

Mariusz PRÓCHNIAK\*

## Analiza zbieżności wzrostu gospodarczego województw w latach 1995-2000

### Wprowadzenie

Jednym z ważnych wniosków wynikających z neoklasycznych modeli wzrostu gospodarczego jest potwierdzenie przez te modele zjawiska zbieżności (konwergencji) warunkowej. Ze zbieżnością mamy do czynienia wówczas, kiedy gospodarka słabiej rozwinięta<sup>1</sup> (o niższym poziomie produkcji *per capita*) rozwija się szybciej niż gospodarka lepiej rozwinięta. Zbieżność potwierdzoną przez neoklasyczne modele wzrostu określamy mianem warunkowej, gdyż występuje ona tylko wtedy, gdy obie gospodarki dążą do tego samego stanu równowagi długookresowej<sup>2</sup>. Jeżeli natomiast w każdych warunkach gospodarka słabiej rozwinięta wykazywałaby wyższe tempo wzrostu, zbieżność taką określilibyśmy mianem absolutnej.

Mimo że neoklasyczne modele wzrostu potwierdzają istnienie tylko zbieżności warunkowej, w badaniach empirycznych testuje się często (choć nie zawsze) zbieżność absolutną lub – co na to samo wychodzi – zbieżność warunkową z przyjęciem założenia, iż poszczególne gospodarki dążą do tego samego stanu równowagi długookresowej. Z tego też względu analiza zbieżności w ujęciu regionalnym ma jedną zasadniczą zaletę: ponieważ różnice pomiędzy regionami są mniejsze niż różnice pomiędzy krajami, jest większe prawdopodobieństwo, iż to właśnie regiony będą dążyć do tego samego stanu równowagi długookresowej. Różnice w poziomie technologii, otoczeniu instytucjonalnym, preferencjach są mniejsze między regionami w ramach jednego kraju niż między różnymi państwami. Przedsiębiorstwa i gospodarstwa domowe z tego samego kraju mają dostęp do podobnych technologii, wykazują podobne zachowania i posiadają w miarę takie same preferencje. Co więcej, poszczególne regiony są podporządkowane jednemu rządowi centralnemu, posiadają taki sam system prawny oraz podobne otoczenie instytucjonalne (nie dotyczy to oczywiście krajów federalnych). Oznacza to, że jest większe prawdopodobieństwo, iż zbieżność absolutna będzie występowała między regionami niż między krajami.

Trzeba jednak dodać, iż w przypadku regionów niespełnione jest jedno z ważnych założeń modeli wzrostu: zamknięcie gospodarki. Łatwość migracji, przepływów kapitałów, zawierania transakcji finansowych z sąsiadami powodują, iż go-

\* Autor jest pracownikiem Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie. Artykuł wpłynął do redakcji w grudniu 2003 r.

<sup>1</sup> Celowo używam tutaj pojęcia gospodarka, a nie kraj, gdyż hipotezę zbieżności można także testować w ujęciu regionalnym.

<sup>2</sup> Ang. *steady-state*, co można także tłumaczyć jako stan stacjonarny lub stan ustalony.

spodarki poszczególnych regionów są ewidentnie gospodarkami otwartymi. Niestety, gdy rozpatruje się neoklasyczne modele wzrostu na przykładzie gospodarki otwartej, w której występuje doskonała mobilność czynników produkcji, otrzymuje się niewiarygodne wyniki: nieskończenie szybkie tempo zbieżności [Barro, Sala-i-Martin, 1995, s. 96-101]. Żeby otrzymać lepsze wyniki w zakresie zbieżności dla gospodarek otwartych, należy wprowadzić częściową mobilność czynników produkcji. Kiedy założymy, że przepływy czynników produkcji między regionami dotyczą tylko kapitału fizycznego, a kapitał ludzki nie jest mobilny, uzyskane w ten sposób wyniki w zakresie zbieżności dla gospodarki otwartej są zgodne z wynikami w zakresie zbieżności dla gospodarki zamkniętej [tamże, s. 101-108]. Dzięki temu można analizować zbieżność w ujęciu regionalnym za pomocą modeli wzrostu dotyczących gospodarek zamkniętych.

Przedstawiona powyżej zbieżność polegająca na tym, że kraj słabiej rozwinięty wykazuje szybsze tempo wzrostu, jest nazywana zbieżnością typu  $\beta$  ( *$\beta$ -convergence*). Istnieje także druga metoda analizy zbieżności, polegająca na porównaniu dyspersji w dochodach dla poszczególnych gospodarek. Jest ona nazywana zbieżnością typu  $\sigma$  ( *$\sigma$ -convergence*)<sup>3</sup>. Zbieżność typu  $\sigma$  występuje wtedy, kiedy zróżnicowanie dochodów pomiędzy krajami albo regionami – mierzone np. wariancją lub odchyleniem standardowym PKB *per capita* lub innego miernika dochodu – maleje w czasie. Trzeba dodać, że zbieżność typu  $\beta$  jest warunkiem koniecznym występowania zbieżności typu  $\sigma$ , ale nie warunkiem dostatecznym. Oznacza to, że fakt, iż kraje słabiej rozwinięte wykazują wyższe tempo wzrostu, nie powoduje tego, że zróżnicowanie dochodów między poszczególnymi krajami będzie maleć.

W niniejszym artykule przedstawię wnioski z badań nad zbieżnością województw w Polsce w latach 1995-2000. Tak krótki okres analizy wynika z dwóch przyczyn. Po pierwsze, nowy podział administracyjny kraju obowiązujący od 1 stycznia 1999 r. uniemożliwia uzyskanie porównywalnych danych dla pierwszej połowy lat dziewięćdziesiątych (dla lat 1995-1998 dostępne są szacunki PKB w oparciu o nowy podział administracyjny). Podobnie, długotrwały (prawie trzyletni) proces opracowywania danych z rachunku dochodu narodowego powoduje, iż najświeższe statystyki PKB w ujęciu regionalnym w momencie pisania opracowania (2003 r.) obejmowały rok 2000. Niemniej jednak, powyższe ograniczenia nie stanowią przeszkody do przeprowadzenia analizy i wyciągnięcia wniosków.

Przeprowadzając niniejsze badanie postawiłem następujące hipotezy badawcze:

1. Z jednej strony, badania nad rozwojem regionalnym USA, Japonii i krajów Europy Zachodniej potwierdzają wyraźną ujemną zależność między początkowym poziomem PKB na 1 mieszkańca a tempem wzrostu PKB w poszczególnych regionach, jak również wykazują spadek zróżnicowania do-

<sup>3</sup> Podział na  $\beta$ -zbieżność i  $\sigma$ -zbieżność w sensie pojęciowym został wprowadzony przez Roberta Barro i Xaviera Sala-i-Martin [zob. np. Barro, Sala-i-Martin, 1992b]; [Barro, Sala-i-Martin, 1995, s. 383-387].

chodów między regionami (tendencje konwergencyjne). Z drugiej strony, badania dla województw w Polsce w oparciu o wydajność pracy potwierdzają istnienie dodatniej zależności między poziomem oraz tempem wzrostu wydajności pracy, jak również wykazują wzrost zróżnicowania województw pod względem poziomu wydajności pracy (tendencje dywergencyjne). Naszym celem jest przeprowadzenie analizy zbieżności w oparciu o poziom oraz tempo wzrostu produktu krajowego brutto jako lepszego miernika określającego poziom dochodów i rzeczywiste tempo wzrostu gospodarczego oraz ustalenie na tej podstawie siły tendencji konwergencyjnych albo dywergencyjnych między województwami w Polsce.

2. Istnieje powszechne przekonanie o coraz większej polaryzacji rozwoju kraju w takim sensie, że stolica oraz w mniejszym stopniu województwa zachodnie wykazują wyższe tempo wzrostu gospodarczego niż pozostałe regiony kraju. Być może uda nam się w ramach krótkiej analizy pokazać, że zwłaszcza województwo mazowieckie znajduje się na zupełnie innej ścieżce rozwojowej niż pozostałe województwa w Polsce.

Niniejszy artykuł składa się z sześciu części. Pierwszą jest to właśnie wprowadzenie. W drugiej części omówione są w skrócie teoretyczne podstawy występowania zjawiska zbieżności. Trzecia część zawiera wyniki badań nad  $\beta$ -zbieżnością województw w Polsce w latach 1995-2000. Czwarta część przedstawia wyniki analogicznych badań nad  $\sigma$ -zbieżnością. W piątej części porównuję swoje wyniki do wyników innych badań nad zbieżnością w ujęciu regionalnym. Szósta część zawiera główne wnioski.

### Zbieżność gospodarek – ujęcie teoretyczne

Badania empiryczne w zakresie zbieżności gospodarek mają na ogół dwa cele. Pierwszym celem jest sprawdzenie, czy kraje/regiony słabiej rozwinięte wykazują wyższe tempo wzrostu niż kraje/regiony lepiej rozwinięte. Umożliwia to weryfikację prawdziwości hipotezy zbieżności jednego z ważnych wniosków wynikających z neoklasycznych modeli wzrostu gospodarczego. Drugim celem badań empirycznych jest obliczenie współczynnika  $\beta$ , informującego o szybkości zbieżności gospodarki do stanu równowagi długookresowej, zgodnie z następującym równaniem<sup>4</sup>:

<sup>4</sup> Równanie [1] jest wyprowadzone z analizy dynamiki gospodarki w trakcie okresu przejściowego w ujęciu zgodnym z modelem Solowa. W niniejszym artykule nie będę przedstawiać modelu Solowa ani też wyjaśniać znaczenia poszczególnych symboli (zakładamy, że są one czytelnikowi znane). Opis modelu Solowa znajduje się w wielu podręcznikach do makroekonomii oraz teorii wzrostu [np. Barro, Sala-i-Martin, 1995]; [Romer, 2000]; [Blanchard, Fischer, 1993]. Pionierskie artykuły to: Robert Solow, *A Contribution to the Theory of Economic Growth*, „Quarterly Journal of Economics”, tom 70, nr 1, 1956, s. 65-94 [Solow, 1956]; Trevor Swan, *Economic Growth and Capital Accumulation*, „Economic Record”, tom 32, 1956, s. 334-361 [Swan, 1956]. Trzeba także pamiętać, że oprócz modelu Solowa również inne neoklasyczne modele wzrostu gospodarczego potwierdzają występowanie zjawiska zbieżności, m.in. model Ramseya.

$$g_y \approx \beta (\ln y^* - \ln y_t). \quad [1]$$

Współczynnik  $\beta$  określa zatem, jaki procent odległości od stanu równowagi długookresowej gospodarka przebędzie w ciągu jednego okresu. Na przykład,  $\beta = 0,02$  informuje, że rocznie gospodarka przemierza 2% odległości dzielącej ją od stanu ustalonego. A zatem gospodarka, dla której parametr  $\beta$  jest wysoki, wykazuje szybką zbieżność, toteż będzie prawdopodobnie zachowywać się podobnie jak w stanie ustalonym. Natomiast, gdy parametr  $\beta$  jest mały, do analizy dynamiki danej gospodarki właściwsze będą własności okresu przejściowego.

Podstawą teoretyczną do prób oszacowania zbieżności i wyliczenia parametru  $\beta$  na podstawie badań empirycznych jest następujące równanie<sup>5</sup>:

$$\frac{1}{T} \ln \frac{y_T}{y_0} = x + \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} \ln y^* - \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} \ln y_0. \quad [2]$$

Podstawiając:

$$x + \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} \ln y^* = \alpha_0, \quad [3]$$

$$-\frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} = \alpha_1 < 0 \quad [4]$$

otrzymujemy równanie pokazujące, że średni wzrost PKB na 1 mieszkańca w okresie od 0 do  $T$  zależy ujemnie od początkowego poziomu produkcji ( $\alpha_1 < 0$ ):

$$\frac{1}{T} \ln \frac{y_T}{y_0} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_0. \quad [5]$$

Obliczając z równań regresji  $\alpha_1$ , możemy uzyskać szacunkową wartość parametru  $\beta$ , informującego o szybkości zbieżności gospodarki do stanu równowagi długookresowej. Zgodnie ze wzorem [4], współczynnik  $\beta$ -zbieżności wynosi:

$$\beta = -\frac{1}{T} \ln(1 + \alpha_1 T). \quad [6]$$

<sup>5</sup> Zob. model Solowa.

Żeby obliczony parametr  $\beta$  był zgodny z modelami wzrostu gospodarczego, musi zachodzić:

$$0 < 1 + \alpha_1 T < 1. \quad [7]$$

Warunek  $1 + \alpha_1 T > 0$  wynika z tego, że nie można logarytmować liczby ujemnej, zaś warunek  $1 + \alpha_1 T < 1$  wynika z tego, że parametr  $\beta$  musi być dodatni, zgodnie z modelem Solowa<sup>6</sup>. Ograniczenie [7] jest spełnione, gdy:

$$(a) \alpha_1 > -\frac{1}{T} \text{ oraz } (b) \alpha_1 < 0. \quad [8]$$

O ile spełnienie warunku (b) jest oczywiste (gdy  $\alpha_1 > 0$  badania empiryczne nie potwierdzają zbieżności, gdyż występuje dodatnia korelacja między początkowym poziomem PKB a tempem wzrostu PKB i w takich warunkach szacowanie współczynnika  $\beta$  jest zbędne), o tyle bardzo uciążliwy jest warunek (a). Jeżeli  $\alpha_1 \leq -(1/T)$ , wówczas zbieżność jest potwierdzona przez wyniki empiryczne (występuje ujemna korelacja między początkowym poziomem dochodu a tempem wzrostu gospodarczego), jednak współczynnik  $\beta$  nie może być oszacowany w oparciu o przedstawione w tym opracowaniu techniki (nie da się wyliczyć  $\beta$ , jeżeli  $\alpha_1 = -(1 - e^{-\beta T})/T \leq -1/T$ , gdyż  $e^{-\beta T}$  może przyjmować tylko wartości dodatnie).

Należy dodać, że w badaniach nad zbieżnością wykorzystuje się jedynie PKB *per capita*. Wyniki dla PKB w ujęciu ogółem byłyby zgodne z modelami wzrostu jedynie wtedy, gdyby tempo wzrostu liczby ludności w analizowanych krajach lub regionach było stałe. Ponieważ założenie to nie jest spełnione, przy interpretacji pojęcia zbieżności oraz w badaniach empirycznych wykorzystuje się PKB na 1 mieszkańca<sup>7</sup>.

### **$\beta$ -zbieżność województw w Polsce**

Aby zweryfikować hipotezę o występowaniu zbieżności typu  $\beta$ , należy obliczyć nachylenie linii regresji dla następującego modelu ekonometrycznego (oznaczenia w [9] nie korespondują z wcześniejszymi wzorami):

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \varepsilon_i, \quad [9]$$

gdzie  $Y_i$  to średnioroczne tempo wzrostu PKB na 1 mieszkańca w latach 1995-2000,  $X_i$  to poziom PKB na 1 mieszkańca w 1995 r.,  $\alpha_1$  to parametr informujący o nachyleniu linii regresji, zaś  $\varepsilon_i$  jest składnikiem losowym. Ponieważ w Polsce jest 16 województw,  $i = 1, \dots, 16$ .

<sup>6</sup> Żeby  $\beta > 0$ , musi zachodzić  $\ln(1 + \alpha_1 T) < 0$ , co oznacza, że  $1 + \alpha_1 T < 1$ .

<sup>7</sup> Dzięki zastosowaniu PKB *per capita* eliminujemy także ewentualny wpływ wielkości regionów na zbieżność.

Zgodnie z równaniem [5], średnioroczne tempo wzrostu PKB *per capita* (zmienna  $Y_i$  w [9]) powinno być liczone jako różnica logarytmów, zaś poziom PKB *per capita* w 1995 r. (zmienna  $X_i$  w [9]) powinien być uwzględniony w postaci zlogarytmowanej (nazywanej niekiedy skalą proporcjonalną). W badaniach empirycznych nie będę się jednak w 100% trzymać przedstawionej teorii i uwzględnię także inne metody liczenia tempa wzrostu PKB, a poziom PKB z 1995 r. będzie również występował w postaci nie zlogarytmowanej.

Ponieważ średnioroczne tempo wzrostu PKB *per capita* dla 5-letniego okresu może być liczone na trzy sposoby, uzyskujemy trzy warianty zmiennej objaśniającej. Ich skróty literowe oraz dokładny sposób liczenia przedstawia tablica 1.

Ponieważ PKB na 1 mieszkańca z 1995 r. może być liczony w postaci zlogarytmowanej oraz w wartościach absolutnych, uzyskujemy dwa warianty zmiennej objaśniającej. Ich skróty literowe oraz sposób liczenia przedstawia tablica 2.

Tablica 1

Zmienne przedstawiające średnioroczne tempo wzrostu realnego PKB na 1 mieszkańca w latach 1995-2000

Zmienna	Opis zmiennej
$g_{y,z}^1$	Średnioroczna stopa wzrostu realnego PKB <i>per capita</i> (deflowanego deflatorem PKB) w latach 1995-2000, liczona jako jedna piąta stopy wzrostu pomiędzy 1995 i 2000 r.
$g_{y,z}^2$	Średnioroczna stopa wzrostu realnego PKB <i>per capita</i> (deflowanego deflatorem PKB) w latach 1995-2000, liczona jako średnia z rocznych stóp wzrostu dla okresu od 1995 do 2000 r.
$g_{y,z}^{ln}$	Średnioroczna stopa wzrostu realnego PKB <i>per capita</i> (deflowanego deflatorem PKB) w latach 1995-2000, liczona jako jedna piąta różnicy logarytmów naturalnych z realnego PKB <i>per capita</i> z 2000 i 1995 r.

Tablica 2

Zmienne przedstawiające poziom PKB na 1 mieszkańca w 1995 r.<sup>8</sup>

Zmienna	Opis zmiennej
$y_{1995}$	Nominalny PKB <i>per capita</i> w 1995 r. (w zł)
$\ln(y_{1995})$	Logarytm naturalny z nominalnego PKB <i>per capita</i> w 1995 r.

Tablica 3 przedstawia wyniki oszacowanych równań regresji, opisanych wzorem [9], dla zmiennych z tablic 1 i 2. W pierwszych dwóch kolumnach tablicy 3 są podane zmienne objaśniane i objaśniające wykorzystane do oszacowania danego równania regresji. Kolumny 3 i 4 przedstawiają oceny nieznanych parametrów strukturalnych modelu [9] (istotny do celów niniejszej analizy jest parametr  $\hat{\alpha}_1$ , informujący o nachyleniu linii regresji). Kolumny 5-8 zawierają

<sup>8</sup> Ponieważ realny PKB, według którego zostały obliczone stopy wzrostu, jest wyrażony w cenach stałych z 1995 r., wielkość nominalnego PKB w 1995 r. jest taka sama, jak wielkość realnego PKB w 1995 r., obliczonego w cenach z tego okresu.

wartości statystyki  $t$ -studenta dla oszacowanych parametrów  $\hat{\alpha}_0$  i  $\hat{\alpha}_1$  oraz minimalne poziomy istotności, przy których można odrzucić hipotezę o nieistotności danej zmiennej. W kolumnie 9 podana jest wartość współczynnika determinacji  $R^2$ . Kolumna 10 informuje natomiast o tym, czy dane równanie potwierdza występowanie zbieżności typu  $\beta$  dla województw w Polsce w latach 1995-2000 (odpowiedź „tak” została by umieszczona, gdyby nachylenie linii regresji było ujemne, tzn.  $\hat{\alpha}_1 < 0$ ). Jeżeli zbieżność występowałaby w kolumnie 11 byłby podany obliczony według wzoru [6]<sup>9</sup> estymator parametru  $\beta$ . Jednak dotyczyłby on tylko wierszy, dla których równania regresji zostały wykonane na zmiennych w postaci zlogarytmowanej, zgodnie z równaniem [5]. Dlatego jedynie w ostatnim wierszu kolumny 11 jest umieszczona kreska (-), informująca, że zjawisko nie wystąpiło. Widniejący w pozostałych wierszach krzyżyk (x) oznacza, że wypełnienie pozycji jest niecelowe, tzn. niezgodne z przedstawionymi tutaj modelami wzrostu gospodarczego.

Tablica 3

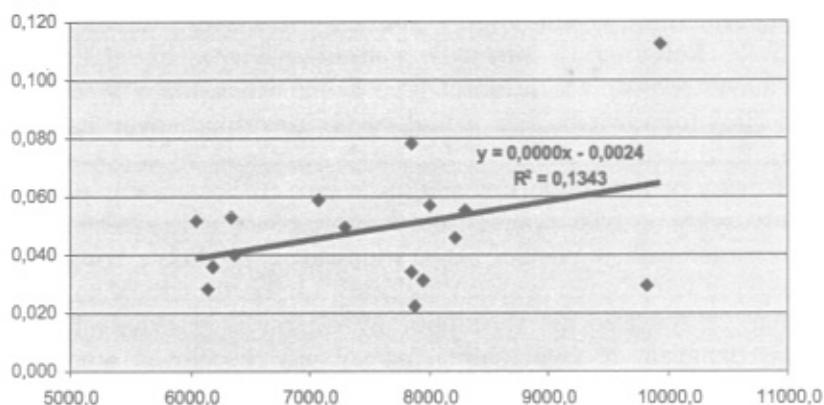
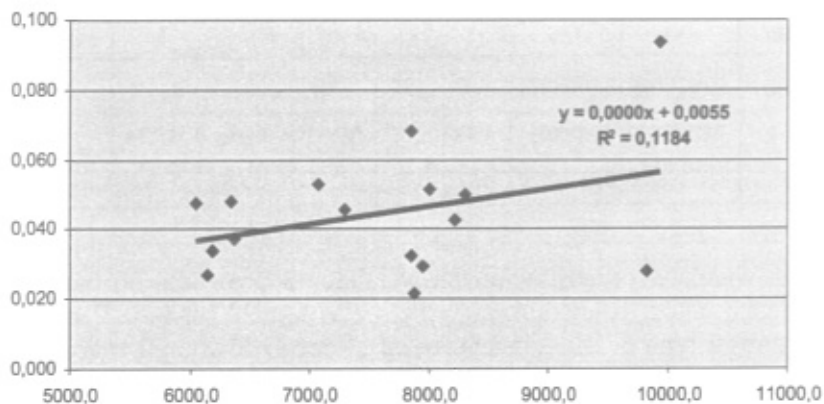
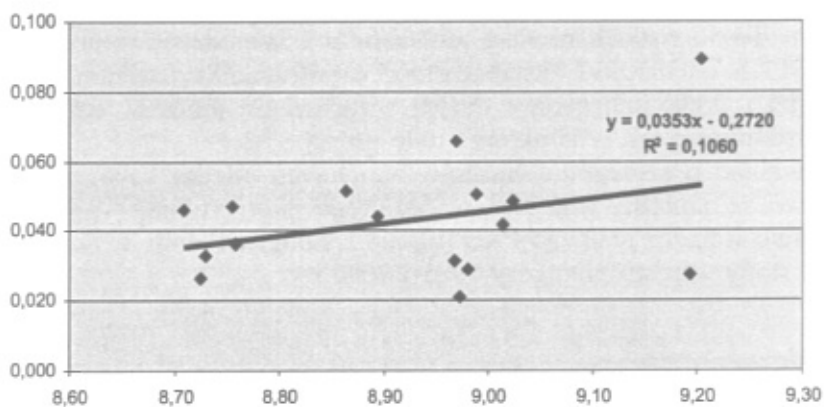
## Wyniki estymacji równań regresji o postaci

$Y_i$	$X_i$	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$t_{\hat{\alpha}_0}$	$t_{\hat{\alpha}_1}$	$P >  t_{\hat{\alpha}_0} $	$P >  t_{\hat{\alpha}_1} $	$R^2$	$\beta$ -zbieżność	$\hat{\beta}$
$g_{i,t}^{z}$	$y_{1995}$	-0,00241400	0,00000677	-0,07	1,47	0,946	0,163	0,1343	nie	x
$g_{i,t}^{z}$	$y_{1995}$	0,00552020	0,00000513	0,19	1,37	0,850	0,192	0,1184	nie	x
$g_{i,t}^{z,h}$	$\ln(y_{1995})$	-0,27198330	0,03530950	-1,11	1,29	0,285	0,219	0,1060	nie	-

Analiza wyników przedstawionych w tablicy 3 prowadzi do bardzo ciekawego wniosku. Otóż województwa w Polsce w latach 1995-2000 nie wykazywały zbieżności typu  $\beta$ . Dla każdego oszacowanego równania regresji uzyskaliśmy dodatnią wartość parametru  $\hat{\alpha}_1$ , a zatem województwa słabiej rozwinięte w 1995 r. (o niższym poziomie PKB na 1 mieszkańca) nie wykazywały w drugiej połowie lat dziewięćdziesiątych wyższego przeciętnie tempa wzrostu niż województwa lepiej rozwinięte (o wyższym poziomie PKB na 1 mieszkańca), i to bez względu na przyjęty wariant zmiennej objaśnianej i objaśniającej. Parametr  $\hat{\alpha}_1$  dla wszystkich równań jest dodatni i zawiera się w przedziale od 0,00000513 do 0,03530950. Niskie wartości współczynnika determinacji (z przedziału 11% – 13%) informują o dużym rozproszeniu punktów empirycznych i nie układaniu się ich w konkretną linię prostą.

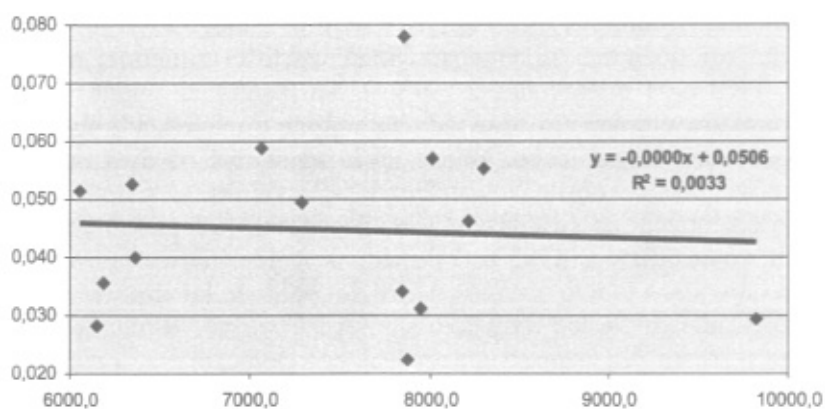
Porównując poszczególne warianty zmiennych między sobą, okazuje się dodatkowo, że najlepsze własności równań regresji otrzymujemy, gdy uwzględnimy tempo wzrostu realnego PKB liczone według wariantu 1, tzn. jako jedna piąta stopy wzrostu pomiędzy 1995 i 2000 r.

<sup>9</sup> Symbole  $\alpha_1$  i  $T$  w [6] są odpowiednio równe  $\hat{\alpha}_1$  (nachylenie linii regresji) i 5 (liczba lat, dla których przeprowadzana jest analiza, bez roku początkowego).

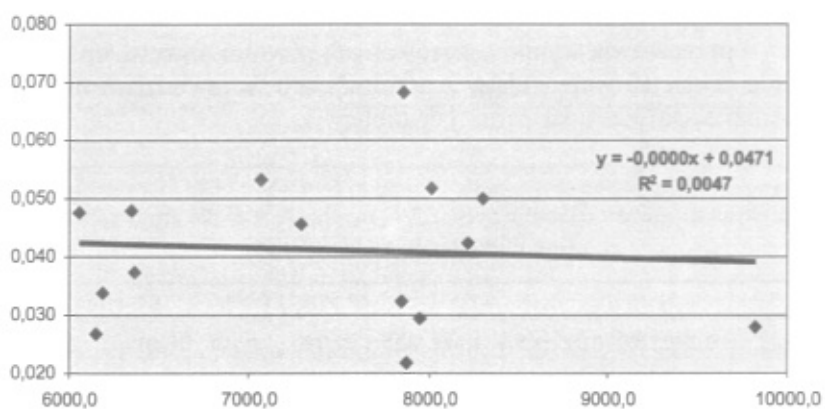
Rysunek 1.  $\beta$ -zbieżność województw w Polsce ( $\varepsilon_{i,t}^{w,1}$  względem  $y_{1995}$ )Rysunek 2.  $\beta$ -zbieżność województw w Polsce ( $\varepsilon_{i,t}^{w,2}$  względem  $y_{1995}$ )Rysunek 3.  $\beta$ -zbieżność województw w Polsce ( $\varepsilon_{i,t}^{w,3}$  względem  $\ln(y_{1995})$ )



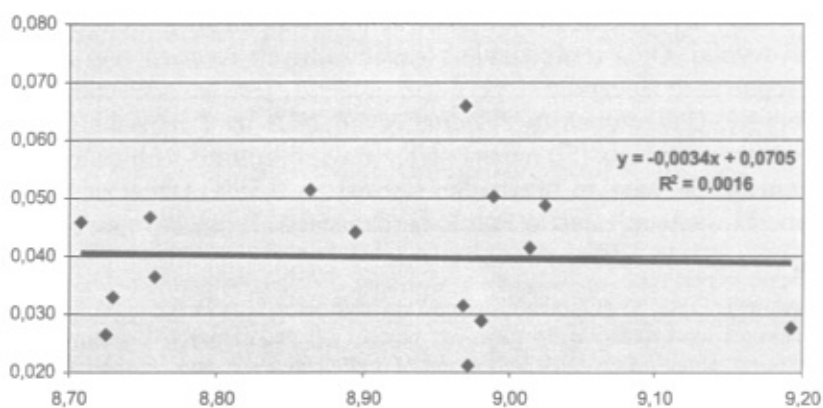
Rysunek 4.  $\beta$ -zbieżność województw w Polsce ( $\beta_{t-1}^*$  względem  $y_{1995}$ ) – bez woj. mazowieckiego



Rysunek 5.  $\beta$ -zbieżność województw w Polsce ( $\beta_{t-2}^*$  względem  $y_{1995}$ ) – bez woj. mazowieckiego



Rysunek 6.  $\beta$ -zbieżność województw w Polsce ( $\beta_{t-1}^*$  względem  $\ln(y_{1995})$ ) – bez woj. mazowieckiego



Rysunki 1-3 przedstawiają rozkład punktów empirycznych na wykresie wraz z oszacowaną linią regresji. Na osi pionowej są przedstawione wartości zmiennej objaśnianej (średniorocznego tempa wzrostu realnego PKB na 1 mieszkańca), zaś na osi poziomej są przedstawione wartości zmiennej objaśniającej (poziomu PKB na 1 mieszkańca z 1995 r.). Na rysunkach widać wyraźnie, że rozkład punktów empirycznych układa się w linię o nachyleniu dodatnim, jednak dopasowanie to jest słabe. Można także zauważyć, iż dwa punkty, odpowiadające województwom mazowieckiemu i śląskiemu, są położone wyraźnie na prawo od innych, co świadczyłoby o zdecydowanie lepszym poziomie rozwoju tych województw w 1995 r. O ile jednak województwo mazowieckie wykazywało najwyższe tempo wzrostu w drugiej połowie lat dziewięćdziesiątych, o tyle województwo śląskie rozwijało się bardzo wolno. To nadzwyczaj wysokie tempo wzrostu dla regionu mazowieckiego połączone z wysokim początkowym poziomem PKB na 1 mieszkańca może świadczyć o tym, iż region ten dąży do innego stanu równowagi długookresowej niż pozostałe województwa w Polsce. A zatem, warto byłoby sprawdzić, jakie wyniki otrzymalibyśmy wyłączając z naszej populacji województwo mazowieckie i wykonując obliczenia na ograniczonej próbie<sup>10</sup>.

Tablica 4 przedstawia wyniki oszacowanych równań regresji, opisanych wzorem [9], dla grupy 15 województw z pominięciem województwa mazowieckiego. Jej konstrukcja jest taka sama jak tablicy 3.

Tablica 4

Wyniki estymacji równań regresji o postaci  $Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \varepsilon_i$  dla grupy 15 województw (bez województwa mazowieckiego)

$Y_i$	$X_i$	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$t_{\hat{\alpha}_0}$	$t_{\hat{\alpha}_1}$	$P >  t_{\hat{\alpha}_0} $	$P >  t_{\hat{\alpha}_1} $	$R^2$	$\beta$ -zbieżność	$\hat{\beta}$
$g_{t,z}^{p1}$	$y_{1995}$	0,05061980	-0,00000081	1,74	-0,21	0,106	0,839	0,0033	tak	x
$g_{t,z}^{p2}$	$y_{1995}$	0,04713200	-0,00000081	1,92	-0,25	0,078	0,808	0,0047	tak	x
$g_{t,z}^{pn}$	$\ln(y_{1995})$	0,07053420	-0,00343450	0,34	-0,15	0,742	0,887	0,0016	tak	0,003464

Jak widać, wyłączenie województwa mazowieckiego zmieniło całkowicie uzyskane wyniki. Otóż teraz każde z oszacowanych równań regresji potwierdza występowanie zbieżności typu  $\beta$  (parametr  $\hat{\alpha}_1$  jest we wszystkich przypadkach ujemny). Dla równań uwzględniających PKB na 1 mieszkańca w postaci zlogarytmowanej (zob. [5]) można obliczyć współczynnik  $\beta$ -zbieżności, zgodnie ze wzorem [6]. W naszym przypadku wynosi on 0,35%. Oznacza to, że zbieżność, chociaż występuje, jest w Polsce bardzo słaba. Typowe województwo prze-

<sup>10</sup> Uwzględnienie faktu, że gospodarki dążą do różnego stanu ustalonego może być także dokonane poprzez wprowadzenie do równania regresji [9] dodatkowych zmiennych objaśniających (jak np. stopy oszczędności). Nieciągłość regionalnej statystyki gospodarczej w Polsce w latach 1995-2000 (z uwagi na nowy podział administracyjny) utrudnia zastosowanie takiej metody.

bywa rocznie zaledwie 0,35% drogi dzielącej go od stanu ustalonego. Interpretując to inaczej, można powiedzieć, że województwa w Polsce zbiegają do siebie w tempie 0,35% rocznie. Należy jednak podkreślić, że zależności te nie mają zastosowania do województwa mazowieckiego, które dąży prawdopodobnie do innego stanu równowagi długookresowej, a zatem nie jest charakteryzowane przez obliczony tutaj współczynnik  $\beta$ -zbieżności. Trzeba także dodać, iż moje szacunki współczynnika  $\beta$  są oparte na bardzo małej próbie i krótkim okresie czasowym, przez co są obciążone dużym błędem (informują o tym m.in. niekorzystne wartości statystyki  $t$ -studenta dla parametru  $\hat{\alpha}_1$  oraz niskie wartości współczynnika determinacji). Dlatego też uzyskana na ograniczonej próbie 15 województw zbieżność nie powinna być traktowana jako występująca powszechnie reguła: okres analizy jest za krótki, żeby móc jednoznacznie wykluczyć przypadkowość takiego rozwoju wydarzeń.

Zbieżność w grupie 15 województw przedstawiają także rysunki 4-6. Wyraźnie teraz widać, iż mimo ujemnego nachylenia linii regresji, punkty odpowiadające poszczególnym obserwacjom są rozrzucone po całym wykresie i nie układają się w konkretną linię prostą. Jest to potwierdzeniem słabego dopasowania równania regresji i jednocześnie dużego błędu oszacowanego współczynnika  $\beta$ -zbieżności.

### $\sigma$ -zbieżność województw w Polsce

W tej części sprawdzę, czy województwa w Polsce w latach 1995-2000 wykazywały zbieżność typu  $\sigma$ , tzn. czy zróżnicowanie dochodów pomiędzy województwami malało w czasie. Za miarę zróżnicowania dochodów przyjmuję wartość odchylenia standardowego realnego PKB na 1 mieszkańca<sup>11</sup>. Podobnie jak w przypadku  $\beta$ -zbieżności, także i tutaj będę rozważać dwa warianty realnego PKB na 1 mieszkańca. Ich skróty literowe oraz sposób liczenia przedstawia tabela 5.

Żeby można było ocenić kierunek zmian zróżnicowania dochodów, warto oszacować linię trendu odchylenia standardowego realnego PKB *per capita* według prostego modelu regresji, w którym zmienną objaśniającą jest czas  $t$  (zmienna  $t$  przyjmuje wartości od  $t = 1$  dla 1995 r. do  $t = 6$  dla 2000 r.)<sup>12</sup>. Wyniki estymacji linii trendu dla zmiennych z tabeli 5 zawiera tabela 6 (jej

<sup>11</sup> Odchylenie standardowe (pierwiastek kwadratowy z wariancji) zmiennej  $x$  dla roku  $j$  obliczany jest według wzoru (oznaczenia w [10] nie korespondują z wcześniejszymi oznaczeniami):

$$S_j = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \quad [10]$$

gdzie  $x_i$  to wartość jednej ze zmiennych z tabeli 5 w  $i$ -tym województwie w roku  $j$ ,  $\bar{x}$  to średnia wartość zmiennej  $x$  w roku  $j$ , zaś  $n$  to liczba województw ( $n = 16$ ).

<sup>12</sup> Niektórzy rozpatrują także bardziej zaawansowane równania linii trendu [zob. np. Streissler, 1979].

konstrukcja jest analogiczna jak tablic 3 i 4). Jeżeli zachodziłaby zbieżność typu  $\sigma$ , wówczas parametr  $\hat{\alpha}_1$  powinien przyjmować wartości mniejsze od zera, co informowałoby o ujemnym nachyleniu linii trendu. Dodatnia wartość parametru  $\hat{\alpha}_1$  informuje, że różnicowanie dochodów rośnie w czasie, co zaprzecza występowaniu  $\sigma$ -zbieżności.

Tablica 5

Zmienne przedstawiające poziom realnego PKB *per capita* w poszczególnych latach

Zmienna	Opis zmiennej
$y_t^{R,D}$	Realny PKB <i>per capita</i> w roku $t$ w cenach stałych z 1995 r., deflowany deflatorem PKB (w zł)
$\ln(y_t^{R,D})$	Logarytm naturalny z realnego PKB <i>per capita</i> w roku $t$ w cenach stałych z 1995 r., deflowanego deflatorem PKB

Jak widać na podstawie informacji zawartych w tablicy 6, znak parametru  $\hat{\alpha}_1$  jest dla wszystkich szacowanych linii trendu dodatni, co oznacza, iż różnicowanie dochodów rosło w czasie. A zatem, województwa w Polsce w latach 1995-2000 nie potwierdzały występowania zbieżności typu  $\sigma$ . W umocnieniu tego wniosku pomocne okazały się bardzo dobre statystyki uzyskanych równań trendu. Hipotezę o nieistotności zmiennej  $t$  możemy odrzucić praktycznie przy zerowym poziomie istotności, natomiast najniższy współczynnik determinacji wynosi „tylko” 96%.

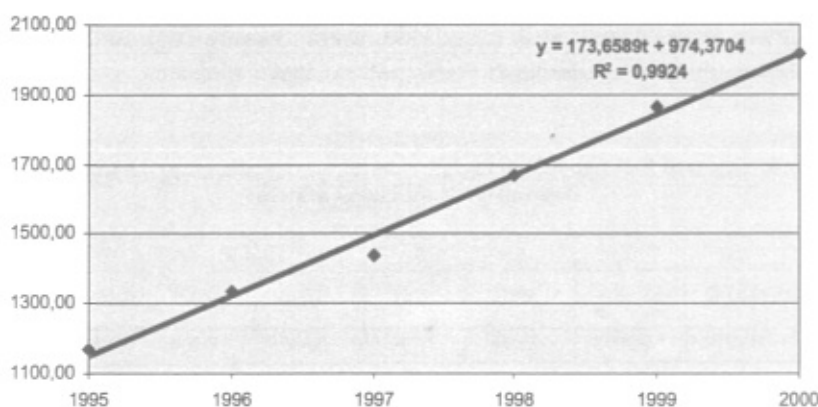
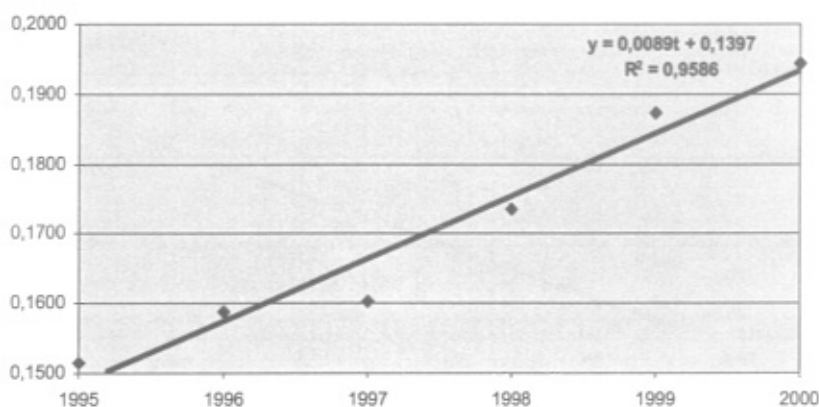
Tablica 6

Wyniki estymacji linii trendu o postaci  $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \varepsilon_t$

$Y_t$	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$t_{\hat{\alpha}_0}$	$t_{\hat{\alpha}_1}$	$P >  t_{\hat{\alpha}_0} $	$P >  t_{\hat{\alpha}_1} $	$R^2$	$\sigma$ -zbieżność
$S_{t^{e^0}}$	974,3704	173,6589	32,91	22,84	0,000	0,000	0,9924	nie
$S_{\ln(t^{e^0})}$	0,1397	0,0089	38,65	9,62	0,000	0,001	0,9586	nie

Wzrost różnicowania dochodów w Polsce jest także widoczny na rysunkach 7 i 8. Na osi pionowej znajdują się wartości odchylenia standardowego zmiennych z tablicy 5 w poszczególnych latach. Rozkład punktów empirycznych za każdym razem układa się wyraźnie w linię prostą o charakterze dodatnim. Umieszczona na wykresie linia trendu potwierdza dobre dopasowanie równań regresji do danych empirycznych.

Wyłączę teraz z badanej populacji – podobnie jak poprzednio – województwo mazowieckie, które prawdopodobnie dąży do innego stanu ustalonego niż pozostałe województwa. Zobaczę, czy dzięki ograniczeniu próby uzyskam potwierdzenie występowania  $\sigma$ -zbieżności. Wyniki estymacji linii trendu dla realnego PKB na 1 mieszkańca na ograniczonej próbie 15 województw zawierają tablica 7 oraz rysunki 9 i 10.

Rysunek 7.  $\sigma$ -zbieżność województw w Polsce (odchylenie standardowe zmiennej  $y_t^{R,D}$ )

 Rysunek 8.  $\sigma$ -zbieżność województw w Polsce (odchylenie standardowe zmiennej  $\ln(y_t^{R,D})$ )


Po wyłączeniu województwa mazowieckiego z analizowanego zbioru uzyskują nadal dodatnie wartości parametru  $\hat{\alpha}_1$  i tym samym dodatnie nachylenie linii trendu. Oznacza to, że zróżnicowanie regionalne dochodów – nawet na ograniczonej próbie 15 województw – ogólnie biorąc rośnie w czasie, co nie potwierdza występowania  $\sigma$ -zbieżności. Jest to trochę inny wynik niż w przypadku  $\beta$ -zbieżności, gdyż wtedy – po usunięciu woj. mazowieckiego z badanej populacji – otrzymałem wyniki potwierdzające istnienie zbieżności. Uzyskany dla grupy 15 województw wzrost dyspersji w dochodach na 1 mieszkańca przy jednoczesnej odwrotnej zależności między początkowym poziomem PKB *per capita* a jego tempem wzrostu w latach 1995-2000 jest jednak zgodny z teorią. Jak powiedziałem bowiem w części 1, zbieżność typu  $\beta$  jest warunkiem koniecznym występowania zbieżności typu  $\sigma$ , ale nie jest warunkiem dostatecznym. I tak się dzieje w naszym przypadku. Mimo że wśród 15 województw (z pominięciem woj. mazowieckiego) daje się zauważyć zależność, że

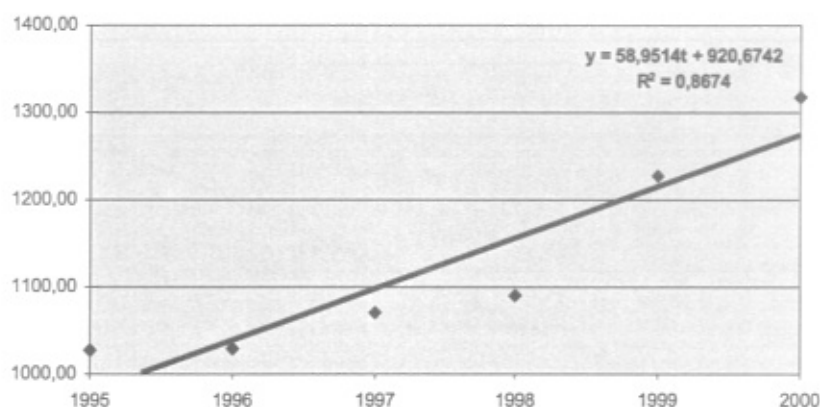
województwa słabiej rozwinięte (o niższym poziomie PKB na 1 mieszkańca) wykazują przeciętnie nieznacznie wyższy wzrost realnego PKB *per capita* niż województwa lepiej rozwinięte, to jednak zróżnicowanie regionalne dochodów nie wykazuje tendencji malejącej w rozpatrywanym okresie.

Tablica 7

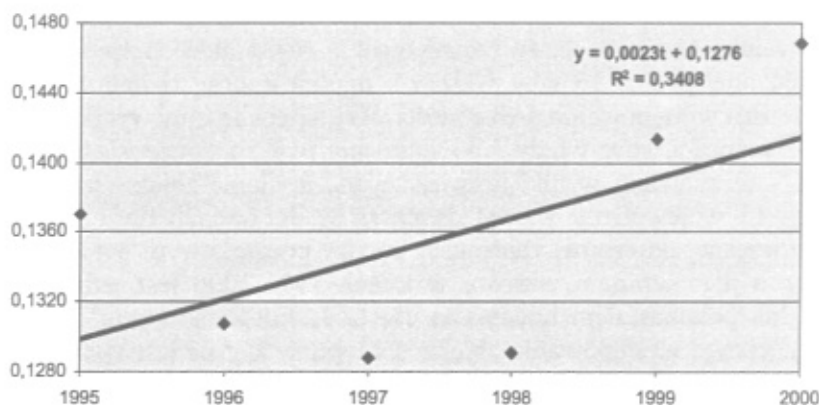
Wyniki estymacji linii trendu o postaci  $Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 t + \varepsilon_i$  dla grupy 15 województw (bez województwa mazowieckiego)

$Y_i$	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$t_{\hat{\alpha}_0}$	$t_{\hat{\alpha}_1}$	$P >  t_{\hat{\alpha}_0} $	$P >  t_{\hat{\alpha}_1} $	$R^2$	$\sigma$ -zbieżność
$S_{i,t}$	920,6742	58,9514	20,51	5,11	0,000	0,007	0,8674	nie
$S_{i,t}^{(y)}$	0,1276	0,0023	20,44	1,44	0,000	0,224	0,3408	nie

Rysunek 9.  $\sigma$ -zbieżność województw w Polsce (odchylenie standardowe zmiennej  $y_i^{R,D}$ ) – bez województwa mazowieckiego



Rysunek 10.  $\sigma$ -zbieżność województw w Polsce (odchylenie standardowe zmiennej  $\ln(y_i^{R,D})$ ) – bez województwa mazowieckiego



Uważny czytelnik po głębszej analizie rysunku 10 zauważy, że do 1998 r. zróżnicowanie dochodów *per capita* liczonych w postaci zlogarytmowanej w grupie 15 województw wykazywało tendencję malejącą. Jednak zmiana trendu w 1999 r. spowodowała, że na przestrzeni całego rozpatrywanego okresu linia trendu ma nachylenie dodatnie i  $\sigma$ -zbieżność nie występuje.

\* \* \*

W niniejszym opracowaniu przedstawione zostały wyniki badań nad zbieżnością między poszczególnymi województwami. Zbieżność można też badać w szerszym ujęciu, analizując konwergencję w grupach. W tym badaniu analiza taka została pominięta, głównie z dwóch powodów. Po pierwsze, liczba województw w Polsce jest zdaniem autora za mała, żeby móc dokonać porównania wzrostu gospodarczego w grupach (stanów USA jest 50, prefektur Japonii – 47, zaś województw w Polsce – 16). Po drugie, nawet gdyby starać się podzielić obecne województwa na szersze regiony, to uwzględniając specyfikę kraju oraz fakt, iż najlepiej, żeby podział ten opierał się na kryterium historycznym lub geograficznym, najstosowniejsze wydaje się moim zdaniem wyodrębnienie dwóch regionów: pierwszy region stanowiłyby ziemie obejmujące tereny Królestwa Polskiego sprzed pierwszej, bądź też tereny Polski sprzed drugiej wojny światowej, zaś drugi – ziemie odzyskane<sup>13</sup>. Jednak liczba tych regionów (równa 2) jest za mała, żeby poprawnie przeanalizować problem konwergencji w grupach. Dlatego też w tym opracowaniu przedstawione są jedynie wyniki badań nad zbieżnością między poszczególnymi województwami, a konwergencja w grupach została pominięta.

### Porównania z innymi badaniami

Uzyskane przeze mnie wyniki są zgodne z wynikami innych badań nad zbieżnością województw w Polsce, prowadzonych przez T. Tokarskiego i P. Gajewskiego [Tokarski, Gajewski, 2003]. Chociaż szczegółowa metoda obu badań jest inna, np. T. Tokarski i P. Gajewski analizują zbieżność w oparciu o poziom oraz tempo wzrostu wydajności pracy a nie PKB, jak również starają się określić determinanty dynamiki wydajności pracy, co można traktować jako próbę uwzględnienia faktu, że poszczególne województwa dążą do różnych stanów równowagi długookresowej, to jednak główne wnioski otrzymane przez tych autorów są podobne. Mianowicie:

1. W drugiej połowie lat dziewięćdziesiątych województwa w Polsce nie potwierdzały występowania zbieżności typu  $\beta$  oraz typu  $\sigma$  (w kategoriach absolutnych). Województwa z niższym poziomem wydajności pracy wykazywały przeciętnie niższe tempo wzrostu wydajności pracy, jak również

<sup>13</sup> Można oczywiście dokonać innego podziału, jednak trzeba pamiętać, iż kryterium takiego podziału nie powinno być oparte jedynie na chęci uzyskania zadowalających wyników.

pogłębiało się zróżnicowanie regionalne kraju pod względem poziomu wydajności pracy.

2. W kategoriach warunkowych zaobserwowane zostało występowanie zbieżności typu  $\beta$ . Na tempo wzrostu wydajności pracy w poszczególnych województwach największy wpływ miało zróżnicowanie rozwoju sieci transportowej (liczba dróg na 1 km<sup>2</sup>), podczas gdy wpływ wielkości inwestycji oraz stopnia urbanizacji województw na tempo wzrostu wydajności pracy okazał się znacznie mniejszy (na granicy istotności w przypadku wielkości inwestycji oraz całkowicie nieistotny w przypadku stopnia urbanizacji).

Nie można natomiast bezpośrednio porównywać wyników moich badań z wynikami analogicznych badań prowadzonych dla stanów USA, prefektur Japonii oraz regionów krajów Europy Zachodniej, z uwagi na długość analizowanego okresu. Analiza dla Polski obejmuje 6 lat, zaś analogiczna analiza rozwoju regionalnego Stanów Zjednoczonych może zostać przeprowadzona dla okresu od 1880 r. (ponad 100 lat). Długość okresu stanowi jedną z przyczyn tego, że wyniki dla USA, Japonii oraz krajów Europy Zachodniej dobrze bądź nawet bardzo dobrze potwierdzają występowanie zjawiska zbieżności, podczas gdy w przypadku Polski występują raczej tendencje dywergencyjne<sup>14</sup>.

### Wnioski

1. Wyróżnia się 2 typy zbieżności (konwergencji): zbieżność typu  $\beta$  oraz zbieżność typu  $\sigma$ . Warunkiem występowania  $\beta$ -zbieżności w pewnej grupie gospodarek jest ujemna zależność między początkowym poziomem PKB (dochodu) na 1 mieszkańca a tempem wzrostu PKB (dochodu) na 1 mieszkańca na przestrzeni pewnego okresu. Zbieżność typu  $\sigma$  występuje natomiast, gdy zróżnicowanie PKB (dochodu) na 1 mieszkańca maleje w czasie. Zbieżność typu  $\beta$  jest warunkiem koniecznym występowania zbieżności typu  $\sigma$ , jednak nie jest warunkiem dostatecznym.
2. Zbieżność typu  $\beta$  może być rozpatrywana w kategoriach zbieżności absolutnej lub warunkowej.  $\beta$ -zbieżność absolutna występuje, kiedy gospodarka słabiej rozwinięta zawsze będzie rozwijała się szybciej od gospodarki lepiej rozwiniętej.  $\beta$ -zbieżność warunkowa mówi natomiast, że gospodarka słabiej rozwinięta rozwija się szybciej od gospodarki lepiej rozwiniętej pod warunkiem, że obie dążą do tego samego stanu równowagi długookresowej. Innymi słowy, warunkowa zbieżność typu  $\beta$  informuje o dodatniej korelacji między tempem wzrostu PKB (dochodu) na 1 mieszkańca a odległością dzielącą gospodarkę od jej stanu ustalonego. Im odległość ta jest większa, tym większe jest tempo wzrostu gospodarczego.
3. Neoklasyczne modele wzrostu gospodarczego (model Solowa i model Ramsey) potwierdzają istnienie warunkowej zbieżności typu  $\beta$ .

<sup>14</sup> Szczegółowe wyniki badań nad zbieżnością stanów USA, prefektur Japonii oraz regionów krajów Europy Zachodniej znajdują się w: [Barro, Sala-i-Martin, 1992a]; [Barro, Sala-i-Martin, 1992b]; [Barro, Sala-i-Martin, 1995, s. 26-28, 382-401].



4. W badaniach empirycznych sprawdza się często (choć nie zawsze) występowanie tylko zbieżności absolutnej lub – co na to samo wychodzi – zbieżności warunkowej z przyjęciem (prawdopodobnie nieprawdziwego) założenia, iż poszczególne gospodarki dążą do tego samego stanu równowagi długookresowej. Uwzględnienie takiego założenia wynika z trudności w określeniu, do jakiego stanu ustalonego dąży w rzeczywistości dana gospodarka (przyjmując, że w ogóle dąży do jakiegoś punktu równowagi długookresowej).
5. Województwa w Polsce w latach 1995-2000 nie potwierdzały występowania zbieżności typu  $\beta$  oraz typu  $\sigma$  (w kategoriach absolutnych). Regiony lepiej rozwinięte w 1995 r. wykazywały przeciętnie wyższe tempo wzrostu gospodarczego w drugiej połowie lat dziewięćdziesiątych niż regiony słabiej rozwinięte. Zróżnicowanie dochodów między regionami, mierzone odchyleniem standardowym realnego PKB na 1 mieszkańca, wzrastało w latach 1995-2000. Powyższe wyniki informują o coraz głębszej polaryzacji w rozwoju poszczególnych regionów Polski.
6. Województwo mazowieckie odstaje od grupy pozostałych województw w Polsce: w 1995 r. wykazywało najwyższy poziom PKB na 1 mieszkańca i jednocześnie w latach 1995-2000 najwyższe tempo wzrostu realnego PKB *per capita*. Można zatem przypuszczać, iż dąży ono do zupełnie innego stanu ustalonego niż pozostałe regiony kraju. Gdy z badanej populacji wyłączymy województwo mazowieckie, okazuje się, iż zbieżność typu  $\beta$  występuje, aczkolwiek jest bardzo słaba. Współczynnik  $\beta$ -zbieżności w grupie 15 województw (z pominięciem woj. mazowieckiego) wynosi według naszych obliczeń 0,35%, co informowałoby o niewielkiej zbieżności wśród tych województw. Trzeba także dodać, iż mała liczebność próby oraz słabe statystyki równania regresji powodują, że nasze oszacowanie współczynnika  $\beta$  może być obciążone dużym błędem. W grupie 15 województw zbieżność typu  $\sigma$  natomiast nie występuje.
7. Uzyskane przeze mnie wyniki są zgodne z wynikami podobnych badań dla Polski, prowadzonych przez T. Tokarskiego i P. Gajewskiego w oparciu o poziomy oraz tempa wzrostu wydajności pracy w poszczególnych województwach. Natomiast – głównie z uwagi na długość analizowanego okresu – nie można bezpośrednio porównywać mojej analizy z analizami prowadzonymi dla krajów wysoko rozwiniętych, dla których porównywalne statystyki PKB są dostępne za okres kilkudziesięciu, a nawet ponad stu lat. Niemniej jednak, stany USA, prefektury Japonii oraz w mniejszym stopniu regiony państw Europy Zachodniej dość dobrze potwierdzają występowanie zjawiska zbieżności typu  $\beta$  oraz typu  $\sigma$ .

### Bibliografia

- Barro R., Sala-i-Martin X., [1992a], *Convergence*, „Journal of Political Economy”, tom 100, nr 2, s. 223-251.
- Barro R., Sala-i-Martin X., [1992b], *Regional Growth and Migration: A Japan – United States Comparison*, „Journal of the Japanese and International Economies”, tom 6, s. 312-346.

- Barro R., Sala-i-Martin X., [1995], *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York – St. Louis – San Francisco.
- Blanchard O., Fischer S., [1993], *Lectures on Macroeconomics*, The MIT Press, Cambridge – London.
- Romer D., [2000], *Makroekonomia dla zaawansowanych*, PWN, Warszawa.
- Solow R., [1956], *A Contribution to the Theory of Economic Growth*, „Quarterly Journal of Economics”, tom 70, nr 1, s. 65-94.
- Streissler E., [1979], *Growth Models as Diffusion Processes: II. Empirical Illustrations*, „Kyklos”, tom 32, nr 3, s. 571-586.
- Swan T., [1956], *Economic Growth and Capital Accumulation*, „Economic Record”, tom 32, s. 334-361.
- 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.

## ANALYSIS OF CONVERGENCE OF ECONOMIC GROWTH OF VOIVODSHIPS IN THE YEARS 1995-2000

### Summary

Neoclassical economic growth models (the Solow-Ramsey model) confirm the presence of  $\beta$  type conditional convergence effect. The  $\beta$  type convergence is the case when a less developed economy (with a lower level of GDP *per capita*) develops faster than a more advanced economy (with a higher level of GDP *per capita*). Such a convergence can also be analysed in categories of a diminishing variation in incomes between the economies over a certain period, measured by e.g. GDP standard deviation. Then a  $\Sigma$  type convergence is the case. This article presents the results of analyses conducted to find out whether voivodships in Poland showed convergence (in absolute terms) in the years 1995-2000.

The Author's empirical analysis for Poland did not confirm any presence of either  $\beta$  type or  $\Sigma$  type convergence. This means that in the second half of the 1990s more advanced voivodships were developing faster than the less developed ones, and the regional variation of incomes in Poland was increasing over that period.