

Konwergencja regionów Polski w latach 1990-2001

Wstęp

Jednym z najczęściej podnoszonych tematów w literaturze ekonomicznej dotyczącej wzrostu gospodarczego w ciągu ostatnich 20 lat jest pytanie o występowanie procesów konwergencji dochodu per capita między krajami i między regionami poszczególnych krajów. Hipoteza konwergencji warunkowej jest ważną implikacją płynącą z neoklasycznych modeli wzrostu. Analiza jej występowania może więc być od strony teoretycznej traktowana jako próba wyboru spośród alternatywnych teorii wzrostu gospodarczego. Od strony praktycznej badanie konwergencji może iść w parze z planowaniem i oceną efektów prowadzonej polityki regionalnej. Z tego względu interesująca staje się analiza pełnego rozkładu regionalnego dochodu i jego zmian w czasie.

Celem poniższego opracowania jest weryfikacja hipotezy o występowaniu konwergencji regionalnej w Polsce z zastosowaniem metod pozwalających analizować pełny rozkład dochodu i jego ewolucji w czasie. Analiza dotyczy lat 1990-2001, dla których dostępne są dane lub wiarygodne szacunki¹ dotyczące regionalnego PKB.

Struktura pracy przedstawia się następująco. W części drugiej opisane są alternatywne pojęcia konwergencji. Część trzecia zawiera opis klasycznej metodologii badania konwergencji i krótko charakteryzuje jej niedoskonałości. W następnej części zawarty jest opis alternatywnej metodologii (procesy Markowa i estymacja pełnej warunkowej funkcji gęstości), która została wykorzystana w poniższej pracy. W części piątej są informacje o źródłach danych, natomiast część szósta zawiera wyniki estymacji dla regionów Polski. Ostatnia zaś stanowi podsumowanie rozważań i główne wnioski.

* Autor jest doktorantem na Wydziale Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego w Katedrze Teorii Rozwoju Gospodarczego. Artykuł wpłynął do redakcji w lipcu 2004 r.

¹ Autor dziękuje Panu dr. A.B. Czyżewskiemu z Zakładu Badań Statystyczno-Ekonomicznych GUS i PAN oraz Banku Światowego za udostępnienie szacunków PKB w podziale na województwa w latach 1990-1994.

Pojęcie konwergencji

Konwergencją nazywany jest relatywnie szybszy rozwój biedniejszych krajów (regionów) w stosunku do krajów (regionów) bogatszych powodujący zmniejszanie dystansu między nimi. Zjawisko przeciwne świadczy o dywergencji. Badanie konwergencji dotyczyć może różnych mierzalnych parametrów, np. PKB per capita, produktywności czynników produkcji, poziomu życia czy też różnych miar kapitału ludzkiego.

W literaturze występują dwie główne koncepcje konwergencji: konwergencja σ oraz konwergencja β ². Pierwsza z nich zachodzi, kiedy dyspersja dochodu per capita (lub innego badanego zjawiska) między regionami lub krajami zmniejsza się w czasie³. Konwergencja β dotyczy natomiast zależności między średnią stopą wzrostu dochodu per capita a początkowym poziomem dochodu. Występuje ona w literaturze w kilku wariantach:

- Konwergencja bezwzględna (absolutna): 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 per capita jest tym szybszy, im niższy jest początkowy poziom PKB na głowę;
- Konwergencja warunkowa: upodabniają się do siebie kraje (regiony) o podobnych parametrach strukturalnych (np. średni poziom wykształcenia, struktura dochodu);
- Konwergencja klubów: kraje (regiony) o podobnych charakterystykach strukturalnych zbliżają się do siebie jedynie, gdy podobne są również warunki początkowe, co prowadzi do polaryzacji dochodu.

Hipoteza konwergencji warunkowej jest istotnym wnioskiem płynącym z neoklasycznych modeli wzrostu.

Alternatywne koncepcje konwergencji σ i konwergencji β nie są identyczne, są jednak ze sobą powiązane. Konwergencja σ dotyczy zmiany rozkładu dochodu w czasie, podczas gdy konwergencja β traktuje o mobilności dochodu między krajami (regionami) w ramach tego samego rozkładu. Konwergencja β jest warunkiem koniecznym, ale niewystarczającym do zaistnienia konwergencji σ .

Empiryczne badanie konwergencji – metodologia klasyczna

Jak wspomniano powyżej analiza konwergencji σ polega na badaniu dyspersji rozkładu dochodu i jego zmian w czasie. Najczęściej stosowaną miarą jest odchylenie standardowe – jego zmniejszanie się w czasie świadczy o występowaniu konwergencji, natomiast zwiększanie o dywergencji rozkładu.

² Przegląd literatury znaleźć można np. w [Pritchett, 1997], [Durlauf i Quah, 1999], [Temple, 1999], [de la Fuente, 2000], [Barro, Sala-i-Martin, 2003].

³ Terminologia zaproponowana przez Sala-i-Martin w jego pracy doktorskiej z 1990 r. Pojęcie konwergencji σ wiąże się z odchyleniem standardowym jako miarą rozproszenia rozkładu.

Z kolei w analizie konwergencji β najczęściej stosowane jest poniższe równanie⁴:

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

gdzie y_{it} oznacza dochód per capita kraju bądź regionu i w momencie t , X_{it} jest wektorem egzogenicznych zmiennych strukturalnych, które mogą wpływać na wzrost dochodu per capita, T jest odstępem czasowym między danymi (dla danych rocznych $T = 1$), zaś $u_{i,t,t+T}$ jest losową resztą równania. Na stałą α , zgodnie z teorią neoklasyczną, wpływają: stopa postępu technologicznego oraz stopa wzrostu dochodu w stanie ustalonym⁵. Przez pominięcie w estymacji wektora zmiennych strukturalnych X_{it} testowana jest hipoteza o konwergencji bezwzględnej, podczas gdy niezerowy wektor X_{it} w równaniu regresji oznacza testowanie hipotezy o konwergencji warunkowej.

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

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

Wartość poznawcza badania konwergencji za pomocą analizy regresji „równania Barro” bywa jednak kwestionowana.

Po pierwsze, fakt, że biedne regiony rozwijają się szybciej niż bogatsze nie musi wcale oznaczać zmniejszania dystansu między nimi⁶. Estymowany parametr β może być obciążony w kierunku występowania konwergencji z powodu występowania 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 dywergencji⁷. Wynika to z faktu, że zawsze będą pojawia-

⁴ Jest ono w literaturze określane jako „równanie Barro”.

⁵ [Barro i 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.

⁶ [Quah, 1993a] uważa, że godną zainteresowania jest jedynie koncepcja konwergencji σ , ponieważ istotna jest odpowiedź na pytanie, czy z upływem czasu światowy rozkład dochodów staje się bardziej homogeniczny. Nie zgadza się z nim [Sala-i-Martin, 1996a,b] twierdząc, że oba podejścia są interesujące i powinny być analizowane empirycznie.

⁷ [Próchniak, 2004] uzyskuje taki wynik analizując konwergencję województw Polski z pominięciem województwa mazowieckiego w latach 1995-2000 – zjawisku konwergencji warunkowej β towarzyszy zwiększanie się regionalnego zróżnicowania dochodów (czyli dywergencja σ).

ły 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 czasie⁸.

Empiryczne badanie konwergencji – analiza pełnego rozkładu

Alternatywną metodologię analizy konwergencji zaproponował w serii artykułów [Quah, 1993a, b, 1996a, b, c]. 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 dyskretnej⁹ lub też poprzez oszacowanie pełnej warunkowej funkcji gęstości¹⁰. Obie metody pozwalają oszacować prawdopodobieństwo, z jakim dany kraj (region) będzie w badanym okresie stawał się relatywnie bogatszy, biedniejszy bądź też, że jego dochód nie ulegnie zmianie względem przeciętnego dochodu w próbie. Dodatkowo analiza pełnego rozkładu umożliwia zaobserwowanie ewentualnie zachodzącej polaryzacji dochodu (konwergencja kłębów), której metoda przekrojowa nie jest w stanie uchwycić.

Dyskretna przestrzeń stanów – procesy Markowa

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 czasie¹¹:

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

Szacowane elementy macierzy M odzwierciedlają prawdopodobieństwo przejścia poszczególnych krajów (regionów) między określonymi klasami dochodu¹².

⁸ Analizy Barro i Sala-i-Martin (np. [Barro i Sala-i-Martin, 1992], [Barro, Sala-i-Martin, 2003]) dotyczące Unii Europejskiej są również krytykowane ze względu na fakt, że obejmują jedynie wybrane kraje Unii oraz mieszają regiony na poziomie NUTS I (np. dla Niemiec i Wielkiej Brytanii) z regionami na poziomie NUTS II (np. dla Francji i Włoch).

⁹ Jest to wykorzystanie skończonych procesów Markowa rzędu pierwszego – patrz np. [Podgórska i inni, 2000].

¹⁰ Opis obu metod przedstawia [Quah, 1996c].

¹¹ Jest to metoda analogiczna do autoregresji rzędu pierwszego w analizie szeregów czasowych. W przypadku analizy konwergencji powszechnie przyjmowane jest upraszczające założenie o jednorodności macierzy przejścia w analizowanym okresie.

¹² Czyli np. z grupy regionów o dochodzie poniżej przeciętnego do grupy o dochodzie ponadprzeciętnym.

Estymacji dokonuje się metodą największej wiarygodności (MLE). Otrzymane prawdopodobieństwa informują o procentowej liczbie regionów, które będąc początkowo w danej klasie dochodu pozostały w niej bądź przesunęły się do innych klas¹³.

Macierz przejścia pozwala również oszacować długookresową ewolucję rozkładu¹⁴. 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 będzie miała miejsce 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.

Ciągła przestrzeń stanów – estymacja pełnej funkcji gęstości

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 ta 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 metodą jądrową. Wykres oszacowanej warunkowej funkcji gęstości obrazuje rozkład masy prawdopodobieństwa przejścia kraju (regionu) między poszczególnymi wartościami PKB per capita w analizowanym okresie.

Dane dla regionów Polski

Źródłem danych o wielkości PKB na głowę mieszkańca wg nowych województw dla lat 1995-2001 jest GUS, przy czym dane za lata 1995-1998 są re-

¹³ Tak więc wszystkie elementy macierzy są nieujemne, a suma prawdopodobieństw w wierszu jest równa jedności.

¹⁴ 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.

trospektywnym szacunkiem wykonanym przez zespół pod kierunkiem prof. L. Zienkowskiego z ZBSE PAN i GUS¹⁵. Szacunki dla lat 1990-1994 pochodzą z raportu Banku Światowego przygotowanego przez dr. A.B. Czyżewskiego. Zostały one przeliczone na nowy układ administracyjny proporcjonalnie wg liczby ludności, czyli przy założeniu, że poziom PKB na każdego mieszkańca w poszczególnych gminach starych województw był taki sam, jak w skali całego starego województwa¹⁶. Dane o liczbie ludności poszczególnych gmin zostały zaczerpnięte z *Banku Danych Lokalnych GUS* z oficjalnej strony internetowej Głównego Urzędu Statystycznego (www.stat.gov.pl).

Dane o PKB na mieszkańca w każdym regionie przekształcono, obliczając względny PKB per capita danego województwa w danym roku przez odniesienie do PKB per capita na poziomie całego kraju¹⁷.

$$X_{i,rok} = \frac{(PKB_per_capita)_{i,rok}}{(PKB_per_capita_Polska)_{rok}} \quad (3)$$

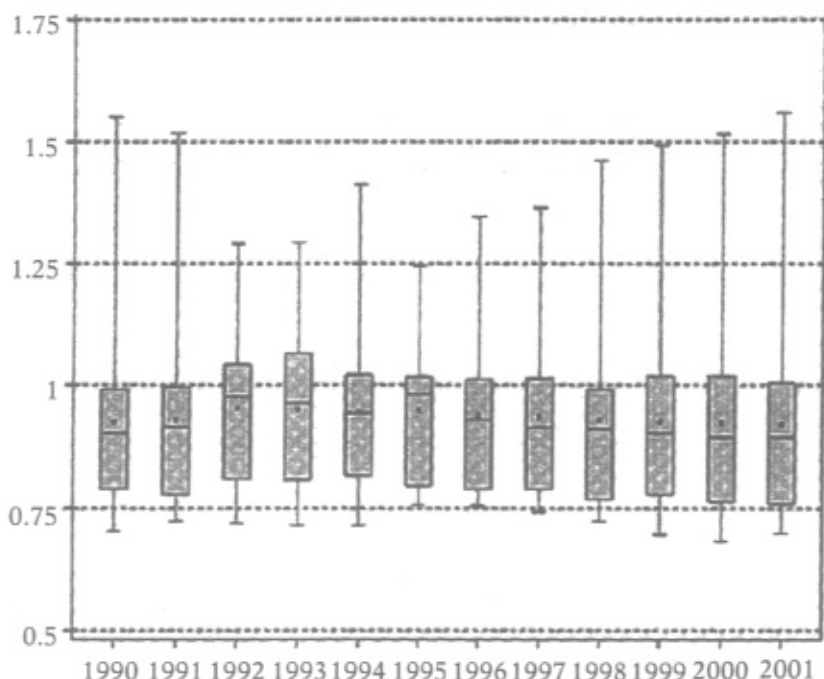
Wykres 1 przedstawia zmianę parametrów rozkładu względnego regionalnego PKB na mieszkańca w analizowanych latach.

Co ciekawe, w całym badanym okresie średnia arytmetyczna z PKB na mieszkańca dla poszczególnych regionów była niższa niż 100% (średnia ważona), co oznacza, że większe regiony były względnie bogatsze. Widać również wyraźnie, że w pierwszej połowie lat 90. aż do roku 1995 (z korektą trendu w roku 1994), następowało zmniejszanie odstepu między wartościami skrajnymi. Mediana rozkładu wzrosła powyżej średniej arytmetycznej (rozkład z nieznacznie prawoskośnego stał się nieznacznie lewoskośny), podczas gdy pierwszy i trzeci kwartył zmieniły się w roku 1995 w porównaniu z rokiem 1990 w niewielkim stopniu (ten ostatni przekroczył jednak 100%). Wartości skrajne dochodu per capita znacznie się do siebie zbliżyły mieszcząc się w roku 1995 między 75% i 125% przeciętnej. O ile w roku 1990 PKB na głowę najbogatszego województwa był 2,2 razy wyższy niż dochód per capita najbiedniejszego regionu, to w roku 1995 stosunek ten wyniósł zaledwie 1,64.

¹⁵ Począwszy od danych za rok 2000, w ramach wdrażania standardów międzynarodowych, GUS wprowadził zmiany metodologiczne w rachunkach narodowych, co spowodowało, że dane dotyczące PKB wyrażone w wartościach bezwzględnych za rok 2001 są całkowicie nieporównywalne z danymi sprzed roku 2000. W przypadku roku 2000 podawane są dwa oficjalne warianty: 2000a porównywalny z latami poprzednimi oraz 2000b, policzony wg nowej metodologii i porównywalny z danymi za rok 2001. W przypadku analizy danych względnych (odniesionych do średniej) różnice między wariantem 2000a i 2000b są minimalne.

¹⁶ Szacunki PKB za lata 1990-1994 należy traktować z pewną dozą ostrożności, zwłaszcza że zostały dodatkowo przeliczone na nowy układ administracyjny. Są to jednak najbardziej wiarygodne dane dostępne dla tego okresu. Uwzględnienie ich w badaniu pozwoliło objąć analizą niemal pełen okres od początku transformacji gospodarczej w Polsce.

¹⁷ W przypadku danych za rok 2000 wykorzystano wariant 2000a, głównie ze względu na porównywalność z dłuższym szeregiem danych za lata poprzednie, choć jak zostało już wspomniane wcześniej, wariant 2000b w postaci względnej różnił się nieznacznie.

Wykres 1. Wykres ramkowy (boxplot) dla rozkładu względnego PKB per capita w latach 1990-2001¹⁸

W drugiej połowie lat 90. występowała dokładnie odwrotna sytuacja. Wartości skrajne systematycznie z roku na rok oddalały się od siebie wracając w roku 2001 do sytuacji wyjściowej z roku 1990. Trzeci kwartył rozkładu co prawda nie spadł poniżej 100% przeciętnego dochodu, ale pierwszy kwartył zbliżył się do 75% średniej. Stosunek wielkości PKB per capita najbogatszego i najbiedniejszego regionu przekroczył w roku 2001 220%.

Na podstawie powyższych obserwacji badana próba została podzielona na 2 podokresy: lata 1990-1995 oraz 1995-2001. Analiza w dalszej części artykułu obrazuje zmiany, jakie zachodziły wewnątrz rozkładu.

¹⁸ Wykres ramkowy przedstawia charakterystyki rozkładu analizowanej zmiennej w poszczególnych latach: minimum i maksimum (dolny i górny kraniec wykresu), pierwszy i trzeci kwartył (odpowiednio dolny i górny kraniec szarej ramki), medianę (pozioma kreska wewnątrz ramki) oraz średnią arytmetyczną (kropka wewnątrz ramki).

Wyniki estymacji

Rozkład dyskretny

Przed przystąpieniem do estymacji macierzy przejścia należy wybrać granice przedziałów poszczególnych klas. Zalecane jest, aby poszczególne klasy były w sytuacji wyjściowej równoliczne, w związku z czym często do wyznaczenia ich granic stosowane są kwantyle rozkładu analizowanej zmiennej. Liczba przedziałów również nie jest bez znaczenia. W przypadku gdy jest ich niewiele (a co za tym idzie, gdy są szerokie) wystąpić może zbyt mała mobilność między poszczególnymi klasami, co może prowadzić do błędnego wnioskowania o stabilności rozkładu.

Z kolei w przypadku dużej liczby przedziałów nawet małe zmiany obserwowanej zmiennej mogą prowadzić do dużej mobilności między klasami. Dobór liczby i szerokości przedziałów powinien być więc poprzedzony analizą początkowego rozkładu zmiennej i dostosowany do liczebności próby, zawsze jednak można mu zarzucić arbitralność.

W przypadku analizy regionalnej konwergencji w Polsce przyjęto podział na 4 klasy dochodu, ustalając granice na poziomie pierwszego (0,80), drugiego (0,90) i trzeciego (1,00) kwartyła rozkładu względnego PKB na mieszkańca w roku 1990 (patrz wykres 1). Spowodowało to ustalenie sytuacji wyjściowej w postaci następujących grup województw:

- grupa 1, (0,0; 0,8]: lubelskie, podkarpackie, podlaskie, warmińsko-mazurskie;
- grupa 2, (0,8; 0,9]: lubuskie, małopolskie, świętokrzyskie, wielkopolskie;
- grupa 3, (0,9; 1,0]: dolnośląskie, kujawsko-pomorskie, łódzkie, opolskie;
- grupa 4, powyżej 1,0: mazowieckie, pomorskie, śląskie, zachodniopomorskie.

Nagłówki wierszy macierzy przejścia zawierają numer klasy dochodu w okresie początkowym (w nawiasie obok znajduje się liczność danej grupy w momencie wyjściowym¹⁹). Nagłówki kolumn informują o klasie dochodu w okresie końcowym. Wartości poszczególnych komórek macierzy odzwierciedlają prawdopodobieństwo, że region znajdzie się w okresie końcowym w klasie opisanej numerem kolumny pod warunkiem, że w okresie początkowym był w klasie opisanej numerem wiersza. Jak wspomniano wcześniej suma elementów w każdym wierszu równa jest 1 (suma prawdopodobieństw).

Konwergencja występuje, gdy długookresowe prawdopodobieństwo (wektor ergodyczny) koncentruje się w klasie/klasach dochodu zawierających wartość przeciętną. Koncentracja długookresowego prawdopodobieństwa w skrajnych klasach dochodu oznacza polaryzację. Skupianie się prawdopodobieństwa wzdłuż przekątnej macierzy przejścia oznacza dużą zachowawczość rozkładu.

¹⁹ Dla macierzy przejść rocznych jest to suma liczebności danej grupy w okresie początkowym dla wszystkich kolejnych przejść rocznych.

Lata 1990-2001

Tablica 1

Macierz przejścia dla nowych województw (1990-2001, rocznie)

1990-2001	1	2	3	4
1 (50)	96%	4%	0%	0%
2 (24)	13%	58%	25%	4%
3 (48)	0%	15%	69%	17%
4 (54)	0%	0%	17%	83%
ergodyczny	37%	12%	24%	27%

grupa 1 – (0,0; 0,8]; grupa 2 – (0,8; 0,9];
grupa 3 – (0,9; 1,0]; grupa 4 – powyżej 1,0

Powyższa macierz przejścia obrazuje zmiany rozkładu względnego PKB na mieszkańca między rokiem 1990 a 2001. Średnio 77% regionów w latach 1990-2001 pozostawało z roku na rok w swojej grupie. Szansa na opuszczenie najbiedniejszej grupy regionów wyniosła zaledwie 4%. Najbogatsze regiony takimi pozostawały. Największa mobilność występowała w dwóch środkowych grupach dochodu, czyli dla względnego PKB per capita między 80% i 100% przeciętnego. W przypadku grupy 2 relatywnie więcej regionów względnie się wzbogaciło niż zbiedniało (miały nawet 4% szans na zwiększenie względnego PKB ponad 100% przeciętnego).

Rozkład ergodyczny pokazuje, że w długim okresie w grupie poniżej 80% przeciętnego PKB per capita znalazłoby się aż 37% regionów (czyli ok. 6 województw), podczas gdy początkowo w każdej z grup było po 25% regionów. Jedynie liczebność dwóch grup najbogatszych regionów nie uległaby znaczącym zmianom, natomiast pośrednia grupa 2 znacznie by się zmniejszyła. Oznacza to, że w badanym okresie względne różnice między najbogatszymi a najbiedniejszymi województwami pogłębiały się, czyli występowała polaryzacja wewnątrz rozkładu dochodu.

W kolejnych podpunktach analizie poddana zostanie dynamika rozkładu względnego PKB na mieszkańca w poszczególnych podokresach.

Lata 1990-1995

Tablica 2

Macierz przejścia dla nowych województw (1990-1995, rocznie)

1990-1995	1	2	3	4
1 (20)	90%	10%	0%	0%
2 (9)	33%	33%	22%	11%
3 (25)	0%	4%	80%	16%
4 (26)	0%	0%	15%	85%
ergodyczny	15%	5%	38%	43%

grupa 1 – (0,0; 0,8]; grupa 2 – (0,8; 0,9];
grupa 3 – (0,9; 1,0]; grupa 4 – powyżej 1,0

Macierz przejścia w tabelicy 2 obrazuje roczne zmiany rozkładu względnego PKB na mieszkańca między rokiem 1990 a 1995. Województwa z klas 1, 3 i 4 raczej pozostawały w swoich grupach. Spośród najbiedniejszych względnie bogatsze²⁰ stały się przejściowo województwa podlaskie i warmińsko-mazurskie. PKB ponadprzeciętną osiągnęło w tym okresie, natomiast województwo dolnośląskie oraz przejściowo województwo łódzkie, oba początkowo w grupie 3. Tymczasowo relatywnie zbiedniało natomiast województwo pomorskie, przechodząc z grupy 4 do 3, jednak w roku 1995 ponownie jego PKB per capita przekroczył granicę 100% przeciętnego. Największym zmianom podlegała sytuacja w grupie regionów o PKB na mieszkańca między 80% i 90% przeciętnego. Tu więcej regionów względnie się wzbogaciło niż zbiedniało, część uzyskała nawet przejściowo względny dochód powyżej przeciętnego (lubuskie, wielkopolskie). Trwale natomiast w 1991 roku zubożało poniżej 80% przeciętnego PKB na głowę mieszkańca województwo świętokrzyskie. Rozkład ergodyczny dla tego okresu wskazuje na zmniejszanie liczebności dwóch najbiedniejszych grup regionów i skupianie się wielu województw w klasach po obu stronach przeciętnego PKB per capita. Wskazuje to na dużą i dość powszechną szansę względnego bogacenia się regionów w latach 1990-1995. Mimo tych tendencji wciąż jednak co piąte województwo nie miało szans na przekroczenie progu 90% przeciętnego PKB, w tym aż 75% z nich nie mogło się nawet mierzyć z progami 80% przeciętnego dochodu. W badanym okresie nie występuje więc efekt konwergencji absolutnej. Można jednak zaobserwować tendencję do formowania się grupy względnie bogatszych i relatywnie biedniejszych regionów, co wskazywałoby na występowanie konwergencji klubów, przy czym grupa regionów względnie bogatszych jest znacznie liczniejsza.

Lata 1995-2001

Tabela 3

Macierz przejścia dla nowych województw (1995-2001, rocznie)²¹

1995-2001	1	2	3	4
1 (30)	100%	0%	0%	0%
2 (15)	0%	73%	27%	0%
3 (23)	0%	26%	57%	17%
4 (28)	0%	0%	18%	82%

grupa 1 – (0,0; 0,8]; grupa 2 – (0,8; 0,9];

grupa 3 – (0,9; 1,0]; grupa 4 – powyżej 1,0

W latach 1995-2001 najbiedniejsze województwa nie miały szans na opuszczenie swojej grupy. W przypadku województw najbogatszych, prawdopodo-

²⁰ Należy jednak pamiętać, że początek lat 90. był w Polsce okresem znacznego spadku PKB, w związku z czym względne wzbogacenie się w tym okresie należy odczytywać jako mniejsze względne zubożenie.

²¹ W przypadku tej macierzy przejścia nie jest możliwe policzenie wektora ergodycznego.

bieństwo względnego zubożenia z roku na rok poniżej przeciętnej wynosiło 18%, co oznacza dość dużą stabilność w skrajnych klasach dochodu. Województwa grupy 2 miały 27% szans na przekroczenie progu 90% względnego PKB per capita i przejście do grupy 3. Jednocześnie podobne szanse na względne zubożenie poniżej tej granicy miały w drugiej połowie lat dziewięćdziesiątych regiony grupy 3 (26%). Może to wskazywać na balansowanie kilku regionów na granicy 90% przeciętnego PKB per capita. Województwa z przedziału 90%-100% przeciętnego dochodu miały w badanym podokresie 17% szans na względne wzbogacenie się ponad przeciętną (np. województwo wielkopolskie).

Widać więc, że w latach 1995-2001 tendencje z poprzedniego podokresu odwróciły się, tzn. prawdopodobieństwo względnego ubożenia regionów było większe niż szansa na relatywne wzbogacenie. W związku z tym następowało rozwarstwianie się grupy biedniejszych i bogatszych regionów Polski.

Względne ubożenie większości regionów z dochodem poniżej średniej wynika w dużej mierze z ponadprzeciętnie szybkiego w tym okresie względnego bogacenia się najbogatszego województwa mazowieckiego co wpłynęło na przeciętny PKB per capita. Można więc wnioskować o pogłębianiu się polaryzacji dochodu w latach 1995-2001.

Rozkład ciągły

Jak już wspomniano powyżej arbitralność podziału na klasy dochodu może spowodować, że różne granice przedziałów będą prowadziły do nieco różniących się wniosków. Rozwiązaniem jest estymacja pełnej warunkowej funkcji gęstości, która będzie odpowiednikiem macierzy przejścia z nieskończoną liczbą wierszy i kolumn. Estymacji warunkowej funkcji gęstości dokonuje się metodami nieparametrycznymi, w tym przypadku metodą jądrową. Polega ona na oszacowaniu nieznannej funkcji gęstości zmiennej losowej w oparciu o skończoną liczbę obserwacji tej zmiennej. Estymator jądrowy jest ciągłym odpowiednikiem histogramu.

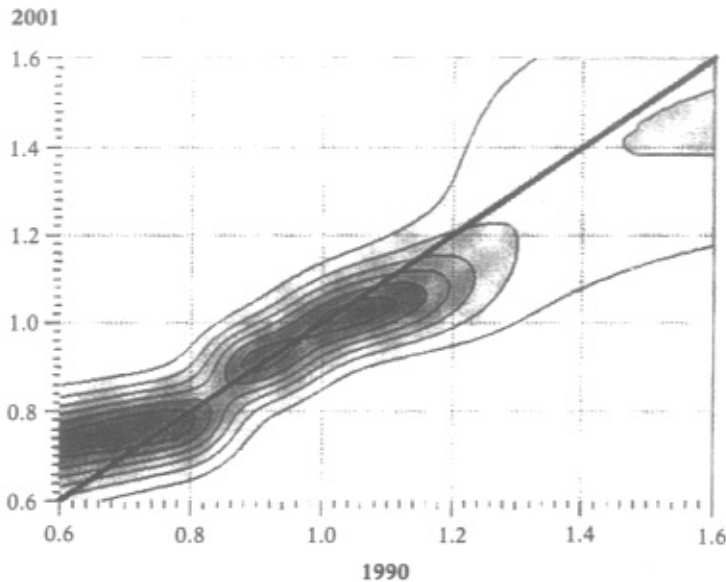
Wykresem funkcji gęstości dla rozkładu warunkowego jest trójwymiarowa powierzchnia. Jedna z osi poziomych oznacza dochód w okresie początkowym, druga zaś dochód w okresie końcowym, natomiast na osi pionowej odkładana jest gęstość prawdopodobieństwa danej kombinacji początkowego PKB per capita i końcowego PKB na mieszkańca (pod warunkiem danego dochodu początkowego). Łatwiejszy w interpretacji jest wykres konturowy, będący pionowym rzutem warunkowej funkcji gęstości na płaszczyznę podstawy.

Wykres równoległy do osi początkowego dochodu oznacza konwergencję, podczas gdy wykres prostopadły do tej osi oznacza dywergencję. Ułożenie masy prawdopodobieństwa wzdłuż przekątnej oznacza trwałość rozkładu dochodu w czasie. Wyższe wierzchołki na krańcach rozkładu oznaczają tendencję do polaryzacji dochodu. Koncentracja masy prawdopodobieństwa poniżej przekątnej oznacza wyższe względne PKB w okresie początkowym (a więc względne ubożenie) i vice versa.

Lata 1990-2001

Wykres warunkowej funkcji gęstości dla przejścia między rokiem 1990 i 2001 układa się wzdłuż przekątnej (wykres 2), co oznacza dużą trwałość rozkładu dochodu, a co za tym idzie brak konwergencji. Jedynie dla przedziału między 60% a 80% przeciętnego dochodu w roku 1990 wykres układa się równoległe do osi początkowego PKB per capita wokół wartości ok. 75% w roku 2001, co oznacza upodabnianie się do siebie najbiedniejszych województw. Szansa, że najbiedniejsze województwa wzbogaciły się do poziomu 90% przeciętnego dochodu była nikła. Widoczny jest również nieznacznie, ale jednak wyodrębniony, „bogaty” wierzchołek warunkowej funkcji gęstości dla wartości dochodu ok. 150% w roku 1990. Odpowiada on województwu mazowieckiemu, które przez cały badany okres było znacznie bogatsze od pozostałych regionów. Co ciekawe, dla wartości początkowego PKB na mieszkańca powyżej 100% wykres znajduje się w większym stopniu poniżej przekątnej, co oznacza, że w latach 1990-2001 regiony o ponadprzeciętnym PKB per capita raczej z roku na rok względnie ubożały.

Wykres 2. Warunkowa funkcja gęstości dla okresu 1990-2001- wykres konturowy



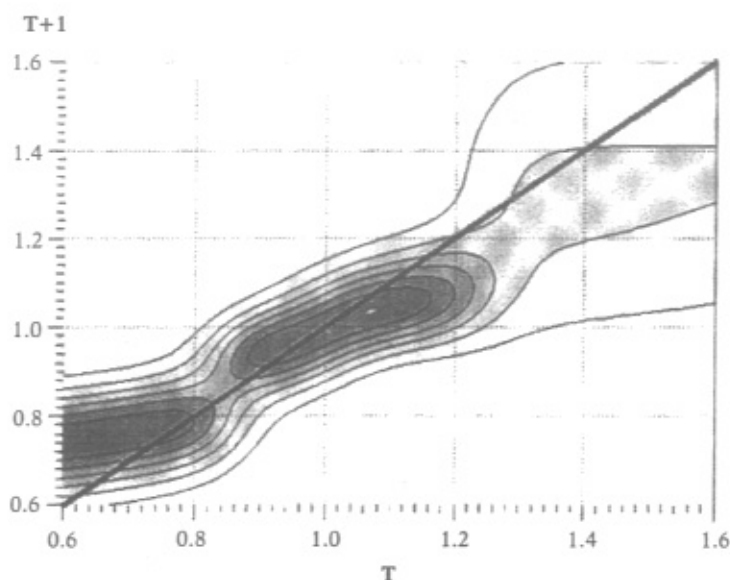
Lata 1990-1995

Warunkowa funkcja gęstości dla lat 1990-1995 (wykres 3) potwierdza zmniejszanie się regionalnych dysproporcji w tym okresie. Dla wartości poniżej 100% wykres znajduje się powyżej przekątnej, natomiast dla wartości względ-

nego dochodu powyżej przeciętnego poniżej przekątnej, co oznacza względne wzbogacenie województw biedniejszych oraz względne ubożenie województw bogatszych²².

Wykres ma tendencję do układania się równoległe do osi dochodu początkowego, jednak wyraźnie wyodrębnione są różne kluby. Regiony o początkowym PKB per capita między 60% a 80% przeciętnego grupują się w roku 1995 w pobliżu 80%. Dla województw, których dochód w roku 1990 jest w przedziale 85% do 125% w roku 1995 najbardziej prawdopodobny PKB na mieszkańca jest wyraźnie bardziej skupiony wokół wartości 100% sięgając od 90% do 110%. Podobnie najbogatszy początkowo region mazowiecki (prawy górny róg wykresu) zbliżył się w roku 1995 do wartości przeciętnej (130%). Potwierdza to wniosek z analizy macierzy przejścia dla tego okresu o występowaniu tendencji do zmniejszania się różnic międzyregionalnych, wskazując jednak, że nie była to konwergencja bezwzględna, ale raczej konwergencja klubów.

Wykres 3. Warunkowa funkcja gęstości dla okresu 1990-1995 – wykres konturowy

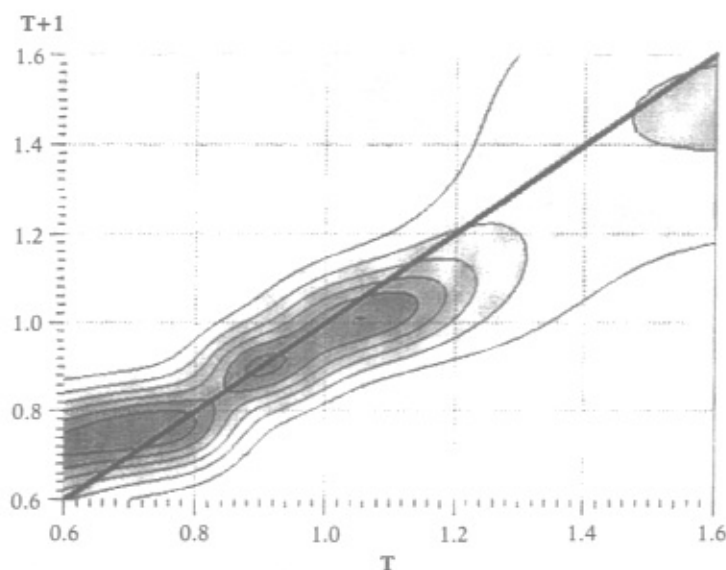


²² Ponownie warto uściślić, że początek lat 90. był w Polsce okresem znacznego spadku realnego PKB, w związku z czym należy względne bogacenie się odczytywać jako mniejsze względne ubożenie. Swoją drogą interesujące jest, że właśnie w tym okresie możemy mówić o zmniejszeniu dyspersji dochodu – czyżby sprzyjało jej ogólne ubożenie na zasadzie „równania w dół”? Oznacza to również, że spadek dochodu bardziej dotknął regiony bogatsze.

Lata 1995-2001

Dla okresu 1995-2001 wykres warunkowej funkcji gęstości układa się raczej wzdłuż przekątnej (wykres 4), co oznacza trwałość rozkładu i brak konwergencji w analizowanych latach²³. Dla PKB per capita będącego w roku 1995 między 90% i 130% przeciętnej masa prawdopodobieństwa koncentruje się raczej poniżej przekątnej, co oznacza względne ubożenie dużej grupy województw w analizowanym okresie. W latach 1995-2001 występuje tendencja do upodabniania się regionów najbiedniejszych, jednak prawdopodobieństwo względnego wzbogacenia się tych województw ponad poziom 90% przeciętnej PKB per capita jest niewielkie, co potwierdza wnioski z analizy dyskretnego rozkładu dochodu. Obraz w tej części rozkładu jest zresztą charakterystyczny dla obu analizowanych podokresów, jak i pełnej próby, co może świadczyć o tym, że najbiedniejsze województwa stawały się na przemian relatywnie biedniejsze i bogatsze względem siebie, ale żadne z nich nie wzbogaciło się na tyle, aby opuścić grupę regionów o dochodzie poniżej 80% przeciętnej PKB na mieszkańca. W latach 1995-2001 widać ponowne wyraźne wyodrębnienie się „bogatego” wierzchołka. Warto zauważyć, że o ile województwa o początkowym dochodzie na głowę między 90% i 130% przeciętnej PKB per capita względnie ubożały, to nie dotyczyło to najbogatszego województwa mazowieckiego. Co oznacza, że w analizowanym okresie pogłębiało się rozwarstwienie między najbogatszym a biedniejszymi regionami.

Wykres 4. Warunkowa funkcja gęstości dla okresu 1995-2001 – wykres konturowy



²³ Jest to zgodne z wynikami innych badań dotyczących klasycznej analizy konwergencji beta oraz sigma regionów Polski w latach 1995-2000 (por. [Tokarski, Gajewski, 2003], [Próchniak, 2004]).

Analiza pełnej warunkowej funkcji gęstości dla zmian względnego PKB per capita w regionach Polski potwierdza więc obserwowane tendencje i wnioski płynące z estymowanych wcześniej macierzy przejścia.

Wnioski

Zarówno analiza macierzy przejścia, jak i pełnej warunkowej funkcji gęstości prowadzi do wniosku, że w latach 1990-2001 nie wystąpiła w Polsce konwergencja regionalnego PKB per capita – rozkład dochodu był bardzo trwały. Tendencje do konwergencji występowały jedynie w grupie najbiedniejszych regionów (PKB per capita poniżej 80% przeciętnego). Regiony biedne pozostały biednymi, a bogate bogatymi, jednak względne różnice między tymi grupami nieznacznie się pogłębiały. Analiza parametrów początkowego i końcowego rozkładu dochodu (wykres 1) pokazuje, że dysproporcje między najbiedniejszym i najbogatszym regionem nie zmniejszyły się w tym okresie, ale również nie uległy powiększeniu. Stosunek PKB per capita najbogatszego i najbiedniejszego województwa w roku 1990 i w roku 2001 był niemal identyczny i wyniósł około 2,20. Co więcej, charakterystyki względnego rozkładu (minimum, maksimum, odchylenie standardowe, poszczególne kwartyle) były w roku 2001 bliskie wartościom z roku 1990, choć odstęp międzykwartyłowy²⁴ uległ powiększeniu. Wynika to z faktu, że w badanym okresie zmniejszała się znacznie pośrednia grupa regionów o względnym PKB per capita między 80% i 90% przeciętnego, co było skutkiem polaryzacji dochodu i podział na regiony biedniejsze (PKB na głowę poniżej 80% przeciętnego – ok. 40% województw) oraz takie, które osiągnęły względny dochód nie mniejszy niż 90% przeciętnego – ok. 50% województw).

Dynamika rozkładu względnego regionalnego dochodu w dwóch badanych podokresach różniła się znacznie.

W latach 1990-1995 nastąpiło silne zmniejszenie dysproporcji między regionami. Okazało się, że przy ogólnym spadku PKB silniej względnie biedniały województwa bogatsze, co spowodowało zmniejszenie odstepu między skrajnymi wartościami dochodu i ogólną konsolidację regionalnego rozkładu względnego PKB per capita. Nie można jednak mówić o występowaniu w tym okresie konwergencji absolutnej – była to raczej konwergencja klubów – wyróżniały się wyraźnie grupy regionów, w których dochodziło do zmniejszenia względnych różnic w dochodzie (grupa regionów najbiedniejszych – województwa lubelskie, podkarpackie, podlaskie, świętokrzyskie i warmińsko-mazurskie; najbogatsze województwo mazowieckie i trzecia grupa składająca się z województw o dochodzie skupiającym się między 90% i 110% przeciętnego). Jedynie w tym podokresie najbiedniejsze regiony miały szansę przekroczyć granicę 80% względnego PKB per capita. Regiony miały w tym okresie znacznie większą szansę na względne wzbogacenie niż zubożenie, co spowo-

²⁴ Różnica między trzecim a pierwszym kwartyłem.

dowało, że bogatszy klub regionów był znacznie liczniejszy niż grupa regionów względnie biedniejszych.

W latach 1995-2001 tendencja odwróciła się – regiony raczej względnie biedniały i nastąpiło ponowne rozwarstwienie dochodu. Dochodziło do wtórnej polaryzacji – prawdopodobieństwo, że najbiedniejsze regiony zwiększą dochód powyżej 80% przeciętnego było w tym okresie znikome, natomiast wyraźnie wyodrębniło się najbogatsze województwo mazowieckie, które rozwijało się znacznie szybciej od pozostałych regionów. Brak konwergencji absolutnej beta i pojawiające się tendencje do dywergencji w tym okresie są zgodne z wynikami uzyskanymi przez [Tokarski, Gajewski, 2003] oraz [Próchniak, 2004] dla lat 1995-2000.

Tendencja do wyrównywania różnic w grupie najbiedniejszych województw widoczna jest w każdym z badanych okresów, co może świadczyć o tym, że regiony te stawały się na przemian relatywnie biedniejsze i bogatsze względem siebie, ale żadne z nich nie wzbogaciło się ostatecznie na tyle, aby opuścić grupę najbiedniejszych.

Bibliografia

- Barro R.J., [1991], *Economic Growth in a cross section of countries*, Quarterly Journal of Economics, 106(1), s. 407-443.
- Barro R.J., Sala-i-Martin X., [1991], *Convergence Across States and Regions*, Brooking Papers on Economic Activity, 1, s. 107-182.
- Barro R.J., Sala-i-Martin X., [1992], *Convergence*, Journal of Political Economy, 100 (2), s. 223-251.
- Barro R.J., Sala-i-Martin X., [2003], *Economic Growth*, MIT Press, wydanie 2.
- Czyżewski A.B., [1998], *Regional Development of Poland 1986-1996. Measurement and Analysis*, World Bank Report, Warszawa.
- de la Fuente A., [2000], *Convergence across countries and regions: theory and empirics*, CEPR Discussion Paper, nr 2465.
- Domański Cz., Pruska K., [2000], *Nieklasyczne metody statystyczne*, PWE, Warszawa.
- Gawlikowska-Hueckel K., [2002], *Procesy rozwoju regionalnego w Unii Europejskiej. Konwergencja czy polaryzacja?*, Wydawnictwo UG, Gdańsk.
- Gianetti M., [2002], *The effects of integration on regional disparities: convergence, divergence of both?*, European Economic Review, 46, s. 539-567.
- Härdle W., Linton O., [1994], *Applied Nonparametric Methods*, [w:] Handbook of Econometrics, 4, rozdział 38, Elsevier Science B.V.
- Mankiw G.N., Romer D., Weil D.N., [1992], *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, Quarterly Journal of Economics, 107 (2), s. 407-437.
- Narkiewicz J., [1998], *Regionalne zróżnicowanie rozwoju społeczno-gospodarczego Polski*, Wiadomości Statystyczne, vol. 10, s. 30-42.
- Quah D.T., [1993a], *Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis*, Scandinavian Journal of Economics, vol. 95 (4), s. 427-443.
- Quah D.T., [1993b], *Empirical cross-section dynamics in economic growth*, European Economic Review, vol. 37, s. 426-434.
- Quah D.T., [1996a], *Empirics for economic growth and convergence*, European Economic Review, vol. 40, s. 1353-1375.
- Quah D.T., [1996b], *Regional convergence clusters across Europe*, European Economic Review, vol. 40(3-5), s. 951-958.

- Quah D.T., [1996c], *Twin Peaks: Growth and convergence in models distribution dynamics*, Economic Journal, vol. 106(437), s. 1045-1055.
- Podgórska M., Śliwka P., Topolewski M., Wrzosek M., [2000], *Łańcuchy Markowa w teorii i w zastosowaniach*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Pritchett L., [1997], *Divergence, Big Time*, Journal of Economic Perspectives, 11, s. 3-17.
- Produkt Krajowy Brutto według województw, GUS Warszawa, US Katowice, różne wydania z lat 1997-2003.
- Próchniak M., [2004], *Analiza zbieżności wzrostu gospodarczego województw w latach 1995-2000*, Gospodarka Narodowa, 3, s. 27-44.
- Sala-i-Martin X., [1996a], *Regional cohesion: evidence and theories of regional Growth and convergence*, European Economic Review, vol. 40, s. 1325-1352.
- Sala-i-Martin X., [1996b], *The Classical Approach to Convergence Analysis*, Economic Journal, vol. 106 (437), s. 1019-36.
- Sala-i-Martin X., [2002], *Fifteen Years of New Growth Economics: What Have We Learned?*, in Economic Growth: Sources, Trends, and Cycles, Central Bank of Chile, Santiago.
- Silverman B.W., [1986], *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Monographs on Statistics and Applied Probability, Chapman and Hall, Londyn.
- Temple J., [1999], *The New Growth Evidence*, Journal of Economic Literature, 37(1), s. 112-56.
- Tokarski T., Gabryjelska A., Krajewski P., Mackiewicz M., [1999], *Determinanty regionalnego zróżnicowania PKB, zatrudnienia i płac*, Wiadomości Statystyczne, vol. 1, s. 41-66.
- Tokarski T., Gajewski P., [2003], *Real Convergence in Poland. A Regional Approach*, referat przedstawiony na międzynarodowej konferencji NBP nt. „Potential Output and Barriers to Growth”, Zalesie Górne.

CONVERGENCE OF POLAND'S REGIONS IN THE YEARS 1990-2000

Summary

The conditional convergence hypothesis is a major implication resulting from neoclassical growth models. The fact that poorer regions develop faster than richer ones does not have to mean that the variation in their incomes diminishes over time. Classical methods of convergence analysis are unable to grasp the income polarisation effect, i.e. „club convergence”, either. For this reason, an analysis of full distribution of income and its dynamics may be of interest. This method has been applied to analysis of convergence of regional GDP *per capita* in Poland in the years 1990-2001.

During the analysed period, regional convergence was not the case in Poland, as the GDP *per capita* was very stable. Nevertheless, one can talk about income polarisation in that period. Relative differences between poor and rich regions were growing. However, the situation in the first half of the 1990s was distinctively different from that in the second half of the decade.

In 1990-1995, disproportions diminished sharply. With an overall decline in GDP, richer voivodships were subject to a relatively stronger impoverishment. Nevertheless, one can talk about club convergence rather than absolute convergence during that period. Only during the mentioned sub-period, the poorest regions had the chance to exceed the level of 80% of relative GDP *per capita*. During that period voivodships faced a much better chance for relative enrichment than impoverishment. Consequently, the club of richer regions was much more numerous than the group of relatively poorer regions.

In 1995-2001, the trend was reversed, as the regions were becoming relatively poorer, and income disproportions increased again. The probability for the poorest regions to increase their income above 80% of the average was marginal in that period. The Mazowieckie voivodship, being the richest one, had a clearly distinctive position and was developing much faster than the remaining regions.

The tendency towards diminishing the differences in the group of the poorest voivodships, apparent in each of the analysed periods, may be an indication that those regions were becoming relatively poorer and richer alternately as compared to one another, but none of them grew rich enough to break away from the group of the poorest ones.