

Piotr Wójcik*

DYWERGENCJA CZY KONWERGENCJA: DYNAMIKA ROZWOJU POLSKICH REGIONÓW

Przedmiotem artykułu jest zbadanie występowania konwergencji regionalnej w Polsce w odniesieniu do PKB na mieszkańca. Analiza przeprowadzona została dla okresu 1995–2005 na poziomie województw (NUTS 2), podregionów (klasyfikacja NUTS 3) oraz w ramach województw. Przez konwergencję rozumiane jest zmniejszanie się różnic między regionami pod względem poziomu dochodu. Zjawisko przeciwne nazywane jest dywergencją. W pracy zastosowana została metoda umożliwiająca analizę dynamiki pełnego rozkładu względnego dochodu *per capita*, zaproponowana przez Quaha (1993, 1996a, 1996b). Polega ona na estymacji macierzy przejścia zapożyczonych z procesów Markowa oraz wykorzystaniu nieparametrycznych estymatorów jądrowych warunkowej funkcji gęstości dla rozkładu względnego PKB na mieszkańca w kolejnych latach. Jest to metoda umożliwiająca weryfikację hipotezy o występowaniu konwergencji klubów, co nie jest możliwe przy zastosowaniu metodologii klasycznej (Barro, Sala-i-Martin 2003). Zauważalna jest silna stabilność rozkładu dochodu i brak występowania konwergencji bezwarunkowej zarówno między województwami, jak i między podregionami. I województwa, i podregiony generalnie względnie ubożały za sprawą szybszego niż przeciętny rozwoju najbogatszych województw (mazowieckie) czy podregionów (duże miasta, głównie Warszawa i Poznań). Zróżnicowanie pod względem relatywnego PKB na mieszkańca rośnie w czasie zarówno dla województw, jak i podregionów. Wzorcem konwergencji, jaki daje się zaobserwować tak na poziomie NUTS 2, jak i NUTS 3, jest konwergencja klubów (polaryzacja) – regiony względnie najbiedniejsze i osobno względnie najbogatsze upodabniają się do siebie i zbiegają do różnych poziomów dochodu. Analizie poddano też występowanie konwergencji podregionów wewnątrz województw – tu również jedynym obserwowanym wzorcem konwergencji jest konwergencja klubów.

1. Wprowadzenie – definicje i metodologia

Celem opracowania jest analiza procesu konwergencji regionalnej w Polsce w odniesieniu do PKB *per capita* na poziomie województw (NUTS 2) oraz podregionów (NUTS 3) w okresie 1995–2005. Dodatkowo analizowane jest występowanie konwergencji wewnątrz województw.

Konwergencją określane jest relatywnie szybszy rozwój biedniejszych krajów (regionów) w stosunku do krajów (regionów) bogatszych, powodujący zmniejszanie dystansu między nimi. Zjawisko przeciwne – zwiększanie się różnic – nazywane jest dywergencją.

* Katedra Teorii Rozwoju Gospodarczego, Wydział Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego.

W literaturze występują dwie główne koncepcje konwergencji¹: konwergencja *sigma* oraz konwergencja *beta*. Pierwsza z nich zachodzi, kiedy dyspersja dochodu *per capita* (lub innego badanego zjawiska) między regionami lub krajami zmniejsza się w czasie. Pojęcie konwergencji *beta* dotyczy natomiast zależności między średnią stopą wzrostu dochodu *per capita* a początkowym poziomem dochodu. Występuje ona w literaturze w dwóch wariantach. Konwergencja bezwzględna zakłada, że kraje (regiony) upodabniają się do siebie niezależnie od warunków początkowych. Wynika z niej, że kraje (regiony) biedne rozwijają się szybciej niż bogate, a wzrost ich realnego PKB na mieszkańca jest tym większy, im niższy jest początkowy poziom PKB *per capita*. Dzięki temu kraje lub regiony biedniejsze nadrabiają zapóźnienie rozwojowe. Konwergencja warunkowa oznacza natomiast, że upodabniają się do siebie kraje (regiony) o podobnych parametrach strukturalnych (np. średni poziom wykształcenia, struktura dochodu), a tym samym kraje (regiony) o różnych charakterystykach zbiegają się do różnych długookresowych poziomów dochodu.

Pojęcia konwergencji *sigma* i *beta* są ze sobą powiązane. Konwergencja *sigma* dotyczy zmian rozkładu dochodu w czasie, natomiast konwergencja *beta* traktuje o mobilności dochodu między krajami (regionami) w ramach tego samego rozkładu. Konwergencja *beta* jest warunkiem koniecznym, ale niewystarczającym do wystąpienia konwergencji *sigma*.

Innym rodzajem konwergencji, którego jednak analiza klasyczna nie może zweryfikować, jest konwergencja klubów, zgodnie z którą kraje (regiony) o podobnych charakterystykach strukturalnych zbliżają się do siebie jedynie wtedy, gdy podobne są również pod względem początkowego poziomu PKB na mieszkańca – prowadzi to do polaryzacji dochodu. Powstają grupy krajów (regionów) – kluby, w ramach których dochodzi do zmniejszania różnic w dochodzie *per capita*.

1.1. Podejście klasyczne

Klasyczna już analiza konwergencji *beta* była szeroko stosowana w literaturze przedmiotu w ciągu ostatnich 25 lat. Została ona spopularyzowana przez Barro i Sala-i-Martina (Barro, Sala-i-Martin 1992, 2003; Sala-i-Martin 2002). Analiza konwergencji *beta* polega na estymacji poniższego równania:

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{y_{i,t+T}}{y_{i,t}} \right) = \alpha - \left(\frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \right) \log(y_{i,t}) + \gamma X_{i,t} + u_{i,t,t+T} \quad (1)$$

gdzie $y_{i,t}$ oznacza dochód *per capita* kraju bądź regionu i w momencie t , $X_{i,t}$ jest wektorem egzogenicznych zmiennych strukturalnych, które mogą wpływać na wzrost dochodu *per capita*, T jest odstępem czasowym między danymi (dla da-

¹ Przegląd literatury znaleźć można np. w: Durlauf, Quah (1999), Temple (1999), de la Fuente (2000), Barro, Sala-i-Martin (2003).

nych rocznych $T = 1$), $u_{i,t+T}$ jest zaś losową resztą równania. Na stałą α , zgodnie z teorią neoklasyczną, wpływają: stopa postępu technologicznego oraz stopa wzrostu dochodu w stanie ustalonym². Przez pominięcie w estymacji wektora zmiennych strukturalnych $X_{i,t}$ testowana jest hipoteza o konwergencji bezwzględnej, podczas gdy niezerowy wektor $X_{i,t}$ w równaniu regresji oznacza testowanie hipotezy o konwergencji warunkowej.

Estymacji parametru β dokonuje się nieliniową metodą najmniejszych kwadratów (NMNK). Powyższe równanie można estymować również metodą najmniejszych kwadratów (MNK), obliczając następnie wartość parametru β z równania $b_T = (1 - e^{\beta T})/T$.

Dodatnia ocena parametru β oznacza, że biedniejsze kraje (regiony) rozwijają się szybciej niż bogatsze, co interpretuje się jako występowanie konwergencji. Wartość β interpretowana jest jako roczna stopa konwergencji, zwana także szybkością konwergencji. Estymacji równania (1) można dokonać na próbie przekrojowej, szeregach czasowych lub próbie przekrojowo-czasowej.

Klasyczna metoda analizowania konwergencji *beta* była kwestionowana przez Friedmana (1992), a szczególnie przez Quaha w serii artykułów (np. 1996b, 1996c). Główne zastrzeżenia zostały przedstawione poniżej.

Po pierwsze fakt, że biedne regiony rozwijają się szybciej niż bogatsze, nie musi wcale oznaczać zmniejszania dystansu między nimi³. Estymowany parametr β może być obciążony w kierunku występowania konwergencji z powodu występowania tzw. paradoksu Galtona. Negatywna zależność między stopą wzrostu i początkowym poziomem dochodu nie implikuje zmniejszania się dyspersji rozkładu. Co więcej, możliwe jest występowanie takiej negatywnej zależności nawet w przypadku dywergencji⁴. Wynika to z faktu, że zawsze będą pojawiały się kraje (regiony) rozwijające się bardzo szybko i bardzo wolno, ale wpływ na to mają również czynniki losowe. Paradoks regresji w stronę średniej polega na błędnej interpretacji przejściowej natury obserwacji skrajnych jako dowodu na zmniejszanie się dyspersji rozkładu.

Po drugie, standardowa przekrojowa analiza regresji bada zachowanie reprezentatywnego kraju (regionu) w analizowanej próbie, podczas gdy interesująca jest obserwacja pełnego rozkładu i jego ewolucji w czasie⁵.

² Barro, Sala-i-Martin (1992) zakładają α jednakowe dla wszystkich regionów danego kraju, gdzie stopa postępu technologicznego i stopa wzrostu w stanie ustalonym nie różnią się znacząco między regionami.

³ Quah (1993) uważa, że godna zainteresowania jest jedynie koncepcja konwergencji *sigma*, ponieważ istotna jest odpowiedź na pytanie, czy z upływem czasu światowy rozkład dochodów staje się bardziej homogeniczny. Nie zgadza się z tym Sala-i-Martin (1996, 1996b), twierdząc, że oba podejścia są interesujące i powinny być analizowane empirycznie.

⁴ Próchniak (2004) uzyskuje taki wynik, analizując konwergencje województw Polski z pominięciem województwa mazowieckiego w latach 1995–2000 – zjawisku konwergencji warunkowej *beta* towarzyszy zwiększanie się regionalnego zróżnicowania dochodów (czyli dywergencja *sigma*).

⁵ Analizy Barro i Sala-i-Martina (np. 1992, 2003) dotyczące Unii Europejskiej są również krytykowane ze względu na fakt, że obejmują jedynie wybrane kraje Unii oraz mieszają regiony na poziomie NUTS 1 (np. dla Niemiec i Wielkiej Brytanii) z regionami na poziomie NUTS 2 (np. dla Francji i Włoch).

Powyższe zastrzeżenia wskazują na techniczne niedoskonałości klasycznego podejścia do testowania występowania lub braku konwergencji między krajami lub regionami. Powstaje więc potrzeba zastosowania innych metod pozwalających uniknąć opisanych powyżej problemów.

2. Metodologia alternatywna

Metodologię alternatywną wobec klasycznej analizy konwergencji zaproponował w serii artykułów Quah – polega ona na analizie pełnego rozkładu PKB na mieszkańca (lub na zatrudnionego) i jego zmian w czasie.

Mobilność wewnątrz rozkładu może być modelowana na dwa sposoby: za pomocą procesów Markowa i estymacji macierzy przejścia, czyli *de facto* warunkowego rozkładu prawdopodobieństwa w wersji dyskretnej lub też poprzez oszacowanie pełnej warunkowej funkcji gęstości z wykorzystaniem estymacji jądrowej (ang. *kernel density estimation*)⁶.

Obie metody pozwalają oszacować prawdopodobieństwo, z jakim dany kraj (region) będzie w badanym okresie stawał się relatywnie bogatszy, biedniejszy, bądź jego dochód nie ulegnie zmianie względem przeciętnego dochodu w próbie. Dodatkowo analiza pełnego rozkładu umożliwia zaobserwowanie ewentualnie zachodzącej polaryzacji dochodu (konwergencja klubów), której metoda przekrojowa nie uchwyci.

2.1. Macierze przejścia

Początkowy rozkład dochodu dzielony jest na skończoną liczbę przedziałów, nazywanych klasami dochodu, na bazie których estymowana jest macierz przejścia (M). Opisuje ona sposób, w jaki cały rozkład dochodu (d) zmienia się w czasie⁷:

$$d_t = M \times d_{t-1} \quad (2)$$

Szacowane elementy macierzy M odzwierciedlają prawdopodobieństwo przejścia poszczególnych krajów (regionów) między określonymi klasami dochodu⁸. Estymacji dokonuje się metodą największej wiarygodności (MNW). Otrzymane prawdopodobieństwa informują o procentowej liczbie regionów, które były początkowo w danej klasie dochodu, ale pozostały w niej bądź przesunęły się do innych klas⁹.

⁶ Opis obu metod przedstawia Quah (1996a).

⁷ Jest to metoda analogiczna do autokorelacji rzędu pierwszego w analizie szeregów czasowych. W przypadku analizy konwergencji przyjmowane jest upraszczające założenie o jednorodności macierzy przejścia w analizowanym okresie.

⁸ Czyli np. z grupy regionów o dochodzie poniżej przeciętnego do grupy o dochodzie ponadprzeciętnym.

⁹ Tak więc wszystkie elementy macierzy są nieujemne, a suma prawdopodobieństw w wierszu jest równa jedności.

$$p_{ij} = P(X_{t_2} = j \mid X_{t_1} = i) \quad (3)$$

Macierz przejścia pozwala również oszacować długookresową ewolucję rozkładu¹⁰. W przypadku analizy konwergencji nie można jednak traktować macierzy ergodycznej jako długookresowej prognozy dla analizowanego procesu, ponieważ trudno zakładać, że jego dynamika nie będzie się zmieniać w długim okresie. Wektor ergodyczny powinien być tu raczej interpretowany jako syntetyczny wskaźnik, który pozwala wnioskować o zachodzącej (bądź nie) konwergencji w okresie, dla którego jest estymowany. Na podstawie samej oszacowanej macierzy przejścia trudno bowiem wnioskować o ewolucji rozkładu dochodów w badanym okresie.

Konwergencja pojawi się w przypadku przesunięcia się masy prawdopodobieństwa w kierunku klasy dochodu zawierającej wartość przeciętną. Jeśli masa prawdopodobieństwa koncentruje się w klasach skrajnych, świadczy to o polaryzacji dochodu i zachodzącej konwergencji klubów. Ograniczeniem opisywanej metody jest arbitralność doboru przedziałów rozdzielających poszczególne klasy dochodu – różny podział może doprowadzić do różnych wyników. Problem ten znika w przypadku estymacji warunkowej funkcji gęstości.

2.2. Estymacja jądrowa

Estymator jądrowy warunkowej funkcji gęstości może być postrzegany jako ciągle uogólnienie macierzy przejścia z nieskończoną liczbą wierszy i kolumn.

W przypadku ciągłym zamiast macierzy przejścia ze skończoną liczbą stanów dokonywana jest estymacja pełnej warunkowej funkcji gęstości, pokazującej, w jaki sposób PKB *per capita* ewoluuje w czasie. Metoda ma tę zaletę w porównaniu z opisaną powyżej, że nie ogranicza zróżnicowania dochodu do kilku przedziałów, ale w sposób ciągły pozwala analizować zmienność jego pełnego spektrum. Jest to odpowiednik macierzy przejścia z nieskończoną liczbą wierszy i kolumn. Estymacji dokonuje się nieparametryczną metodą jądrową, często dwustopniową (ang. *adaptive kernel density estimation*). Wykres oszacowanej warunkowej funkcji gęstości obrazuje rozkład masy prawdopodobieństwa przejścia kraju (regionu) między poszczególnymi wartościami PKB *per capita* w analizowanym okresie.

Estymacja jądrowa polega na oszacowaniu nieznannej funkcji gęstości dla zmiennej losowej na podstawie skończonej liczby obserwacji tej zmiennej. Estymator jądrowy jest ciągłym odpowiednikiem histogramu. Wartości funkcji gęstości w poszczególnych punktach liczone są jako względna częstość obserwacji w otoczeniu danego punktu. Otoczenie to nazywane jest pasmem (oknem) estymacji (*bandwidth, window*), a do oszacowania względnej częstości wykorzystuje się znaną funkcję gęstości, nazywaną funkcją jądra (*kernel*).

¹⁰ Macierz przejścia M podniesiona do potęgi s , przy $s \rightarrow \infty$, dąży do macierzy rzędu pierwszego, nazywanej macierzą ergodyczną lub wektorem ergodycznym. Nie zawsze jednak można taką graniczną macierz wyznaczyć.

Dobór funkcji jądra w nieznacznym stopniu wpływa na wynik oszacowania funkcji gęstości. Kluczowym elementem w tym przypadku jest dobór szerokości pasma estymacji dla poszczególnych obserwacji. Jego rozmiar determinuje stopień wygładzenia otrzymanej krzywej lub powierzchni. Użycie za szerokiego okna spowoduje zbyt duże wygładzenie funkcji gęstości i nie pokaże rzeczywistej struktury danych. Natomiast przyjęcie za wąskiego pasma da w efekcie trudną do interpretacji funkcję gęstości, składającą się z kilku wąskich wierzchołków. Procedury obliczania optymalnej szerokości pasma dla różnych funkcji jądra znaleźć można w pracy Silverman (1986). Często stosowana jest dwuetapowa metoda adaptacyjna, różnicująca szerokość pasma dla poszczególnych obserwacji. Pozwala to uzyskać większą dokładność oszacowania w przedziałach, w których danych jest dużo, i zmniejszać zaburzenia tam, gdzie obserwacji jest mało. Tę metodę zastosowano w prezentowanym badaniu.

Oznaczmy początkowy PKB *per capita* przez x , a końcowy PKB *per capita* przez y . Wtedy warunkowy rozkład y przy danym x można zapisać za pomocą następującej funkcji gęstości:

$$f[y|x] = \frac{f[y,x]}{f_x[x]} \quad (4)$$

gdzie $f_x[x]$ jest brzegowym rozkładem początkowego dochodu, natomiast $f[y,x]$ jest łącznym rozkładem y i x . Szacując warunkową funkcję gęstości, zastępujemy zarówno licznik, jak i mianownik powyższego wyrażenia nieparametrycznymi estymatorami. Rozkład brzegowy początkowego dochodu szacowany jest z wykorzystaniem metody adaptacyjnej estymacji jądrowej dla rozkładów jednowymiarowych, tj.:

$$\hat{f}_{xA}[x] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{h_x w_i} K\left[\frac{x - x_i}{h_x w_i}\right] \quad (5)$$

gdzie n jest liczbą obserwacji, h_x jest szerokością pasma estymacji dla początkowego PKB *per capita*, a $K[\cdot]$ jest funkcją jądra. Wagi w_i w pierwszym etapie dla wszystkich obserwacji przyjmują wartość 1. Łączny rozkład dochodu początkowego i końcowego (licznik równania 4) szacowany jest za pomocą następującego wyrażenia:

$$\hat{f}[y,x] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{h_y h_x w_i^2} K\left[\frac{y - y_i}{h_y w_i}\right] K\left[\frac{x - x_i}{h_x w_i}\right] \quad (6)$$

gdzie h_y jest szerokością pasma estymacji dla końcowego PKB *per capita*. W pierwszym etapie metody adaptacyjnej łączna funkcja gęstości szacowana jest z wykorzystaniem optymalnej szerokości pasma bez różnicowania wag dla poszczególnych obserwacji. Następnie na podstawie wstępnego jej oszacowania

obliczane są wskaźniki różnicujące lokalnie szerokość pasma zgodnie z wzorem:

$$w_i = \left(\frac{\tilde{f}_g}{\hat{f}_k[y_i, x_i]} \right)^{1/2} \quad (7)$$

gdzie mianownik wyrażenia w nawiasie jest estymatorem łącznej funkcji gęstości obliczonym przy użyciu stałej szerokości pasma, natomiast licznik jest średnią geometryczną wartości tegoż estymatora dla odpowiadających sobie par obserwacji obu zmiennych. Estymacji ostatecznej funkcji warunkowej gęstości dokonuje się, podstawiając wagi z równania (7) do równań (5) i (6) i licząc ich iloraz, zgodnie z równaniem (4).

Warunkowa funkcja gęstości rozkładu jest trójwymiarową powierzchnią, ale zwykle analizuje się łatwiejszy w interpretacji wykres konturowy, będący pionowym rzutem warunkowej funkcji gęstości na płaszczyznę podstawy. Wykres równoległy do osi początkowego dochodu oznaczał będzie występowanie konwergencji, podczas gdy wykres prostopadły do tej osi – dywergencję. Ułożenie masy prawdopodobieństwa wzdłuż przekątnej dowodzi trwałości rozkładu dochodu w czasie. Wyższe wierzchołki na krańcach rozkładu wskazują na tendencję do polaryzacji dochodu. Koncentracja masy prawdopodobieństwa poniżej przekątnej oznacza wyższy względny PKB na mieszkańca w okresie początkowym (a więc względne ubożenie) i *vice versa*.

Dane

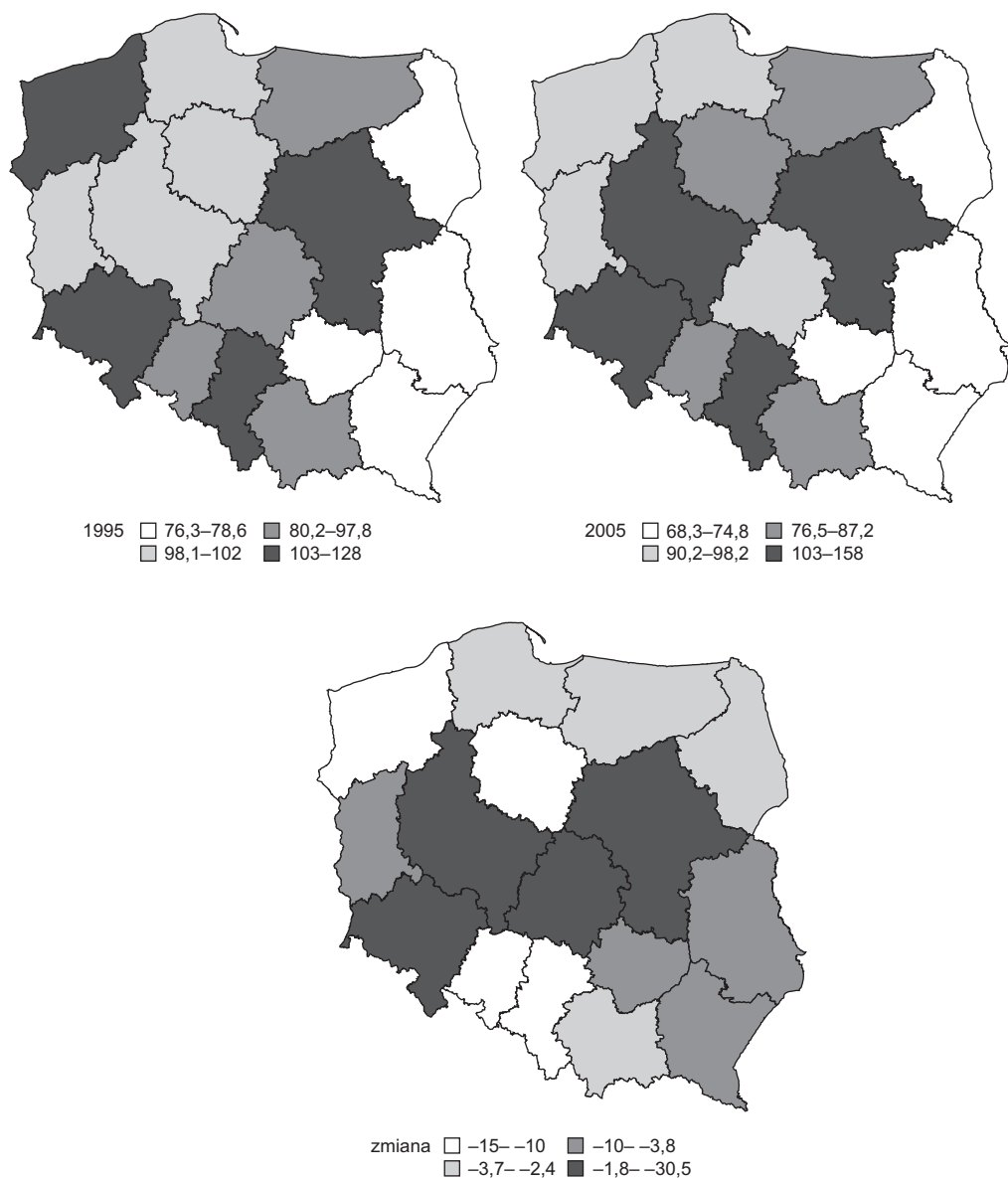
Źródłem danych o PKB na mieszkańca dla województw i podregionów jest GUS. Na obu poziomach regionalnych obecnie dostępne są dane dla okresu 1995–2005. Dane o PKB na mieszkańca w poszczególnych województwach zostały odniesione do PKB na mieszkańca na poziomie kraju. Jest to zabieg powszechnie stosowany w metodzie analizy pełnego rozkładu – pozwala uzyskać porównywalność danych między latami bez konieczności stosowania deflatora PKB.

$$X_{region, rok} = \frac{(PKB \text{ per capita})_{region, rok}}{(PKB \text{ per capita Polska})_{rok}} \quad (8)$$

3. Analiza konwergencji województw (NUTS 2)

W pierwszej kolejności analizowana jest dynamika rozkładu względnego PKB na mieszkańca na poziomie województw (NUTS 2). Rycina 1 przedstawia początkowy i końcowy rozkład względnego PKB *per capita* oraz zmianę względnego dochodu *per capita* w województwach w okresie 1995–2005. Na każdej

mapie województwa są podzielone na równoliczne grupy na podstawie kwartyli rozkładu przedstawianej zmiennej.



Ryc. 1. Rozkład względnego PKB *per capita* w województwach

W roku 1995 względny PKB na mieszkańca wahał się od 76,3% przeciętnego w województwie podkarpackim do 127,9% przeciętnego w województwie mazowieckim. Najbiedniejsze województwa zlokalizowane były generalnie na

ścianie wschodniej – oprócz podkarpackiego do pierwszej grupy kwartylowej pod względem PKB na mieszkańca w roku 1995 należały jeszcze województwa: podlaskie (77,2%), lubelskie (78,3%) i świętokrzyskie (78,6%).

Do 25% najbogatszych województw w roku 1995 oprócz mazowieckiego należały również województwa: śląskie (118,8%), dolnośląskie (105,1%) i zachodniopomorskie (103,1%).

W roku 2005 województwo mazowieckie pozostało najbogatsze, a jego względny PKB na mieszkańca wzrósł znacznie, do 158,4% przeciętnego. Drugim najbogatszym województwem pozostało śląskie (107,9%), natomiast znacznie zwiększyło swój względny dochód na mieszkańca województwo wielkopolskie (106,9% przeciętnego). Do górnej grupy kwartylowej zaliczało się jeszcze województwo dolnośląskie (103,3%).

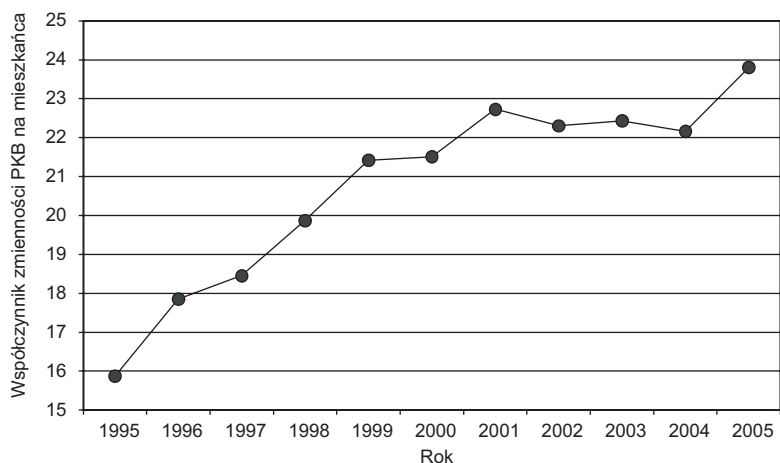
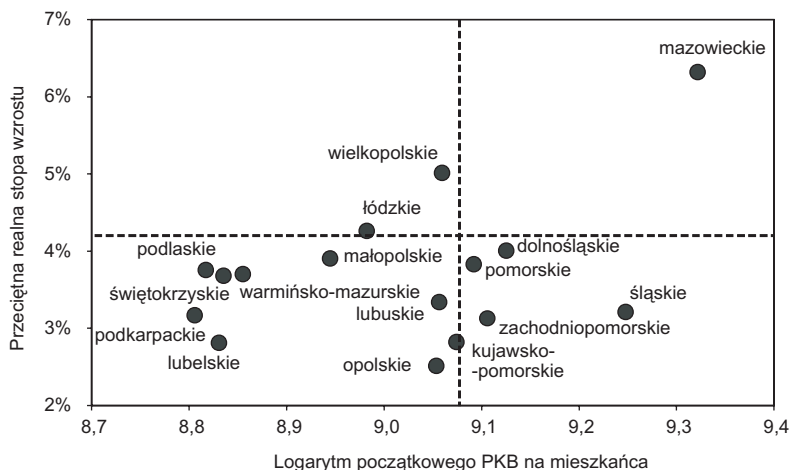
Skład najbiedniejszej grupy kwartylowej pod względem dochodu w roku 2005 nie uległ zmianie w porównaniu z rokiem 1995. Zmieniła się jedynie nieznacznie kolejność województw. Najniższy względny PKB na mieszkańca w 2005 roku miało województwo lubelskie (68,3%), nieznacznie tylko większy województwo podkarpackie (69,0%), następnie podlaskie (74,0%) oraz świętokrzyskie (74,8%).

Jedynie trzy województwa utrzymały lub poprawiły swój względny dochód na mieszkańca (czwarta grupa kwartylowa). W kategoriach względnych najbardziej wzbogaciło się województwo mazowieckie – jego względny PKB na mieszkańca wzrósł między rokiem 1995 i 2005 aż o 30,5 punktu procentowego. Znacznie zyskało również województwo wielkopolskie (wzrost o 8,6 p.p.). Niewielki wzrost zanotowało jeszcze tylko województwo łódzkie (+0,8 p.p.). Co ciekawe, wszystkie te województwa leżą w głębi kraju. Nieznacznie spadł w kategoriach względnych dochód na mieszkańca w województwie dolnośląskim (–1,8 p.p.) i małopolskim (–2,4 p.p.).

Ciekawe również jest spostrzeżenie, że województwami, które w kategoriach względnych zubożały najbardziej, nie były wcale te położone przy granicy wschodniej. Największy spadek we względnym PKB na mieszkańca zanotowało województwo opolskie (–15,0 p.p.), następnie kujawsko-pomorskie (–12,6 p.p.), śląskie (–10,9 p.p.), zachodniopomorskie (–10,2 p.p.) i dopiero na piątej pozycji od końca lubelskie (–10,0 p.p.).

Kolejnym krokiem będzie graficzna weryfikacja hipotezy o konwergencji *sigma* i *beta* na poziomie województw. Analiza konwergencji *sigma* polegać będzie na analizie zmian współczynnika zmienności względnego PKB na mieszkańca wśród województw. Hipoteza o występowaniu absolutnej konwergencji *beta* może być przetestowana za pomocą wykresu zależności przeciętnej stopy wzrostu i początkowego dochodu dla województw¹¹ – zob. rycina 2.

¹¹ Jako deflatora PKB użyto ogólnokrajowego indeksu CPI (indeks cen konsumpcyjnych; miernik zmian cen podstawowych dóbr konsumpcyjnych, takich jak żywność, czynsz, podróże) ze względu na niedostępność danych dotyczących regionalnych indeksów cen.

(a) konwergencja *sigma*(b) konwergencja *beta*Ryc. 2. Klasyczna analiza konwergencji PKB *per capita* dla województw

Współczynnik zmienności w okresie 1995–2005 powoli, ale systematycznie wzrastał od 15,8 na początku badanego okresu do niemal 24 w roku 2005. Można więc wnioskować, że wystąpiła wręcz dywergencja *sigma*.

Górna część ryciny 2 pokazuje brak zależności między przeciętną stopą wzrostu poszczególnych województw (oś pionowa) a ich początkowym dochodem (oś pozioma) – co oznacza, że absolutna konwergencja *beta* województw w latach 1995–2005 nie wystąpiła. Regiony biedniejsze nie rozwijały się szybciej niż bogate. Najszybszy wzrost PKB na mieszkańca zaobserwowano w najbogatszym od początku województwie mazowieckim.

Kolejnym krokiem będzie analiza procesu konwergencji województw z wykorzystaniem metodologii alternatywnej. W każdym przypadku szacowana jest

zarówno macierz przejścia, jak i pełna warunkowa funkcja gęstości (estymator jądrowy). W macierzy przejścia regiony dzielone są na cztery klasy na podstawie kwartyli początkowego dochodu – zapewnia to równoliczność grup w okresie początkowym, co ułatwia również interpretację wektora ergodycznego.

Tab.1. Macierz przejścia rozkładu względnego PKB na mieszkańca dla województw (lata 1995–2005, przejścia dwuletnie)

	Grupa 1 ($\leq 79,4\%$)	Grupa 2 ($79,4\%; 98\%$)	Grupa 3 ($98\%; 102,4\%$)	Grupa 4 ($> 102,4\%$)
Grupa 1 (23)	91%	9%	0%	0%
Grupa 2 (26)	12%	88%	0%	0%
Grupa 3 (12)	0%	25%	58%	17%
Grupa 4 (19)	0%	0%	11%	89%
Ergodyczny	57%	43%	0%	0%

Nagłówki kolumn macierzy zawierają granice poszczególnych klas dochodu, natomiast nagłówki wierszy zawierają łączne liczebności poszczególnych klas w całym badanym okresie. Ponieważ analizowane są przejścia dwuletnie (dla okresu 10-letniego jest takich pięć – z roku 1995 na 1997, z 1997 na 1999, z 1999 na 2001, z 2001 na 2003 oraz z 2003 na 2005), suma liczebności grup równa jest pięciokrotności liczby analizowanych jednostek terytorialnych. Tabela 1 zawiera macierz przejść dwuletnich dla województw.

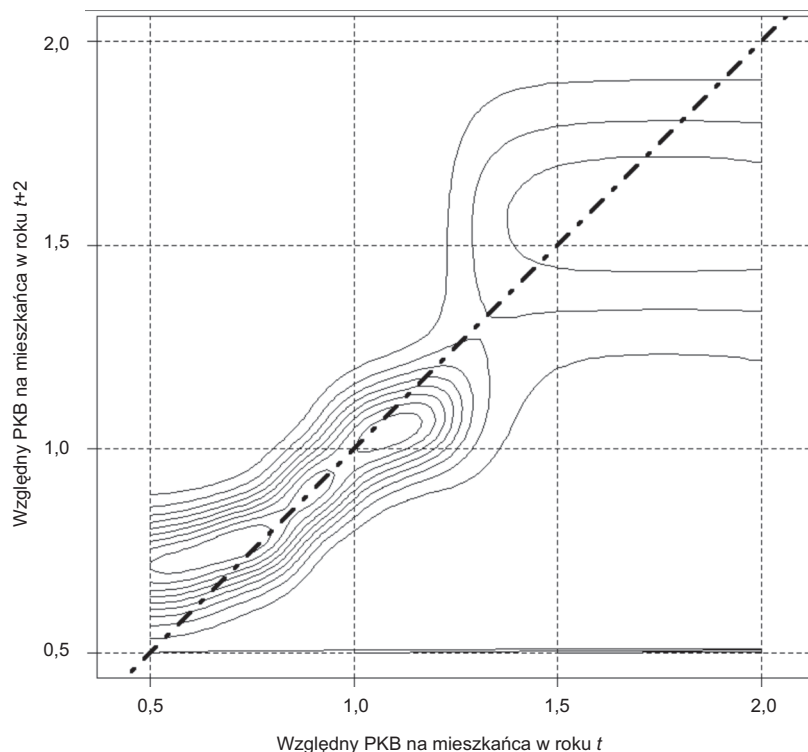
Można zaobserwować dużą stabilność rozkładu względnego PKB *per capita* – zwłaszcza dla skrajnych klas dochodu. Najbiedniejsze województwa miały nikłe szanse na względne wzbogacenie i generalnie prawdopodobieństwo względnego ubożenia było wyższe niż względnego bogacenia. Znaczne zmiany wystąpiły w grupie 3, o względnym dochodzie od 98 do 102,4% przeciętnego – 25% województw z tej grupy przeszło do klasy niższej, natomiast nieco mniej względnie się wzbogaciło. Silne tendencje do względnego ubożenia potwierdza wektor ergodyczny – cała masa prawdopodobieństwa kumuluje się w dwóch grupach najbiedniejszych województw, co nie jest oczywiście praktycznie możliwe, ale pokazuje w sposób syntetyczny dynamikę rozkładu względnego PKB na mieszkańca wśród województw.

Ponieważ wnioski z analizy macierzy przejścia mogą się różnić w zależności od doboru granic przedziałów dochodu, przeprowadzono również estymację pełnej warunkowej funkcji gęstości, której wykres konturowy przedstawia rycina 3.

Wykres jako całość nie układa się równolegle do osi poziomej, co każe wnioskować, że konwergencja województw w badanym okresie nie wystąpiła. Widoczne jest kilka wierzchołków rozkładu – dla początkowego dochodu między 0,5 i 0,75 (od 50% do 75% średniej), dla wartości nieznacznie powyżej 1,0 (100%) i dla 1,5 (150%) i więcej. Skrajne wierzchołki warunkowej funkcji dochodu zdają się przechylać w stronę osi poziomej, co może sugerować występowanie konwer-

gencji klubów osobno dla najbiedniejszych i najbogatszych województw (w tym przypadku wierzchołek w górnej części rozkładu oznacza *de facto* jedynie województwo mazowieckie, które, będąc początkowo najbogatsze, rozwija się znacznie szybciej od pozostałych i stanowi klasę samo dla siebie).

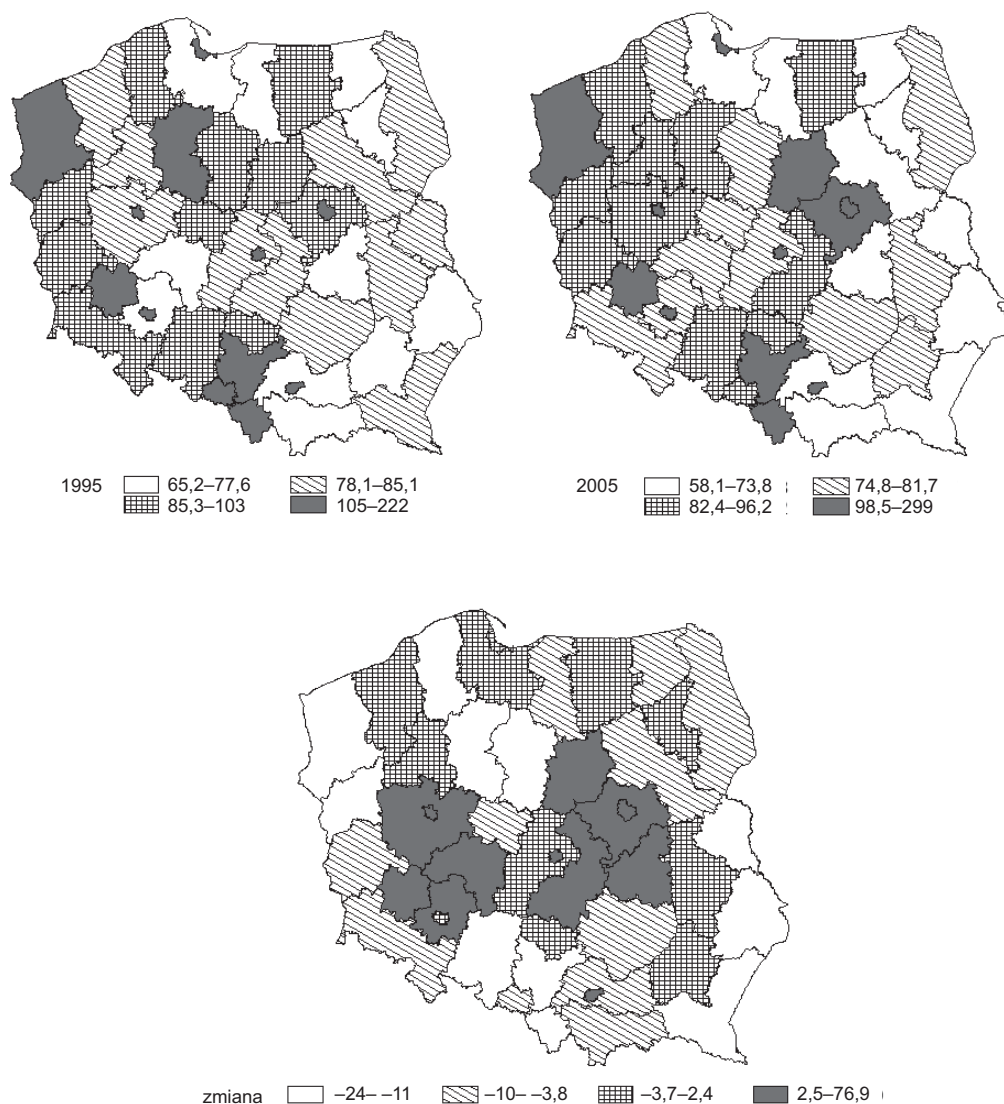
Dla wartości początkowego dochodu z przedziału 1–1,4 wykres układa się nieznacznie poniżej przekątnej, co oznacza, że regiony o początkowym względnym PKB *per capita* z tego zakresu względnie ubożały. Wnioski z macierzy przejścia zostały więc potwierdzone.



Ryc. 3. Warunkowa funkcja gęstości rozkładu względnego PKB na mieszkańca dla województw (lata 1995–2005, przejścia dwuletnie)

4. Analiza konwergencji dla podregionów (NUTS 3)

Kolejnym krokiem będzie analiza występowania konwergencji regionalnej na poziomie podregionów. Rycina 4 przedstawia początkowy i końcowy rozkład względnego dochodu *per capita* oraz zmianę we względnym PKB *per capita* dla podregionów w latach 1995–2005. Na każdej mapie podregiony podzielone są na cztery równoliczne grupy w odniesieniu do obrazowanej zmiennej.

Ryc. 4. Rozkład względnego PKB *per capita* w podregionach

W roku 1995 względny PKB na mieszkańca wahał się od 65,2% przeciętnego w podregionie łomżyńskim (województwo warmińsko-mazurskie) do 222% przeciętnego w podregionie obejmującym Warszawę.

Do grupy najbogatszych podregionów oprócz Warszawy należały przede wszystkim pozostałe duże miasta będące samodzielnymi podregionami – w kolejności były to Poznań (169,8%), Gdańsk-Gdynia-Sopot (145,5%), Kraków (143,8%), Wrocław (143,4%) oraz Łódź (115,8%). Poza dużymi miastami do grupy 25% najbogatszych podregionów zaliczały się w roku 1995 jeszcze legnic-

ki (131,1%), centralny śląski (127,4%), bielsko-bialski (115,5%), szczeciński (112,9%), rybnicko-jastrzębski (106,4%) oraz bydgoski (104,5%).

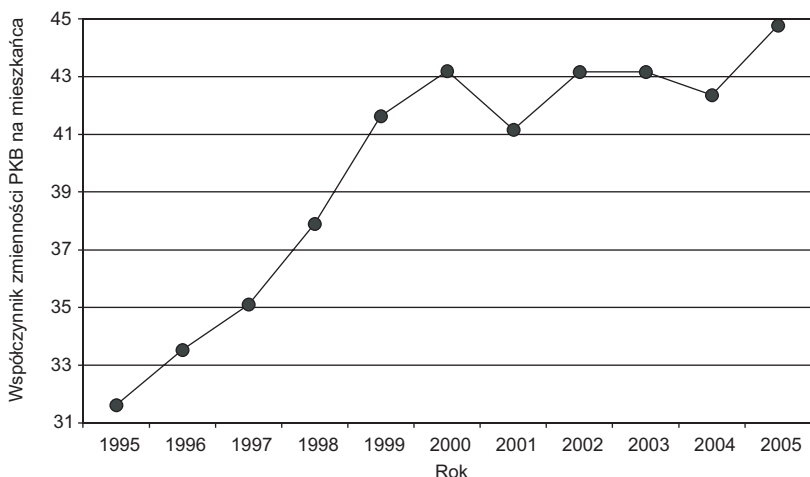
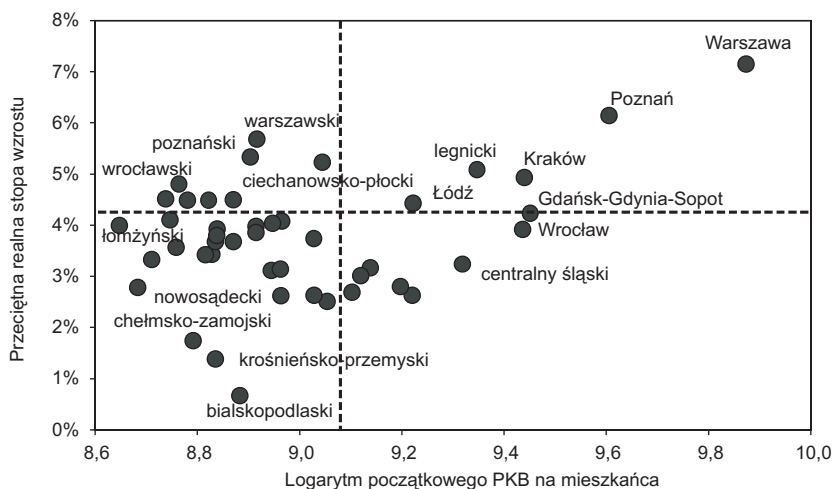
Podregiony biedniejsze znajdowały się generalnie we wschodniej części kraju, jednak nie było to wcale regułą dla podregionów najbiedniejszych, które były zlokalizowane na północnym i południowym wschodzie, ale również w głębi kraju. W kolejności od najniższego względnego PKB na mieszkańca w 1995 roku należały do nich podregion: łomżyński (65,2%), nowosądecki (67,6%), elcki (69,4%), radomski (71,4%), gdański (72,0%), krakowsko-tarnowski (72,8%), wrocławski (73,2%), rzeszowsko-tarnobrzeski (74,5%), chełmsko-zamojski (75,3%), elbląski (77,1%) oraz kaliski (77,6%).

W roku 2005 względny PKB na mieszkańca wahał się od 58,1% przeciętnego dla podregionu białskopodlaskiego do 298,8% dla Warszawy. Grupa najbogatszych podregionów nie uległa większym zmianom – należały do niej oprócz Warszawy następujące podregiony: Poznań (206,8%), Kraków (155,1%), Gdańsk-Gdynia-Sopot (146,4%), legnicki (143,7%), Wrocław (139,7%), Łódź (118,8%), centralny śląski (116,1%), ciechanowsko-płocki (107,1%), warszawski (99,1%), bielsko-bialski (99,0%) oraz szczeciński (98,5%). Tak więc jedynie dziewięć podregionów uzyskało w roku 2005 PKB na mieszkańca powyżej przeciętnego.

Wśród najbiedniejszych podregionów w roku 2005 oprócz wspomnianego wcześniej białskopodlaskiego znalazły się kolejno: podregion nowosądecki (58,8%), chełmsko-zamojski (59,0%), krośnieńsko-przemyski (59,5%), elcki (63,1%), łomżyński (64,0%), krakowsko-tarnowski (68,5%), gdański (71,4%), elbląski (71,5%), ostrołęcko-siedlecki (72,5%), a także radomski (73,8%).

Interesujące jest spostrzeżenie, że regiony przygraniczne zarówno na wschodzie, południu, jak i na zachodzie względnie ubożały. Względnie bogaciły się niemal wyłącznie regiony z głębi kraju, w tym duże miasta będące samodzielnymi podregionami oraz podregiony je otaczające (wyjątkiem jest tu podregion krakowsko-tarnowski i nieznacznie względnie ubożający łódzki). Podsumowując osiągnięcia podregionów o największych wzrostach i największych spadkach względnego PKB na mieszkańca, do tych pierwszych można zaliczyć Warszawę (+76,9 p.p.), Poznań (+37,0 p.p.), warszawski (+13,9 p.p.), legnicki (+12,6 p.p.), Kraków (+11,3 p.p.), ciechanowsko-płocki (+10,8 p.p.) i poznański (+10,3 p.p.). Oprócz wymienionych powyżej do grupy podregionów, które choćby nieznacznie względnie się wzbogaciły, należały jeszcze podregion wrocławski, miasto Łódź, piotrkowsko-skierniewicki, kaliski, radomski, rzeszowsko-tarnobrzeski oraz Gdańsk-Gdynia-Sopot.

Podregiony, które najbardziej względnie zubożały, znajdowały się głównie na wschodzie i południu Polski, ale również na północnym zachodzie, a także na Kujawach i Pomorzu. Najwięcej w kategoriach względnych straciły podregion białskopodlaski (−24,4 p.p.), krośnieńsko-przemyski (−19,2 p.p.), bielsko-bialski (−16,5 p.p.), chełmsko-zamojski (−16,2 p.p.), opolski (−15,0 p.p.), szczeciński (−14,4 p.p.), gorzowski (−14,2 p.p.) oraz toruńsko-włocławski (−13,7 p.p.). Poza tym do dolnej grupy kwartylowej pod względem zmiany względnego PKB na mieszkańca należały jeszcze podregion słupski, bydgoski i centralny śląski.

(a) konwergencja *sigma*(b) konwergencja *beta*Ryc. 5. Klasyczna analiza konwergencji PKB *per capita* między podregionami

Rycina 5 przedstawia współczynnik zmienności względnego PKB *per capita* dla podregionów (a) oraz wykres rozrzutu dla zależności średnich stóp wzrostu od początkowego dochodu w podregionach (b).

Współczynnik zmienności systematycznie rósł z poziomu 31,6 w roku 1995 do 42–43 w roku 2000, aby na kilka lat ustabilizować się na tym poziomie, a w ostatnim roku wzrosnąć do niemal 45. Tak więc między podregionami wystąpiła dywergencja *sigma*.

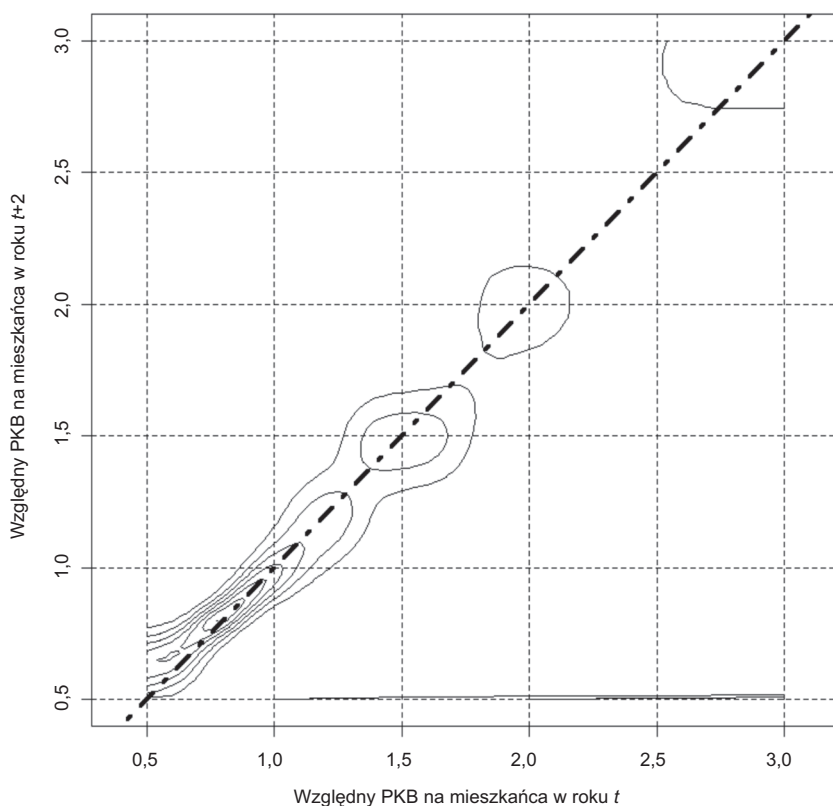
Jeśli chodzi o konwergencję *beta*, to ponownie nie ma negatywnej zależności między przeciętną stopą wzrostu (oś pionowa) a początkowym dochodem (oś pozioma) dla podregionów. Wykres zdaje się wręcz wskazywać na pozytywną

zależność. Najbogatsze podregiony (duże miasta) rozwijały się najszybciej, więc konwergencja *beta* na poziomie NUTS 3 w okresie 1995–2005 również nie wystąpiła.

Tabela 2 przedstawia macierz przejścia dynamiki względnego PKB na mieszkańca w podregionach dla przejść dwuletnich.

Tab. 2. Macierz przejścia rozkładu względnego PKB na mieszkańca dla podregionów (lata 1995–2005, przejścia dwuletnie)

	Grupa 1 ($\leq 78,1\%$)	Grupa 2 ($78,1\%; 85,3\%$)	Grupa 3 ($85,3\%; 104,5\%$)	Grupa 4 ($>104,5\%$)
Grupa 1 (71)	89%	11%	0%	0%
Grupa 2 (49)	27%	63%	10%	0%
Grupa 3 (56)	2%	13%	82%	4%
Grupa 4 (49)	0%	0%	8%	92%
Ergodyczny	55%	22%	16%	7%



Ryc. 6. Warunkowa funkcja gęstości rozkładu względnego PKB na mieszkańca podregionów (lata 1995–2005, przejścia dwuletnie)

Rozkład względnego PKB na mieszkańca w podregionach wykazuje dużą stabilność – największą w skrajnych klasach dochodu. Podregiony najbiedniejsze mają małe szanse na względne wzbogacenie. Ponownie obserwowane jest wyższe prawdopodobieństwo względnego ubożenia niż względnego bogacenia oraz duże zmiany w środkowych grupach. Wektor ergodyczny wskazuje na silną polaryzację – większość podregionów ciąży ku dolnej klasie dochodu, a jedynie kilka procent pozostaje w grupie najbogatszej. Nic nie wskazuje na występowanie konwergencji.

Rycina 6 pokazuje oszacowany ciągły estymator warunkowej funkcji gęstości dla przejść dwuletnich. Kształt wykresu potwierdza powyższe wnioski, że konwergencja względnego PKB *per capita* między podregionami nie wystąpiła. Można zauważyć kilka wierzchołków wykresu, wskazujących raczej na konwergencję klubów. Wierzchołek najbogatszy (lewy górny kraniec wykresu) odpowiada Warszawie, która podobnie jak mazowieckie wśród województw jest klasą sama dla siebie. Jedyną obserwowaną formą konwergencji była więc konwergencja klubów.

5. Analiza konwergencji wewnątrz województw

Pytaniem, na które można uzyskać odpowiedź dzięki wykorzystaniu tej samej metodologii, jest kwestia występowania konwergencji wewnątrz województw. Względny dochód na poziomie podregionów został przeliczony przez odniesienie PKB *per capita* w danym podregionie do PKB *per capita* województwa, w którym dany podregion jest położony.

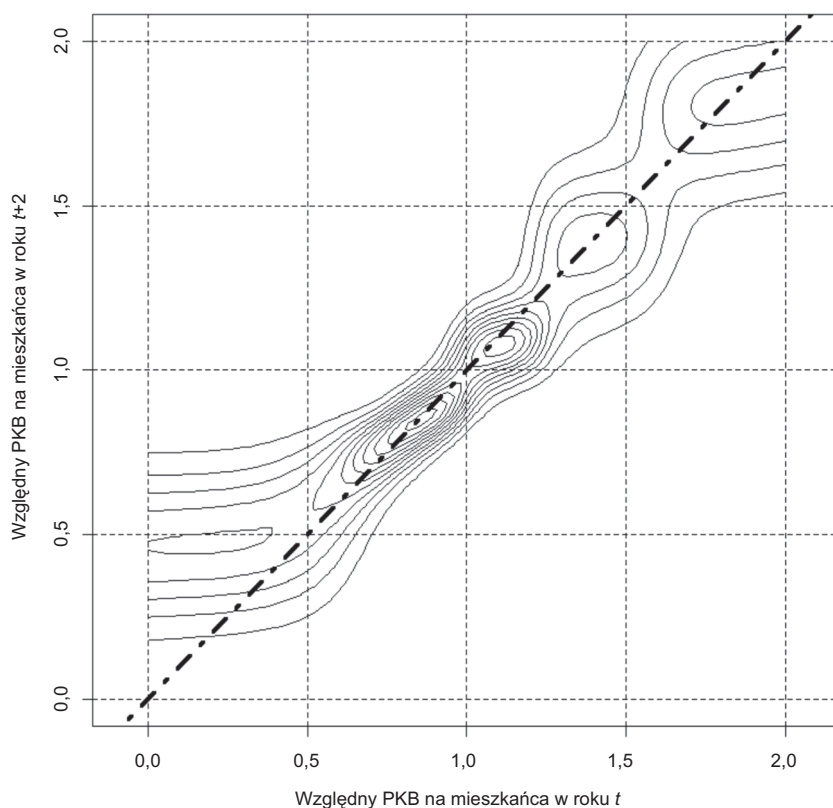
Tabela 3 zawiera prawdopodobieństwa przejścia między grupami względnego dochodu dla analizy konwergencji wewnątrz województw.

Tab. 3. Macierz przejścia rozkładu względnego PKB na mieszkańca dla podregionów (województwo = 100%, lata 1995–2005, przejścia dwuletnie)

	Grupa 1 ($\leq 83,5\%$)	Grupa 2 ($83,5\%; 96,2\%$)	Grupa 3 ($96,2\%; 105,4\%$)	Grupa 4 ($>105,4\%$)
Grupa 1 (69)	88%	12%	0%	0%
Grupa 2 (54)	20%	76%	4%	0%
Grupa 3 (40)	0%	18%	70%	13%
Grupa 4 (62)	0%	0%	5%	95%
Ergodyczny	50%	28%	6%	16%

Ponownie można zaobserwować, że rozkład jest najbardziej stabilny w obu krańcowych grupach – najbogatsi i najbiedniejsi tacy pozostają. Podregiony najbiedniejsze mają szansę wzbogacić się powyżej 83,5% przeciętnej w województwie, ale jednocześnie występuje duże prawdopodobieństwo względnego ubożenia poniżej tego poziomu. Podregiony raczej względnie ubożają w swoich województwach. Znajduje to odzwierciedlenie w wektorze ergodycznym, w którym masa prawdopodobieństwa kumuluje się w dolnych klasach dochodu.

Wykres warunkowej funkcji gęstości przedstawiony na rycinie 7 potwierdza brak konwergencji wewnątrz województw. Jest on położony wzdłuż przekątnej, co oznacza stabilność rozkładu. Kilka wierzchołków wykresu wskazuje na konwergencję klubów.



Ryc. 7. Warunkowa funkcja gęstości rozkładu względnego PKB na mieszkańca podregionów (województwo = 100%, lata 1995–2005, przejścia dwuletnie)

6. Wnioski

W artykule przeanalizowano konwergencję regionalną na poziomie województw i podregionów oraz konwergencję wewnątrz województw w odniesieniu do PKB *per capita* w okresie 1995–2005. Wykorzystano metodologię pozwalającą analizować dynamikę pełnego rozkładu dochodu – macierze przejścia oraz nieparametryczną estymację jądrową. Zaobserwowano silną stabilność rozkładu względnego PKB na mieszkańca, zwłaszcza dla najbogatszych i najbiedniejszych regionów (zarówno dla województw, jak i podregionów). Nie zaobserwowano występowania konwergencji. Tak województwa, jak podregiony raczej względnie ubożały za sprawą znacznie szybszego niż przeciętny wzrostu dochodu w początkowo najbogatszych regionach (mazowieckie dla województw i podregio-

ny będące dużymi miastami). Prowadziło to do polaryzacji na obu poziomach regionalnych. Jedynym obserwowanym wzorcem konwergencji była konwergencja klubów na poziomie NUTS 2 oraz NUTS 3 – najbiedniejsze i osobno najbogatsze regiony upodabniają się do siebie na różnych poziomach dochodu. Przeanalizowano również konwergencję wewnątrz województw i tu również jedynym stwierdzonym jej rodzajem była konwergencja klubów.

Literatura

- Barro R., Sala-i-Martin X., 1992, „Convergence”, *Journal of Political Economy*, t. 100, s. 223–251.
- Barro R.J., Sala-i-Martin X., 2003, *Economic Growth*, New York: McGraw-Hill, wyd. 2.
- de la Fuente A., 2000, *Convergence across Countries and Regions: Theory and Empirics*, Discussion Paper 2465, CEPR.
- Durlauf S.N., Quah D.T., 1999, „The new empirics of economic growth”, w: J.B. Taylor, M. Woodford, *Handbook of Macroeconomics*, North-Holland, Amsterdam–New York–Oxford: Elsevier Science, s. 235–308.
- Friedman M., 1992, „Do old fallacies ever die?”, *Journal of Economic Literature*, t. 30, s. 2129–2132.
- Próchniak M., 2004, „Analiza zbieżności wzrostu gospodarczego województw w latach 1995–2000”, *Gospodarka Narodowa* (3), s. 27–44.
- Quah D., 1993, „Galton’s fallacy and tests of the convergence hypothesis”, *Scandinavian Journal of Economics*, t. 95 (4), s. 427–443.
- Quah D., 1996a, „Convergence empirics across economies with (some) capital mobility”, *Journal of Economic Growth*, t. 1 (1), s. 95–124.
- Quah D., 1996b, „Regional convergence clusters across Europe”, *European Economic Review*, t. 40 (3–5), s. 951–958.
- Quah D., 1996c, „Twin peaks: Growth and convergence in models distribution dynamics”, *Economic Journal*, t. 106, s. 1045–1055.
- Sala-i-Martin X., 1996a, „The classical approach to convergence analysis”, *Economic Journal*, t. 106, s. 1019–1036.
- Sala-i-Martin X., 1996b, „Regional cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence”, *European Economic Review*, t. 40, s. 1325–1352.
- Sala-i-Martin X., 2002, „Fifteen years of new growth economics: What have we learned?”, *Journal Economía Chilena*, t. 5 (2), s. 41–59.
- Silverman B., 1986, *Density Estimation for Statistics and Data Analysis* (Monographs on Statistics and Applied Probability), London: Chapman and Hall.
- Temple J.R., 1999, „The new growth evidence”, *Journal of Economic Literature*, t. 37 (1), s. 112–156.
- Tokarski T., Gajewski P., 2003, „Real convergence in Poland. A regional approach”, w: *Potential Output and Barriers to Growth*, NBP conference, Zalesie Górne.

- Wójcik P., 2004, „Konwergencja regionów Polski w latach 1990–2001”, *Gospodarka Narodowa*, nr 11–12, s. 69–86.
- Wójcik P., 2005, „Analiza konwergencji regionów Polski z wykorzystaniem procesów Markowa”, w: K. Stefan, L. Kucharski (red.), *Wzrost gospodarczy, restrukturyzacja i bezrobocie w Polsce. Ujęcie teoretyczne i empiryczne, materiały z konferencji*, Łódź: Katedra Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego.
- Wójcik P., 2006, „Wzorce konwergencji w polskich podregionach”, w: S. Krajewski, P. Kaczorowski (red.), *Wzrost gospodarczy, restrukturyzacja i rynek pracy w Polsce. Ujęcie teoretyczne i empiryczne*, Łódź: Katedra Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego.

DIVERGENCE OR CONVERGENCE: GROWTH DYNAMICS OF POLISH REGIONS

The purpose of this article is to establish whether regional convergence is present in Poland in terms of GDP per capita. An analysis was conducted for the years 1995–2005 at the voivodeship (NUTS2), sub-regional (NUTS3 classification) and intra-voivodeship levels. Convergence means a reduction of income disparities between regions. The opposite phenomenon is called divergence. The author of the paper used a method – proposed by Quah (1993, 1996a, 1996b) – that enables an analysis of the full distribution dynamics of relative per capita income. It consists in the estimation of transition matrices derived from Markov's processes and in the use of nonparametric kernel estimators of the relative density function for relative GDP distribution per capita in subsequent years. The method facilitates verification of the club convergence hypothesis, which is impossible using the classic methodology (Barro and Sala-i-Martin 2003). It is clear that income distribution is stable and that there is no unconditional convergence both between voivodeships and between sub-regions. In general, voivodeships as well as sub-regions were impoverished as a result of a faster-than-normal growth of the richest voivodeships (mazowieckie voivodeship) and sub-regions (large cities, mainly Warsaw and Poznań). The diversification of relative GDP per capita grows in time both in the case of voivodeships and sub-regions. The convergence model that can be seen both at NUTS2 and NUTS3 levels is club convergence (polarisation): relatively the poorest and – separately – the richest regions are becoming similar and converge at different income levels. The analysis also includes the occurrence of sub-region convergence within voivodeships, with the only observable convergence model being club convergence.