest więc konwergencja klubów, a korekta danych nie ma wpływu na wnioski.

## PODSUMOWANIE

Celem artykułu była analiza zróżnicowań regionalnego dochodu na mieszkańca oraz konwergencji regionalnej w Polsce na poziomie podregionów po skorygowaniu wartości PKB z wykorzystaniem danych o dojazdach do pracy. Zgodnie z oczekiwaniami, po uwzględnieniu dojazdów do pracy największe korekty danych dotyczą dużych miast i obszarów je otaczających. Uwzględnienie dojazdów do pracy zmniejsza poziom zróżnicowań międzyregionalnych (mniejszy zakres wartości, mniej wierzchołków rozkładu, współczynnik zmienności niższy o ok. 30%). Zarówno dane oryginalne, jak i skorygowane pokazują dywergencję typu beta oraz typu sigma. Zastosowane alternatywnie macierze przejścia, a także estymatory jądrowe pokazują dla danych przed i po korekcie zbliżoną dynamikę rozkładu (duża stabilność, raczej względne ubożenie podregionów). Po korekcie wciąż jedynym obserwowanym wzorcem jest konwergencja klubów (osobno dla najbogatszych i najbiedniejszych podregionów). Obie hipotezy badawcze zostały więc potwierdzone.

**BIBLIOGRAFIA**

- Barro R. i Sala-i-Martin X. (1992) Convergence. *Journal of Political Economy*, 100.
- Decewicz A. (2013) Modele Markowa w analizie dynamiki zróżnicowania regionalnego dochodu w krajach UE. *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych*, 30.
- Eurostat (2014) PKB i rachunki gospodarstw domowych na poziomie regionalnym. [http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Archive:GDP\\_and\\_household\\_accounts\\_at\\_regional\\_level/pl&oldid=183478](http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Archive:GDP_and_household_accounts_at_regional_level/pl&oldid=183478).
- GUS (2014) Dojazdy do pracy. Narodowy Spis Powszechny Ludności i Mieszkań 2011, Warszawa.
- Kruszka K. (red.) (2010) Dojazdy do pracy w Polsce. Terytorialna identyfikacja przepływów ludności związanych z zatrudnieniem. GUS, Poznań.
- Markowska-Przybyła U. (2010) Konwergencja regionalna w Polsce w latach 1997-2007. *Gospodarka Narodowa*, nr 11–12.
- Podgórska M., Śliwka P., Topolewski M., Wrzosek, M. (2000) Łańcuchy Markowa w teorii i w zastosowaniach. Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Quah D. (1993) Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis. *Scandinavian Journal of Economics*, 95(4).
- Quah D. (1996a) Regional convergence clusters across Europe. *European Economic Review*, 40(3–5).
- Quah D. (1996b) Twin peaks: Growth and convergence in models of distribution dynamics. *Economic Journal*, 106.
- Sala-i-Martin X. (1996) The Classical Approach to Convergence Analysis. *The Economic Journal*, 106(437).
- Silverman B. (1986) *Density Estimation for Statistics and Data Analysis* (Monographs on Statistics and Applied Probability). London, Chapman and Hall.
- Wałęga A. (2014) Spójność ekonomiczna regionów Polski przed i po przystąpieniu do Unii Europejskiej. *Studia Ekonomiczne, Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach*, 203.
- Wójcik P. (2004) Konwergencja regionów Polski w latach 1990–2001. *Gospodarka Narodowa*, nr 11–12.
- Wójcik P. (2008) Dywergencja czy konwergencja: dynamika rozwoju polskich regionów. *Studia Regionalne i Lokalne*, 2(32).
- Wójcik P. (2009) Wzorce konwergencji regionalnej w Polsce. [w:] Liberda Z. B. (red.) *Konwergencja gospodarcza Polski*. PTE.
- Wójcik P. (2016) Estymacja jądrowa w badaniach regionalnej konwergencji. *Wiadomości Statystyczne*, 10 (665).

**COMMUTER FLOWS AND REGIONAL CONVERGENCE  
IN POLAND**

**Abstract:** The aim of the article is the analysis of diversification of regional GDP per capita and regional convergence in Poland on NUTS 3 level in 2000-2013 after correcting for commuter flows. We use the data on commuter flows between Polish municipalities. Production generated by commuters is attributed to their place of living instead of employment. Beta and sigma convergence analysis was used together with approaches allowing for the analysis of the whole distribution dynamics (transition matrices and kernel density estimation). Correction of the data did not change the conclusions about convergence.

**Keywords:** regional convergence, commuter flows, corrected GDP per capita, distribution dynamics, transition matrices, kernel density estimation