Paweł Kliber
Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

KLUBY KONWERGENCJI W ROZWOJU GOSPODARCZYM REGIONÓW POLSKI

Streszczenie: W artykule zajmujemy się odpowiedzią na pytanie, czy w ścieżce rozwoju regionów Polski można zauważyć występowanie tzw. klubów konwergencji, czyli grup regionów rozwijających się podobnie. Badamy dwie hipotezy. Pierwsza z nich mówi, że istnieje różnica w rozwoju między wschodnimi a zachodnimi regionami Polski. Druga hipoteza głosi, że czynnikiem istotnym dla rozwoju jest lokalizacja dużego miasta (metropolii) na terenie regionu. W zawiązku z drugą hipotezą badamy także wpływ urbanizacji regionu na jego rozwój. Otrzymane wyniki potwierdzają obie te hipotezy, przy czym bardziej istotne dla rozwoju wydaje się istnienie metropolii.

Słowa kluczowe: kluby konwergencji, wzrost gospodarczy, estymacja nieparametryczna.

Wprowadzenie

W artykule zajmujemy się problemem istnienia tzw. klubów konwergencji w rozwoju regionalnym Polski. Od 1990 roku w całej Polsce obserwuje się nieprzerwany wzrost produkcji na osobę (choć tempo tego wzrostu jest zmienne). Jednak jak się okazuje, wzrost ten nie jest równomiernie rozłożony – niektóre rejony kraju rozwijają się szybciej, inne wolniej, a w niektórych panuje stagnacja. Zadaniem tego artykułu jest sprawdzenie, czy różnice wzrostu między regionami kraju są na tyle duże, że spowodują w przyszłości powstanie „enklaw" o zupełnie różnym poziomie rozwoju.

Przy badaniu posługujemy się teoretycznym modelem wzrostu Solowa oraz jego rozszerzeniem, uwzględniającym kapitał ludzki – modelem Mankiwa-Romera-Weila. Są to standardowe narzędzia w badaniu wzrostu gospodarczego i konwergencji. Krótkie wprowadzenie do tych modeli zawiera pierwszy punkt.

W drugim punkcie przedstawiamy dane dotyczące zróżnicowania poziomu PKB *per capita* w Polsce oraz stopy wzrostu produkcji. Starając się zidentyfikować przyczyny różnic wzrostu, zbadamy kolejno dwie hipotezy. Według pierwszej z nich istnieją różnice w procesie produkcji i rozwoju między wschodnią i zachodnią częścią kraju. Mówi się często o Polsce A i Polsce B – bogatszej zachodniej i centralnej części kraju oraz biedniejszej ścianie wschodniej. Rozważeniu tej hipotezy poświęcamy trzeci punkt.

Zgodnie z drugą hipotezą na wzrost gospodarczy istotny wpływ ma istnienie w regionie dużych ośrodków miejskich. Istnieje bogata literatura, według której metropolie nie tylko są bogatsze, ale też umożliwiają szybszy wzrost w swoim otoczeniu. Ostatnio temat ten jest dyskutowany w Polsce w związku z przygotowywaną ustawą o metropoliach. Tą hipotezą zajmujemy się w czwartym punkcie. Ostatni punkt zawiera wnioski.

1. Model wzrostu i kluby konwergencji

1.1. Model Solowa

Do analizy konwergencji krajów lub regionów standardowo stosuje się neoklasyczny model wzrostu Solowa, przedstawiony w artykule [Solow 1956]. Zaprezentujemy tu pokrótce jego zmodyfikowaną wersję, poszerzoną o postęp techniczny, tak jak przedstawiono ją w pracach [Barro i Sala-i-Martin 1998, rozdz. 1] lub [Romer 2000]. W gospodarce istnieją dwa czynniki produkcji – kapitał i praca. Zasoby obu czynników w i-tym regionie oznaczmy odpowiednio przez K_i oraz L_i. Produkcję w regionie i opisuje dwuczynnikowa, neoklasyczna funkcja produkcji F_i typu Cobba-Douglasa ze stałymi efektami skali i z postępem technicznym powiększającym zasób pracy:

$$Y_i(t) = F_i\left(K_i(t), L_i(t)\right) = K_i^{\alpha_i}(t)\left(A_i(t)L_i(t)\right)^{1-\alpha_i}. \tag{1}$$

Parametr α_i oznacza elastyczność kapitału w regionie i (odpowiednio zatem $1 - \alpha_i$ to elastyczność czynnika pracy, a więc – jeżeli rynek jest doskonale konkurencyjny i efektywny – udział wynagrodzeń pracy w całkowitym produkcie regionu).

Produkcja w każdym regionie i oraz w każdym momencie t jest dzielona między konsumpcję $C_i(t)$ i inwestycje $I_i(t)$. Zakładamy ponadto, że stopa inwestycji w każdym regionie jest stała w czasie i wynosi s_i, a zatem

$$I_i(t) = s_i\, Y_i(t) \tag{2}$$

Inwestycje przyczyniają się do wzrostu zasobu kapitału. Przy braku inwestycji kapitał ulega deprecjacji ze stałą stopą ρ. Dynamikę kapitału opisuje zatem następujące równanie różniczkowe:

$$\frac{dK_i(t)}{dt} = I_i(t) - \rho K_i(t) = s_i K_i^{\alpha_i}(t)\left(A_i(t)L_i(t)\right)^{1-\alpha_i} - \rho K_i(t) \tag{3}$$

(wyprowadzając je, skorzystaliśmy z równań (1) i (2)). Zasób pracy w regionie i rośnie natomiast ze stałą, endogeniczną stopą η_i, tj.

$$\frac{dL_i(t)}{dt} \cdot \frac{1}{L_i(t)} = \eta_i. \tag{4}$$

Przyjmujemy też, że wskaźnik postępu technicznego A rośnie ze stałą stopą g (równą dla wszystkich regionów).

Niech $\tilde{k}_i = K_i / AL_i$, $\tilde{y}_i = Y_i / AL_i$ oznaczają odpowiednio ilość kapitału i produkcję na efektywnie zatrudnionego w regionie i. Z równań (3) i (4) łatwo można wyprowadzić równanie dynamiki zmiennej k_i:

$$\frac{d\tilde{k}_i(t)}{dt} = s_i \tilde{k}_i(t)^{\alpha_i} - \left(\eta_i + \rho + g\right)\tilde{k}_i(t). \tag{5}$$

Równanie (5) ma jeden stabilny stan stacjonarny $\tilde{k}_i^*$. Bez względu na to, jaki jest początkowy zasób kapitału i pracy, ilość kapitału na efektywnie zatrudnionego dąży do długookresowego punktu równowagi $\tilde{k}_i^*$, który, jak łatwo sprawdzić, wynosi:

$$\tilde{k}_i^* = \left(\frac{s_i}{\eta_i + \rho + g}\right)^{\frac{1}{1-\alpha_i}}. \tag{6}$$

Wielkość produkcji na efektywnie zatrudnionego w punkcie równowagi długookresowej wynosi zatem

$$\tilde{y}_i^* = \left(\frac{s_i}{\eta_i + \rho + g}\right)^{\frac{\alpha_i}{1-\alpha_i}}. \tag{7}$$

W równowadze długookresowej wartości zmiennych wyrażone na jednostkę pracy efektywnej ($\tilde{k}_i^*$ i $\tilde{y}_i^*$) są stałe. Natomiast zmienne wyrażone *per capita* (tj. $k_i = K_i / L_i$ oraz $y_i = Y_i / L_i$) rosną ze stałą stopą równą stopie postępu technicznego g. Wartości K_i i Y_i rosną ze stopą $g + \eta_i$.

Z równania (5) można wyprowadzić ważny wniosek empiryczny. Wykonując aproksymację logarytmiczno-liniową równania (5) wokół stanu stacjonarnego $\tilde{k}_i^*$, rozwiązując otrzymane równanie na przedziale od t do $t + h$, a następnie wyrażając rozwiązanie za pomocą innych zmiennych, otrzymujemy[1]:

$$\Delta \ln y_i(t) = \left(e^{-\beta_i} - 1\right)\ln y_i(t) + \left(1 - e^{-\beta_i}\right)gt + \left(1 - e^{-\beta_i}\right)\frac{\alpha_i}{1-\alpha_i}\ln s_i +$$

$$-\left(1 - e^{-\beta_i}\right)\frac{\alpha_i}{1-\alpha_i}\ln\left(\eta_i + \rho + g\right) + \left(1 - e^{-\beta_i}\right)\ln A_i(0) + g, \qquad (8)$$

gdzie

$$\Delta \ln y_i(t) = \ln y_i(t + h) - \ln y_i(t) \quad \text{oraz} \quad \beta_i = (1 - \alpha_i)(\eta_i + \rho + g).$$

Równanie (8) służy do empirycznego testowania modelu oraz do wyznaczania wartości parametrów. Należy w tym celu wykonać regresję liniową o równaniu

$$\Delta \ln y_{it} = a_1 \ln y_{it} + a_2 t + a_3 \ln s_{it} + a_4 + \varepsilon_{it}, \qquad (9)$$

gdzie y_{it} to wielkość produkcji *per capita* w regionie i w chwili t. Dysponując oszacowaniami parametrów $a_1, \ldots, a_4$ i porównując je z odpowiednimi wyrażeniami w równaniu (8), można otrzymać szacunki parametrów modelu, takich jak g, α_i czy $A_i(0)$.

1.2. Konwergencja i kluby konwergencji

Gospodarka opisana równaniem (5) dąży do stabilnego stanu równowagi z zasobem kapitału na efektywnie zatrudnionego wynoszącym $\tilde{k}_i^*$ (oraz z produkcją na efektywnie zatrudnionego na poziomie $\tilde{y}_i^*$). W równowadze gospodarka rośnie ze stałą, endogeniczną stopą. Pomiędzy regionami nie ma zatem różnicy w stopach wzrostu produkcji *per capita*, a jedynie mogą istnieć różnice w poziomie produktu na osobę. Inaczej mówiąc, w równowadze gospodarki w różnych regionach rozwijają się „równolegle" do siebie – z takim samym tempem, ale na innym poziomie. Długookresowy poziom produkcji na efektywnie zatrudnionego w danym regionie zależy od tego, jakie wartości mają parametry modelu w tym regionie (stopa inwestycji s_i, elastyczność kapitału α_i, produktywność całkowita A_i oraz stopa wzrostu liczby ludności η_i).

Jeżeli regiony są na tyle podobne do siebie, że wielkości tych parametrów są wszędzie takie same, to wszystkie regiony dążą do tego samego stanu stacjonarnego. W równowadze długookresowej dokona się nie tylko wyrównanie stóp wzrostu we wszystkich regionach, ale też *poziomów* produkcji na osobę. Mówimy wówczas, że zachodzi *konwergencja bezwarunkowa* regionów. Jeżeli regiony

[1] Dla dokładniejszego opisu zob. [Barro i Sala-i-Martin 1998; Kliber 2007].

różnią się od siebie pod względem wartości parametrów, o których była mowa, to każdy region dąży do swojego własnego stanu stacjonarnego. Mówimy wówczas o *konwergencji warunkowej*. W takim wypadku w długim okresie nie zanikną nierówności pomiędzy regionami.

W.J. Baumol oraz E.N. Wolf w artykule [Baumol i Wolff 1986] przedstawili tezę, że gospodarki świata można podzielić na „kluby konwergencji". Wewnątrz każdego klubu różnice między istotnymi dla wzrostu parametrami są na tyle małe, że państwa do niego należące dążą zasadniczo do tego samego stanu stacjonarnego. Istnieją natomiast różnice między gospodarkami należącymi do różnych klubów. Oznacza to, że w długim okresie gospodarki będzie istnieć kilka możliwych poziomów produktu na osobę. Poziomy te będą odpowiadać różnym klubom konwergencji. Państwa należące do tego samego klubu będą miały identyczną produkcję na osobę – tu różnice się zupełnie wyrównają. Natomiast różne kluby będą rozwijać się równolegle do siebie. Hipoteza istnienia klubów konwergencji dała asumpt do licznych badań empirycznych. Już w 1989 roku w artykule [Dowrick i Nguyen 1989] pokazano, że państwa OECD tworzą klub konwergencji.

1.3. Kapitał ludzki

W standardowym neoklasycznym modelu wzrostu Solowa jedynym czynnikiem produkcji, który ma wpływ na wzrost produktu *per capita* jest kapitał fizyczny . W artykule [Mankiw, Romer i Weil 1992] argumentowano, że istniejące różnice w poziomie kapitału fizycznego nie są w stanie wytłumaczyć istniejących między krajami różnic w poziomach PKB. Zaproponowano tam uwzględnienie jeszcze jednego czynnika produkcji, związanego z jakością siły roboczej w danym kraju. Ten nowy czynnik nazwano *kapitałem ludzkim* (jego zasób w regionie i oznaczamy dalej symbolem H_i). Rozszerzony w ten sposób model wzrostu nazywa się, od nazwisk autorów, modelem Mankiwa-Romera-Weila (MRW).

Funkcja produkcji jest dana wzorem:

$$Y_i(t) = F_i\left(K_i(t), H_i(t), L_i(t)\right) = K_i^{\alpha_i}(t) H_i^{\gamma_i}(t)\left(A_i(t)L_i(t)\right)^{1-\alpha_i-\gamma_i}, \tag{10}$$

gdzie γ_i jest elastycznością kapitału ludzkiego w regionie i. Dynamikę kapitału ludzkiego opisuje równanie analogiczne do (3):

$$\frac{dH_i(t)}{dt} = z_i K_i^{\alpha_i}(t) H_i^{\gamma_i}(t)\left(A_i(t)L_i(t)\right)^{1-\alpha_i-\gamma_i} - \rho H_i(t), \tag{11}$$

gdzie z_i jest stopą inwestycji w kapitał ludzki w regionie i (zakłada się o niej, że jest stała w czasie). Wyrażając zmienne, podobnie jak w modelu Solowa, na jednostkę pracy efektywnej ($\widetilde{h}_i = H_i / AL_i$), otrzymujemy układ równań:

$$\frac{d\tilde{k}_i(t)}{dt} = s_i\tilde{k}_i(t)^{\alpha_i}\,\tilde{h}_i(t)^{\gamma_i} - (\eta_i + \rho + g)\tilde{k}_i(t), \tag{12}$$

$$\frac{d\tilde{h}_i(t)}{dt} = z_i\tilde{k}_i(t)^{\alpha_i}\,\tilde{h}_i(t)^{\gamma_i} - (\eta_i + \rho + g)k\tilde{h}_i(t). \tag{13}$$

Układ (12)–(13) dąży do stabilnego stanu stacjonarnego. W równowadze długookresowej kapitał fizyczny, ludzki oraz produkcja na efektywnie zatrudnionego wynoszą odpowiednio:

$$\tilde{k}_i^* = \left(\frac{s_i^{1-\gamma_i} z_i^{\gamma_i}}{\eta_i + \rho + g}\right)^{\frac{1}{1-\alpha_i-\gamma_i}}, \tag{14}$$

$$\tilde{h}_i^* = \left(\frac{s_i^{1-\alpha_i} z_i^{\alpha_i}}{\eta_i + \rho + g}\right)^{\frac{1}{1-\alpha_i-\gamma_i}}, \tag{15}$$

$$\tilde{y}_i^* = \left(\frac{s_i^{\alpha_i} z_i^{\gamma_i}}{(\eta_i + \rho + g)^{\alpha_i+\gamma_i}}\right)^{\frac{1}{1-\alpha_i-\gamma_i}}. \tag{16}$$

Podobnie jak w modelu Solowa można zastosować rozwinięcie logarytmiczno-liniowe w otoczeniu stanu stacjonarnego, aby otrzymać przybliżoną, liniową dynamikę produkcji. Odpowiednikiem równania (8) jest

$$\begin{aligned}\Delta \ln y_i(t) &= \left(e^{-\beta_i} - 1\right)\ln y_i(t) + \left(1 - e^{-\beta_i}\right)gt + \left(1 - e^{-\beta_i}\right)\frac{\alpha_i}{1-\alpha_i-\gamma_i}\ln s_i + \\ &+ \left(1 - e^{-\beta_i}\right)\frac{\gamma_i}{1-\alpha_i-\gamma_i}\ln z_i - \left(1 - e^{-\beta_i}\right)\cdot\frac{\alpha_i+\gamma_i}{1-\alpha_i-\gamma_i}\ln(\eta_i + \rho + g) + \\ &+ \left(1 - e^{-\beta_i}\right)\ln A_i(0) + g,\end{aligned} \tag{17}$$

gdzie

$$\beta_i = (1-\alpha_i-\gamma_i)(\eta_i + \rho + g).$$

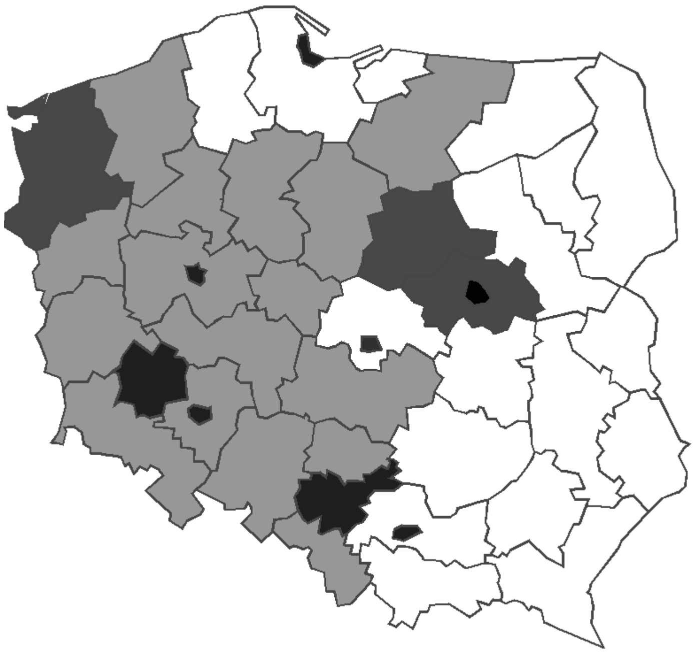
Równanie (17) może służyć do testowania modelu MRW oraz do szacowania jego parametrów. Należy w tym celu wykonać regresję

$$\Delta \ln y_{it} = a_1 \ln y_{it} + a_2 t + a_3 \ln s_{it} + a_4 \ln z_{it} + a_5 + \varepsilon_{it}. \tag{18}$$

Szczególnie ważne jest oszacowanie parametru a_1. Jeżeli zachodzi konwergencja, to wartość tego parametru powinna być ujemna. Jest to zresztą widoczne już w samej postaci równania (18). Jeżeli $a_1 < 0$, to regiony o niższym dochodzie *per capita* charakteryzują się na ogół szybszym wzrostem – doganiają regiony bogatsze.

2. Rozkład dochodów między regiony Polski

Rysunek 1 przedstawia poziom PKB na osobę w 45 podregionach Polski[2] w 2005 roku (ciemniejsza barwa oznacza wyższą wartość). W rozkładzie dochodu wyraźnie są widoczne dwie prawidłowości. Po pierwsze – PKB *per capita* jest wyższe

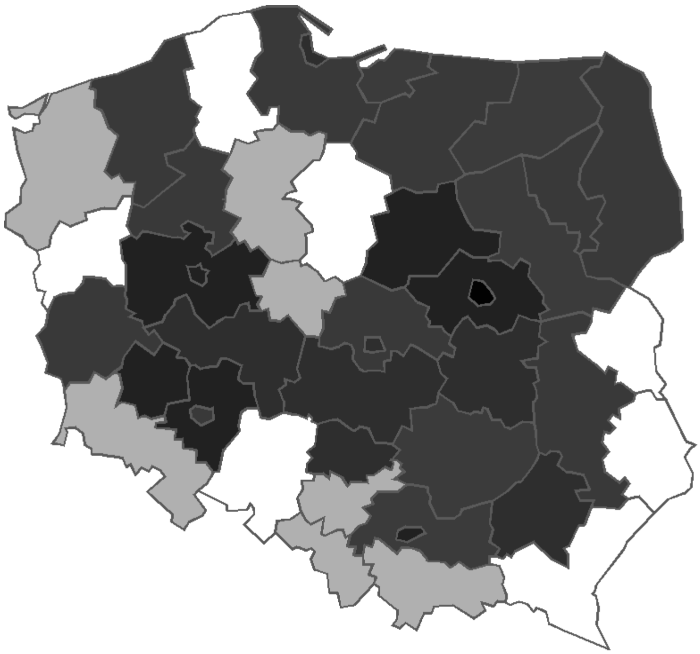


Rys. 1. PKB brutto *per capita* w podregionach Polski w 2005 roku

[2] Poziom NUTS 3 w standardzie *Nomenclature of Units for Territorial Statistics*. Każdy podregion obejmuje zazwyczaj kilka powiatów. W przypadku dużych miast (na przykład Warszawa, Kraków, Wrocław, Poznań) jednostka ta obejmuje tylko to miasto. Także Trójmiasto tworzy osobny podregion. Pojedynczy podregion powinien obejmować od 150 do 800 tys. mieszkańców. Podział został wprowadzony w życie na podstawie Rozporządzenia Rady Ministrów z dnia 17 listopada 2006 roku. Podział ten został zmieniony od 1 stycznia 2008 roku (Rozporządzenie Rady Ministrów z dnia 14 listopada 2007 roku, Dz.U. nr 214, poz. 1573), jednak dane w Banku Danych Regionalnych GUS podawane są według starego podziału.

w zachodniej części kraju. Podregiony „ściany wschodniej" (leżące na Mazurach, Podlasiu, Podkarpaciu i w województwie lubelskim) należą do najbiedniejszych w kraju. Po drugie – podregiony obejmujące wyłącznie duże miasta (wymienione w przypisie 2) należą do najbogatszych w kraju. Do grupy tej trzeba zaliczyć też podregion centralny śląski, który obejmuje konurbację katowicką.

Rysunek 2 przedstawia średnią roczną stopę wzrostu PKB brutto na osobę w latach 1995–2005. Jak widać, rozkład regionalny tej wielkości nie jest taki prosty jak w przypadku poziomu PKB *per capita*. Nie widać tu wyraźnej różnicy między Polską wschodnią a zachodnią. Wzrost w pewnych podregionach wschodnich bywa wyższy niż na zachodzie kraju. Nadal jednak widać, że w podregionach dużych miast wzrost PKB *per capita* był z reguły wyższy niż w pozostałych częściach kraju.



Rys. 2. Średnia roczna stopa wzrostu PKB *per capita* w latach 1995–2005

3. Polska wschodnia i zachodnia a wzrost

Przeprowadzone wcześniej badania [Kliber 2007; Kliber i Malaga 2007] sugerują, że w równowadze długookresowej będą istniały znacznie różnice w poziomie PKB *per capita* między województwami wschodniej a zachodniej części Polski. W szczególności poziom PKB znacznie wyższy od średniego w Polsce będzie w równowadze w województwach dolno- i górnośląskim, lubuskim i zachodniopomorskim. Z kolej „ściana wschodnia" będzie się charakteryzować znacznie niższym od średniego w Polsce poziomem dochodu na mieszkańca[3].

Postanowiliśmy zbadać, czy można uznać, że wschodnia i zachodnia część Polski tworzą osobne kluby konwergencji. W tym celu wykonamy najpierw regresję liniową, taką jak w równaniu (18). Do estymacji wykorzystaliśmy dane z Bazy Danych Regionalnych GUS na temat podregionów. Na ich podstawie obliczyliśmy stopy wzrostu w dwóch pięcioletnich okresach: 1995–2000 oraz 2000–2005 – były to wartości zmiennej objaśnianej $\Delta \ln y_{it}$ w modelu. Zastosowanie pięcioletnich (a nie na przykład rocznych) stóp wzrostu ma na celu eliminację cyklu koniunkturalnego – jest to standardowe podejście przy empirycznych badaniach z teorii wzrostu. Stopę inwestycji w kapitał ludzki, s_{it}, obliczono jako stosunek łącznych inwestycji (prywatnych i publicznych) w danym podregionie do PKB tego podregionu. Znacznie trudniej znaleźć statystyczny odpowiednik stopy inwestycji w kapitał ludzki, z_{it}. W literaturze przyjmuje się zazwyczaj, że kapitał ludzki jest związany z edukacją. W artykule [Barro i Sala-i-Martin 1998] do jego mierzenia posłużono się średnią liczbą lat edukacji szkolnej. My zastosowaliśmy do pomiaru frakcję liczby osób z wykształceniem co najmniej średnim (wykorzystaliśmy tu dane ze Spisu Powszechnego z roku 2002). Do szacunków wykorzystaliśmy 90 obserwacji (45 podregionów w dwóch pięcioletnich okresach).

Aby wykryć występowanie klubów konwergencji, uzupełniliśmy równanie regresji o jeszcze jedną zmienną `club`, przyjmującą wartość 1 dla podregionów z zachodniej części Polski (tj. leżących w województwach dolno- lub górnośląskim, opolskim, lubuskim, zachodniopomorskim i wielkopolskim) oraz wartość 0 dla pozostałych województw. Szacowano zatem następującą regresję:

$$\begin{aligned} \texttt{growth} = \texttt{c} + a_1\ \texttt{club} + a_2\ \texttt{initgdp} + \\ + a_3\ \texttt{inv} + a_4\ \texttt{humcap} + a_5\ \texttt{year}, \end{aligned} \tag{19}$$

gdzie `growth` oznacza $\Delta \ln y_{it}$, `initgdp` to $\ln y_{it}$, `inv` to $\ln s_{it}$, `humcap` to $\ln z_{it}$, a `year` to t. Wyniki regresji (szacunki parametrów oraz p-wartości) przedstawiamy poniżej

zmienna	współczynnik	p_i
C	0,538476	0,3834
club	-0,006779	0,6899
initgdp	-0,004789	0,9242
inv	**0,023564**	**0,0264**
humcap	**0,219557**	**0,0270**
year	-0,012133	0,3437

[3] Zobacz [Malaga i Kliber 2007]. Wyniki te otrzymano za pomocą kalibracji modelu, a więc metodami nieekonometrycznymi.

Jak widać, tylko dwie zmienne były statystycznie istotne – inwestycje w kapitał fizyczny i ludzki. W szczególności nieistotna okazała się zmienna `club`, co należy interpretować w ten sposób, że wskazywane przez nią województwa nie tworzą klubu konwergencji.

Regresja (19) ma sens tylko wtedy, gdy procesy produkcji można dobrze przybliżać funkcją Cobba-Douglasa (10). Tylko wówczas związek między stopą wzrostu PKB *per capita* a zmiennymi objaśniającymi w równaniu (19) jest liniowy. W artykule [Maasoumi, Racine i Stengos 2007] argumentowano, że dane statystyce dotyczące wzrostu różnych krajach świata każą odrzucić to przypuszczenie. W celu sprawdzenia, jak sytuacja przedstawia się w naszym przypadku, wykonaliśmy nieparametryczny test specyfikacji modelu[4]. Otrzymaliśmy statystykę testową J = 0,6993469, co oznacza, że już na poziomie istotności 0,01 należy odrzucić hipotezę o poprawnej specyfikacji modelu (19).

Ponieważ wyniki testu wskazują na to, że związek między zmiennymi nie jest liniowy, powtórzyliśmy regresję metodami nieparametrycznymi. W regresji nieparametrycznej nie przyjmuje się z góry żadnej postaci funkcyjnej dla zależności między zmienną objaśnianą Y a zmiennymi objaśniającymi X. Zakłada się, że zależność jest postaci $Y = m(X) + \varepsilon$, gdzie to pewna funkcja, a ε to zakłócenia losowe. Funkcję m interpretuje się jako warunkową wartość oczekiwaną: $m(x) = \mathrm{E}[Y \mid X = x]$. Szacuje się ją, dokonując estymacji łącznego rozkładu zmiennych (Y, X), a następnie wyznaczając rozkład warunkowy $Y \mid X = x$ i obliczając wartość oczekiwaną. Ostatecznie funkcję m wyznacza się za pomocą wzoru[5]:

$$m(x) = \sum_{i=1}^{n} Y_i w_i\,, \tag{20}$$

gdzie Y_i to i-ta obserwacja zmiennej Y (podobnie dalej X_i to obserwacje zmiennych X), a

$$w_i = \frac{K\left(\dfrac{X_i - x}{h}\right)}{\sum_{j=1}^{n} K\left(\dfrac{X_i - x}{h}\right)}, \tag{21}$$

[4] Konstrukcja tego testu jest raczej złożona. Test polega na sprawdzeniu, czy $\mathrm{E}[e \mid X = x] = 0$ dla prawie wszystkich x, gdzie e to błędy szacowanego modelu, a X to zmienne objaśniające w modelu. Jeśli jest to spełnione, to zmienne objaśniające nie niosą żadnej dodatkowej informacji do prognozowania zmiennej objaśnianej, poza tą, którą wykorzystano w modelu. W teście zastępuje się to równanie jego empirycznym odpowiednikiem, otrzymanym za pomocą nieparametrycznej estymacji warunkowej wartości oczekiwanej. Szczegóły można znaleźć w [Li i Racine 2007], pkt 12.1.1.

[5] Zobacz [Li i Racine 2007, 2.1; Domański i Pruska 2000]. Faktycznie, zastosowana procedura estymacji jest trochę bardziej skomplikowana, ponieważ w regresji występuje zmienna przyjmująca tylko wartości całkowite (`year`) i zmienna określająca kategorię (`club`). Do tych rodzajów zmiennych stosuje się inne typy jąder. Do obliczeń użyliśmy pakietu *np* – [Hayfield i Racine 2008].

przy czym

$$K\left(\frac{X_i - x}{h}\right) = k\left(\frac{X_{1i} - x_1}{h_1}\right)k\left(\frac{X_{2i} - x_2}{h_2}\right)\cdots k\left(\frac{X_{Ki} - x_K}{h_L}\right). \tag{22}$$

Funkcja k to *jądro* regresji – w naszym wypadku jest to funkcja gęstości standardowego rozkładu normalnego[6]. Liczby $h_1, \ldots, h_L$ to współczynniki wygładzania przy poszczególnych zmiennych. Dobiera się je w taki sposób, aby uzyskać jak najlepszą regresję. W naszym wypadku dobieraliśmy współczynniki h tak, aby zmaksymalizować uogólnione kryterium informacyjne Akaikego [Hurvich, Simonoff i Tsai 1998]. Taka metoda pozwala na automatyczny dobór zmiennych do modelu. Jeżeli zmienna l jest nieistotna, to optymalna wartość odpowiedniego współczynnika h_l jest tak duża, że zmienna ta nie ma praktycznie wpływu na funkcję m.

Po wykonaniu regresji nieparametrycznej przeprowadziliśmy test istotności zmiennych objaśniających występujących w modelu (test jest nieparametryczny, a jego podstawą są optymalne wartości współczynników m). Oto wyniki testu:

zmienna	p_i
`club`	**`2e-16`**
`initgdp`	`0,6942`
`inv`	`0,9424`
`humcap`	`0,8797`
`year`	**`0,0275`**

Jak widać, jedynymi zmiennymi istotnymi były `club` i `year`. Oznacza to w szczególności, że położenie podregionu na wschodzie lub zachodzie kraju jest statystycznie istotny dla wzrostu w podregionie. Oznaczałoby to, że zachodnie województwa tworzą osobny klub konwergencji.

4. Rola dużych miast we wzroście regionalnym w Polsce

Postanowiliśmy przetestować jeszcze jedną hipotezę dotyczącą źródeł wzrostu w Polsce. W literaturze ekonomicznej jest obecnie dość powszechnie przyjmowane założenie o ważnej roli dużych miast (metropolii) w procesie wzrostu gospodarczego. Duże miasta mają, zgodnie z tymi teoriami, napędzać rozwój gospodarczy w kraju lub regionie dzięki „wysysaniu" kapitału ludzkiego. Miasta przyciągają ludzi lepiej wykształconych i bardziej kreatywnych, co prowadzi do powstania

[6] Może to być dowolna funkcja, spełniająca określone warunki [Li i Racine 2007, s. 9], jednak przyjęte przez nas jądro jest najczęściej stosowane w praktyce.

środowiska sprzyjającego innowacji, a to z kolei pozwala na łatwiejszą adaptację nowych rozwiązań i szybszy wzrost. Opis tak rozumianej roli metropolii w rozwoju gospodarczym można znaleźć na przykład w pozycji [Jałowiecki 2005].

Z drugiej jednak strony rola dużych miast jest też często podważana. Krytycy wskazują, że sukces gospodarczy osiągnęły też państwa pozbawione dużych miast – jak Irlandia, Finlandia czy Nowa Zelandia. Wiadomo też, że w rankingach poziomu życia przodują nie metropolie, ale miasta średniej wielkości, które mogą zapewnić swoim mieszkańcom lepszą jakość usług komunalnych. Obszerny przegląd argumentów za i przeciwko dużym miastom można znaleźć w pracy [Kowalewski 2005].

Patrząc na rysunek 1, nie ma wątpliwości, że produkcja jest znacznie większa w dużych miastach. Rysunek 2 wydaje się potwierdzać, że duże miasta charakteryzują się na ogół wyższą stopą wzrostu. Jednak spróbowaliśmy zbadać coś jeszcze – postanowiliśmy stwierdzić, czy duże miasta mają siłę oddziaływania na otoczenie. Czy istnienia w danym rejonie dużego miasta powoduje przyśpieszenie wzrostu, czy też może miasto raczej „wysysa" kapitał ludzki i fizyczny z otoczenia, powodując spowolnienie wzrostu.

W badaniu posłużyliśmy się podobnymi metodami do metod w poprzednim punkcie. Podobnie jak poprzednio użyliśmy danych dotyczącymi wzrostu w podregionach w dwóch pięcioletnich okresach: 1995–2000 oraz 2000–2005. Podregiony podzieliliśmy na dwie grupy – znajdujące się w otoczeniu dużych miast oraz pozostałe. Jako kryterium podziału posłużyło to, czy podregion leży w województwie, w którym znajduje się miasto liczące ponad 400 tys. mieszkańców. W Polsce jest siedem takich miast i są to: Warszawa, Łódź, Kraków, Wrocław, Poznań, Gdańsk, Szczecin. Dodatkowo do grupy województw z dużymi miastami dołączyliśmy też województwo śląskie, gdzie co prawda nie ma miasta o wymaganej wielkości, ale znajduje się aglomeracja śląska. Ostatecznie zatem w jednej grupie znalazły się podregiony położone w województwach mazowieckim, łódzkim, podkarpackim, dolnośląskim, wielkopolskim, pomorskim, zachodniopomorskim i śląskim, a w drugiej grupie – wszystkie pozostałe.

Poniżej przedstawiano wyniki regresji liniowej dla równania postaci (19), przy czym teraz zmienna `club` przyjmuje wartości równe 1 dla podregionów, w których są duże miasta, a 0 dla wszystkich pozostałych. Jak widać, istotne (przy poziomie istotności 5%) są dwie zmienne – kapitał ludzki oraz zmienna `club`.

zmienna	współczynnik	p_i
C	0,798814	0,1822
club	**0,043398**	**0,0485**
initgdp	-0,036627	0,4584
inv	0,007412	0,5626
humcap	**0,211774**	**0,0281**
year	-0,011033	0,3760

Jakość regresji nie jest zbyt wysoka – współczynnik R^2 wynosi 0,2144, co sugeruje, że prawdziwy związek między zmienną zależną a zmiennymi niezależnymi może być nieliniowy. Wykonując test specyfikacji modelu otrzymaliśmy statystykę testową J=1,774749, co każe odrzucić hipotezę o zależności liniowej już przy poziomie istotności 0,1%. Istotność zmiennych należy zatem sprawdzać metodami nieparametrycznymi, które nie zakładają konkretnej postaci zależności funkcyjnej między zmiennymi. Wyniki nieparametrycznego testu istotności zmiennych przedstawiono poniżej

zmienna	p_i
club	**2e-16**
initgdp	0,052632
inv	0,130326
humcap	**0,032581**
year	**2e-16**

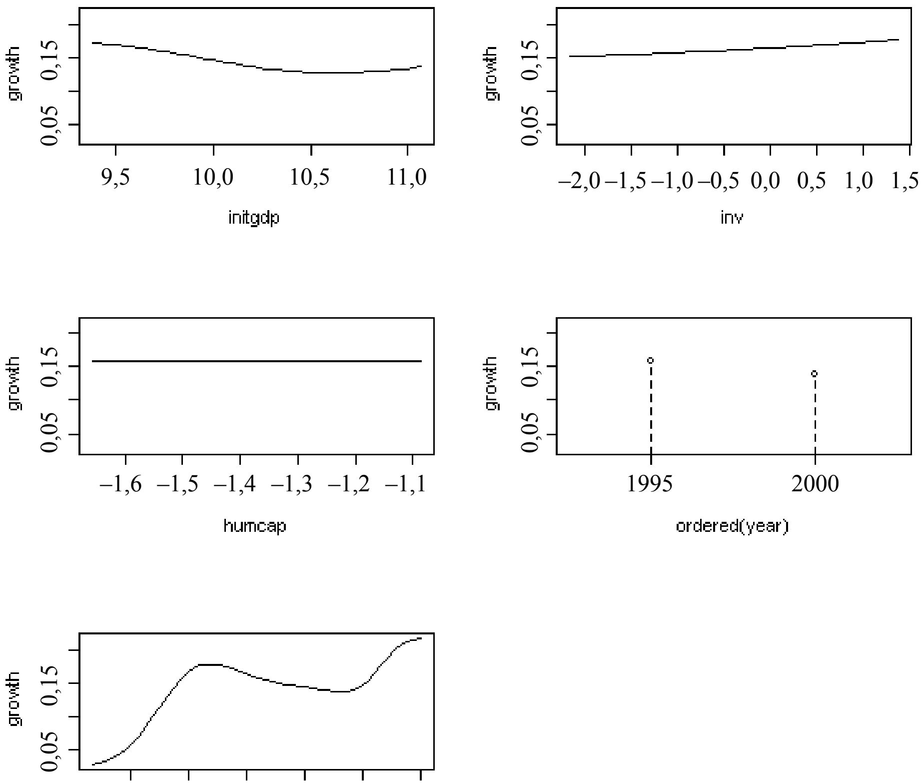
Istotne (przy poziomie istotności 5%) okazały się trzy zmienne: `club`, kapitał ludzki (`humcap`) oraz rok (`year`). Jeżeli przyjmiemy poziom istotności 10%, to istotna będzie także zmienna przedstawiająca początkowy poziom PKB *per capita* (`initgdp`).

Ilościowy wpływ zmiennej `club` na stopę wzrostu zależy od wartości pozostałych zmiennych. Wybór dowolnej (niekoniecznie liniowej) postaci zależności sprawia, że wpływ ten trudno wyrazić jedną wartością. Jak wynika z estymacji – dla wszystkich pozostałych zmiennych na poziomie równym swoim medianom, istnienie w województwie dużego miasta zwiększa pięcioletnią stopę wzrostu o ponad 5% (tj. o średnio 0,98% rocznie).

Aby potwierdzić rolę miast w procesie wzrostu, przeprowadziliśmy jeszcze jedną analizę. Wykonaliśmy regresję stopy wzrostu, we wszystkich podregionach względem podanych wcześniej zmiennych (oprócz zmiennej `club`) oraz zmiennej `urban` oznaczającej urbanizację podregionu. Ponieważ zależności okazały się nieliniowe, więc wykonaliśmy regresję nieparametryczną. Poniżej przedstawiono wyniki testów istotności.

zmienna	p_i
initgdp	**0,047619**
inv	0,100251
humcap	0,082707
year	**0,012531**
urban	**0,020050**

Przy poziomie istotności 5% istotne okazują się zmienne `initgdp` (początkowe PKB *per capita*), `year` (rok początkowy) i `urban` (stopień urbanizacji). Przy poziomie istotności 10% istotna jest też zmienna `humcap` (poziom kapitału ludzkiego), a przy poziomie odrobinę większym – także ostatnia zmienna `inv` (stopa inwestycji). Rysunek 3 przedstawia wpływ zmiennych na pięcioletnią stopę wzrostu. Należy zwrócić uwagę, że aby w pełni opisać te zależności, należałoby zrobić wykres w przestrzeni sześciowymiarowej (zmienna zależna i pięć zmiennych niezależnych). Linie przedstawione na rysunku 3 to jedynie dwuwymiarowe przekroje tego wykresu i przedstawiają tylko pewne ogólne tendencje [Hayfield i Racine 2008]. Rysunek pokazuje, że urbanizacja ma dość znaczny wpływ na wzrost PKB *per capita*. Wpływ ten jest dość silny dla rejonów mało zurbanizowanych (lewy koniec wykresu). Dla podregionów o średniej stopie urbanizacji wzrost tej zmiennej nie powiększa stopy wzrostu produkcji, a nawet ją obniża (co jest dość trudne w interpretacji). Pozytywny wpływ staje się znowu zauważalny w rejonach o dużej urbanizacji (prawy koniec wykresu).



Rysunek 3. Wpływ zmiennych niezależnych na pięcioletnią stopę wzrostu PKB *per capita*

Wnioski

W artykule badaliśmy dwie hipotezy mające wyjaśnić nierówności wzrostu regionów w Polsce. Pierwsza z nich dotyczyła różnicy między Polską zachodnią, a „ścianą wschodnią", a druga – pozytywnej roli metropolii. Badania statystyczne pokazały istotność obu tych hipotez. Zarówno województwa „zachodnie", jak i te z dużymi miastami tworzą kluby konwergencji. Powstaje pytanie, która z tych cech (położenie geograficzne czy istnienie metropolii) jest ważniejsza.

Próbując rozstrzygnąć to pytanie, przeprowadziliśmy jeszcze jedną regresję, podobną do (19), tylko uwzględniającą **dwie** zmienne zero-jedynkowe typu `club` – jedna z nich oznaczała przynależność do grupy województw zachodnich, a druga – do grupy województw z dużymi miastami. Stosując regresję liniową, tylko druga z tych zmiennych okazała się statystycznie istotna. Natomiast przy regresji nieparametrycznej (podobnie jak w poprzednich punktach testy pokazały, że liniowa specyfikacja modelu jest niepoprawna) istotne okazały się obie zmienne, przy czym zmienna związana z metropoliami miała o rząd wielkość niższą od wartości statystyki p (0,0075188) w porównaniu ze zmienną związaną z położeniem geograficznym (p = 0,0200501). Sugeruje to, że bardziej istotne dla wzrostu są duże miasta niż położenie we wschodniej lub zachodniej części Polski.

Wydaje się zatem, że wyniki uzyskane w artykule można streścić następująco. Dane o rozwoju regionalnym wskazują, że istnieją zasadnicze różnice między województwami położonymi na zachodzie Polski a jej pozostałą częścią, a także między województwami, w obrębie których znajdują się duże miasta a województwami takich miast pozbawionych. Zarówno województwa „zachodnie", jak i województwa z metropoliami tworzą kluby konwergencji. Jeżeli jednak zmierzyć siłę obu tych klubów, to wydaje się (choć wniosek ten nie ma bardzo silnego potwierdzenia), że bardziej istotne jest istnienie w województwie metropolii. Wniosek ten wspiera dodatkowo fakt, że badania pokazały silny pozytywny związek między urbanizacją podregionu a tempem wzrostu.

Bibliografia

Barro, R.J., Sala-i-Martin, X., 1998, *Economic Growth*, MIT Press.

Baumol, W.J., Wolff, E.N., 1986, *Productivity growth, convergence, and welfare*: *What the long-run data show*, American Economic Review 76, s. 1072–1085.

Di Liberto, A., Mura, R., Pigliaru, F., 2003, *A panel technique for the analysis of technology convergence: The case of the Italian regions*, working paper.

Domański, C., Pruska K., 2000, *Nieklasyczne metody statystyczne*, PWE, Warszawa.

Dowrick, S., Nguyen, D.T., 1989, *OECD comparative economic growth 1950–85*: *Catch--up and convergence*, American Economic Review 79, s. 1010–1030.
Hayfield, T., Racine, J.S., 2008, *np: Nonparametric kernel smoothing methods for mixed datatypes. R package version* 0.14–2.
Hurvich, C.M., Simonoff, J.S., Tsai, C.L., 1998, *Smoothing parameter selection in nonparametric regression using an improved Akaike information criteria*, Journal of Royal Statistical Society, Series B, vol. 60, s. 271–293.
Kliber, P., 2007, *Ekonometryczna analiza konwergencji regionów Polski metodami panelowymi*, Studia Regionalne i Lokalne nr 1, s. 74–87.
Kliber, P., Malaga, K., 2007, *Konwergencja i nierówności regionalne w Polsce w świetle neoklasycznych modeli wzrostu*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznaniu.
Kowalewski, A., 2005, *Przez metropolie do dobrobytu?* Studia Regionalne i Lokalne nr 1, s. 15–34.
Jałowiecki, B., 2005, *Polskie miasta w procesie metropolizacji*, Studia Regionalne i Lokalne nr 1, s. 5–14.
Próchniak, M., 2004, *Analiza zbieżności wzrostu gospodarczego województw w latach 1995–2000*, Gospodarka Narodowa, marzec.
Li, Q., Racine, J.S., 2007, *Nonparametric Econometrics*, Princeton University Press.
Maasoumi, E., Racine, J.S., Stengos, T., 2007, *Growth and convergence*: *A profile of distribution dynamics and mobility*, Journal of Econometrics vol 136, s. 547–567.
Mankiw, N.G., Romer, D., Weil, D.N., 1992, *A contribution to the empirics of economic growth*, Quarterly Journal of Economics vol. 107, s. 407–437.
Romer, D., 2000, *Makroekonomia dla zaawansowanych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
Solow, R.M., 1956, *A contribution to the theory of economic growth*, Quarterly Journal of Economics vol. 70, s. 65–94.

CONVERGENCE CLUBS IN THE ECONOMIC GROWTH OF POLAND'S REGIONS

Summary: In the paper we consider the question if one can notice convergence clubs (i.e. groups of regions such that all the regions in a group exhibit a similar pattern of growth) in the regional growth in Poland. We consider two hypotheses. The first one states that there is a significant difference in the growth pattern between the western and eastern part of Poland. The second one states that the presence of big cities (metropolises) in the region is a significant factor for growth. We also check the influence of urbanization of the regions on their growth. The results support both hypotheses, but the existence of metropolises seems more crucial to growth.