

MIKOŁAJ HERBST*
PIOTR WÓJCIK**

Wzrost gospodarczy i dywergencja poziomów dochodu w polskich podregionach – niektóre determinanty i efekty przestrzenne

Wstęp

Podstawowym celem autorów niniejszego artykułu jest weryfikacja występowania konwergencji beta poziomów PKB *per capita* w polskich podregionach w latach 1995–2006. W ramach badania będą także osiągnane cele szczegółowe, polegające na weryfikacji wielu hipotez. Zbadane będą m.in. następujące kwestie:

- 1) czy procesy konwergencji bądź dywergencji przebiegają odmiennie w różnych fazach cyklu koniunkturalnego, wyróżnionych w analizowanym okresie;
- 2) czy obserwowane są efekty przestrzenne poziomu i tempa wzrostu gospodarczego podregionów;
- 3) czy poziom i zmiana zasobów kapitału ludzkiego wywiera istotny wpływ na wzrost gospodarczy i wyrównywanie PKB *per capita* w podregionach;
- 4) czy występowanie miast metropolitalnych ma istotny wpływ na wzrost PKB w podregionach.

Sala-i-Martin [1990] jako pierwszy użył terminów sigma i beta w odniesieniu do konwergencji dochodowej. Konwergencja sigma opisuje malejące zróżnicowanie dochodu na mieszkańca (lub zatrudnionego) między analizowanymi jednostkami terytorialnymi (krajami lub regionami). Ma ona miejsce, jeśli z upływem czasu mniej rozwinięte obszary doganiają pod względem poziomu dochodu obszary bogatsze. Z kolei konwergencja beta odwołuje się do negatywnej zależności między przeciętnym tempem wzrostu a początkowym poziomem dochodu.

* Dr Mikołaj Herbst – Centrum Europejskich Studiów Regionalnych i Lokalnych (EUROREG), Uniwersytet Warszawski; e-mail: mherbst@uw.edu.pl

** Dr Piotr Wójcik – Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warszawski; e-mail: pwoj-cik@wne.uw.edu.pl

Idea konwergencji beta wywodzi się z neoklasycznych modeli wzrostu zakładających malejącą krańcową produktywność kapitału [Solow 1956]. Występowanie konwergencji beta między krajami było weryfikowane w licznych badaniach empirycznych, włączając wczesne prace Mankiwa, Romera i Weila [1992] oraz Barro i Sala-i-Martina [1992].

Poza rozróżnieniem konwergencji typu sigma i beta ekonomiści odwołują się do konwergencji bezwarunkowej i warunkowej. Konwergencja bezwarunkowa oznacza, że różnice w PKB *per capita* zmniejszają się niezależnie od innych charakterystyk analizowanych gospodarek. Kraje lub regiony biedniejsze rozwijają się z reguły szybciej niż kraje lub regiony bogate, niezależnie od ich charakterystyk strukturalnych. Z kolei konwergencja warunkowa ma miejsce, gdy negatywna zależność między przeciętnym tempem wzrostu a początkowym poziomem dochodu zachodzi tylko w grupach gospodarek podobnych do siebie pod względem innych cech, takich jak infrastruktura instytucjonalna czy zasób kapitału ludzkiego. Jeszcze inny wzorzec konwergencji występuje między krajami (lub regionami) podobnymi nie tylko pod względem charakterystyk strukturalnych, ale także w odniesieniu do początkowego poziomu dochodu. Ten rodzaj konwergencji nazywany jest „konwergencją klubów”, a jego występowanie prowadzi do polaryzacji dochodu między różnymi grupami gospodarek.

Przekonanie, że różnice w zasobach kapitału ludzkiego albo jego zmianach w czasie wpływają na tempo wzrostu gospodarczego i prawdopodobieństwo wystąpienia tendencji do wyrównywania dochodów, znajduje teoretyczne podstawy w modelach wzrostu endogenicznego [Romer 1986; Lucas 1988], wcześniejszej pracy Nelsona i Phelps'a [1966]. Modele wzrostu endogenicznego zakładają rosnące efekty skali, które są wynikiem akumulacji kapitału ludzkiego i wiedzy. Dlatego tempo wzrostu jest bezpośrednio zależne od wyposażenia gospodarki w kapitał ludzki. W podejściu Nelsona i Phelps'a gospodarki lepiej wyposażone w kapitał ludzki rozwijają się szybciej, ponieważ mają większe zdolności do wprowadzania innowacji technologicznych.

Koncepcja przestrzennej korelacji w kontekście regionalnego wzrostu gospodarczego, analizowanego w tym artykule, jest również zakorzeniona w teorii ekonomicznej i naukach regionalnych. Zwykle wskazuje się na występowanie dwóch rodzajów efektów przestrzennych. Efekt rozprzestrzeniania (*spill-over*) pojawia się, gdy wysokie (lub niskie) tempa wzrostu są przestrzennie skoncentrowane, tzn. regiony z większym prawdopodobieństwem rozwijają się szybciej, jeśli ich sąsiedzi rozwijają się szybciej, przy pozostałych charakterystykach na tym samym poziomie. W takim przypadku spodziewana jest dodatnia przestrzenna autokorelacja dochodu. Mechanizm ten jest w zgodzie z koncepcją ekonomii neoklasycznej (z jej główną ideą kapitału migrującego z obszarów wysoko rozwiniętych w poszukiwaniu wyższych stop zwrotu), jak również z teorią miejsca centralnego, mającą swoje źródła w pracach Perroux [1955] i Hirschmana [1958]. Z drugiej strony, efekt wymywania (*backwashing*) jest obserwowany, jeśli region wiodący drenuje zasoby z obszarów sąsiadujących, czego

skutkiem jest negatywna autokorelacja wzrostu: regiony są w gorszym położeniu, jeśli są położone blisko regionu-lidera. Jeśli chodzi o podstawy teoretyczne, efekt wymywania zdaje się być powiązany z koncepcją kumulatywnej przyczynowości Myrdala oraz modelem regionalnego zróżnicowania zaproponowanym przez Krugmana [1991]. W literaturze empirycznej dla Polski do efektu wymywania nawiązywał Gorzelak [2001], opisując relacje Warszawy i obszarów sąsiadujących.

Klasyczne prace Perroux [1955], Hirschmana [1958] i Friedmanna [1966], jak i późniejsza praca Castellsa [1996] dostarczają podstaw do dyskusji o istotności roli miasta centralnego dla potencjału rozwojowego regionu. Z jednej strony istnieje pogląd, że gospodarka światowa jest napędzana przez duże miasta i jedynie duże metropolie mogą pociągnąć za sobą rozwój gospodarczy całego otaczającego je regionu. Z drugiej jednak strony są dowody, że metropolie globalne są bardziej zaangażowane w gospodarcze interakcje z innymi metropoliami niż ze swym regionalnym otoczeniem oraz że powiązania między trzonem i peryferiami stopniowo słabną.

Literatura empiryczna dotycząca konwergencji ekonomicznej między krajami i regionami oraz roli kapitału ludzkiego w tym procesie jest obszerna, a wnioski różnią się w zależności od badanego okresu i zakresu terytorialnego analizy.

Ogólnie biorąc, im późniejsze dane są analizowane, tym rzadziej jest obserwowana konwergencja na poziomie regionalnym. Publikacje dotyczące lat 60. i 70. XX w., zarówno obejmujące regiony w ramach jednego kraju, jak i porównania międzynarodowe, dowodziły zwykle, że mniej rozwinięte regiony rozwijają się szybciej niż bogatsze [Persson, Malmberg 1996; Barro 1999; Di Liberto; Symons 2001]. Wnioski płynące z analiz dla lat 1980. są mniej jednoznaczne, choć większość badaczy nie stwierdza występowania między analizowanymi regionami ani konwergencji sigma, ani beta w tym okresie [Giannetti 2002; Heidenreich 2008; Petrakos, Artelaris 2009]. Konwergencja beta jest jednak często obserwowana w analizach na poziomie krajowym, co sugeruje, że różnice w dochodzie między wiodącymi regionami różnych krajów zmniejszają się, podczas gdy dystans między regionami zapóźnionymi a liderami pogłębia się.

Wnioski z badań empirycznych dotyczących roli kapitału ludzkiego we wzroście gospodarczym również zależą od badanego terytorium i okresu analizy. Na przykład w badaniu dotyczącym Włoch Di Liberto i Symons [2001] podkreślali wpływ ekspansji wykształcenia podstawowego na wzrost regionów południowych w latach 60. Perreira i Aubyn [2009], szukając źródeł wzrostu gospodarki portugalskiej w latach 1960–2001, stwierdzili pozytywny efekt wykształcenia podstawowego i średniego, ale nie dopatrzili się pozytywnego wpływu udziału osób z wykształceniem wyższym. Z kolei Badinger i Tondl [2002] w analizie obejmującej 128 regionów UE (poziom NUTS 2) wykazali, że jedynie przyrost udziału osób z wykształceniem wyższym (a nie podstawowym i średnim) prowadził do szybszego tempa wzrostu w ostatnich latach.

Potwierdzenie występowania efektów przestrzennych wpływających na tempo wzrostu gospodarczego można znaleźć m.in. w pracach Armstronga [1995], López-Bazo i in. [1999], Rodríguez-Pose [1999], Le Gallo i Ertura [2003] oraz Magriniego [2004]. Autorzy ci wskazują na niewłaściwą specyfikację tradycyjnych równań konwergencji (szacowanych z wykorzystaniem MNK), jeśli pomijają one efekty przestrzenne.

Analizy empiryczne dotyczą różnych wariantów przestrzennej zależności uwzględnianej w równaniach konwergencji: model opóźnienia przestrzennego (*spatial lag model*, równanie zawiera opóźnienie przestrzenne zmiennej zależnej), model przestrzennego błędu (*spatial error model*, dodawane jest opóźnienie przestrzenne składnika losowego), model przestrzenny krzyżowo-regresyjny (*spatial cross-regressive model*, równanie konwergencji zawiera dodatkowo opóźnienie przestrzenne początkowego dochodu *per capita*) albo przestrzenny model Durбина (*spatial Durbin model – SDM*, uwzględniający w równaniu opóźnienia przestrzenne zarówno stopy wzrostu, jak i wszystkich zmiennych kontrolnych). Preferowana forma modelu przestrzennego wskazywana przez badania empiryczne zależy od analizowanej grupy regionów, okresu badania i użytych zmiennych kontrolnych.

W analizach konwergencji regionalnej dla krajów Unii Europejskiej statystycznie istotne interakcje między regionami stwierdzono w odniesieniu do poziomu dochodu i tempa wzrostu, np. w pracach Armstronga [1995], López-Bazo i in. [1999] lub Rodríguez-Pose [1999]. Wyniki wskazują, że regiony europejskie rozwijają się w zbliżonym tempie.

Lesage i Fischer [2008], analizując dane dla 255 regionów NUTS 2 z 25 krajów europejskich w okresie 1995–2003 pokazują, że wzrost w regionach zależy od charakterystyk regionów sąsiadujących, takich jak początkowy poziom dochodu, zasób kapitału ludzkiego, gęstość zatrudnienia czy struktura zatrudnienia.

Del Bo, Florio i Manzi [2010] przeprowadzili analizę konwergencji dla regionów NUTS 2 z 27 krajów UE w latach 1995–2006. Rozważali akumulację kapitału fizycznego, przyrost siły roboczej, kapitał ludzki oraz długość autostrad jako potencjalne czynniki wzrostu, także dla regionów sąsiadujących, i uzyskali istotne statystycznie rezultaty.

Także kwestia wielkości miasta centralnego jest szeroko poruszana w literaturze empirycznej, choć raczej jako czynnika sprzyjającego pozycji ekonomicznej aglomeracji niż w kontekście relacji między metropolią i regionem ją otaczającym. Powszechnie wskazywane kanały, którymi wielkość miasta może wpływać na wzrost regionu, to decyzje lokalizacyjne przedsiębiorstw, przychody skali i efekty zewnętrzne pojawiające się w przypadku koncentracji działalności gospodarczej. Malecki i Bradbury [1992] pokazują, że wielkość miasta jest jednym z ważnych elementów rozważań lokalizacyjnych zarówno dla wykwalifikowanych pracowników, jak i przedsiębiorstw prowadzących własne badania (B+R). Combes i in. [2010] pokazują, na podstawie analizy opartej na danych dotyczących Francji, że gęstość zaludnienia pozytywnie wpływa na wydajność pracy lokalnej siły roboczej oraz łączną produktywność czynników (TFP).

Przegląd prac przedstawiających korzyści ze skali i różnorodności, które płyną z koncentracji działalności gospodarczej w kontekście rozwoju regionalnego można znaleźć w pracy Turok [2004].

1. Metodologia

1.1. Podejście klasyczne

Klasyczne podejście do analizy konwergencji było szeroko stosowane w literaturze empirycznej w ciągu ostatnich dwudziestu lat. Zostało ono spopularyzowane przez Barro i Sala-i-Martina – np. Barro i Sala-i Martin [1992], Sala-i Martin [2002], Barro i Sala-i Martin [2004]. Analiza konwergencji beta polega na estymacji następującego równania:

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

gdzie:

- $y_{i,t}$ – dochód *per capita* regionu i w momencie t ,
- $X_{i,t}$ – wektor egzogenicznych zmiennych strukturalnych mogących wpływać na dochód *per capita*,
- T – długość okresu poddanego analizie,
- $u_{i,t,t+T}$ – składnik losowy.

Na stałą α , zgodnie z teorią neoklasyczną, wpływa tempo postępu technicznego oraz tempo wzrostu dochodu w stanie ustalonym¹. Pominięcie w estymacji wektora zmiennych $X_{i,t}$ oznacza testowanie konwergencji bezwarunkowej, podczas gdy analiza z niepustym wektorem $X_{i,t}$ oznacza testowanie hipotezy o konwergencji warunkowej.

Parametr β jest szacowany z wykorzystaniem nieliniowej metody najmniejszych kwadratów (NMNK). Powyższe równanie może być także szacowane z użyciem zwykłej metody najmniejszych kwadratów (MNK), co wymaga obliczenia wartości parametru β z równania $b_T = ((1 - e^{-\beta T})/T)$. Dodatkowo oszacowanie β oznacza, że biedniejsze kraje (regiony) rozwijają się szybciej niż bogate, co powadzi do konwergencji. Wartość parametru β jest interpretowana jako roczne tempo konwergencji.

1.2. Regresja przestrzenna

Specyfikacja regresji przestrzennej charakteryzuje się dodaniem nowych komponentów – przestrzennych opóźnień zmiennych po prawej stronie estymowanego równania. W jednej z najprostszych form regresji przestrzennej do równania do-

¹ Barro i Sala-i-Martin [1992] zakładają α identyczne dla regionów tego samego kraju, gdy oba tempa wzrostu nie różnią się istotnie od siebie między regionami.

dawane jest przestrzenne opóźnienie zmiennej zależnej. Ta nowa zmienna szacuje efekt przestrzennej interakcji na podstawie średniej ważonej dla regionów sąsiadujących ze sobą. Najczęściej model jest szacowany w formie liniowej:

$$y_i = \rho W y_i + X_i \beta + \varepsilon_i, \quad (2)$$

gdzie:

- y – wektor $n \times 1$ wartości zmiennej zależnej,
- X – macierz $n \times k$ wartości zmiennych objaśniających,
- W – macierzą $n \times n$ wag przestrzennych,
- ε – wektor $n \times 1$ błędów losowych,
- ρ – oszacowanie parametru przestrzennej autoregresji,
- β – wektor $k \times 1$ oszacowań pozostałych parametrów modelu.

Model przestrzenny może zostać rozbudowany przez dodanie kolejnych komponentów po prawej stronie równania – przestrzennych opóźnień zmiennych objaśniających:

$$y_i = \rho W y_i + X_i \beta + W X_i \gamma + \varepsilon_i, \quad (3)$$

gdzie: γ – wektor oszacowań parametrów regresji przestrzennej. Może on wyrażać przestrzenne interakcje między różnymi zjawiskami. Model przestrzenny, który zawiera zarówno opóźnienie przestrzenne zmiennej zależnej, jak i zmiennych niezależnych X znany jest w literaturze jako przestrzenny model Durбина (*Spatial Durbin Model*, SDM). Lesage i Fischer [2008] wskazują, że taka specyfikacja ma naturalną przewagę nad innymi specyfikacjami – większość modeli przestrzennych jest szczególnym przypadkiem SDM.

Macierz wag przestrzennych (W) określa, w jaki sposób poszczególne jednostki terytorialne są ze sobą powiązane. Jej wartości zależą od przyjętej definicji sąsiedztwa – w naszym przypadku stosujemy definicję wspólnej granicy, co oznacza, że w_{ij} (elementy W) mają wartość niezerową, gdy regiony i oraz j są bezpośrednimi sąsiadami (graniczą ze sobą), a wartość 0 w przeciwnym przypadku. Dodatkowo w praktyce macierz wag przestrzennych jest standaryzowana w wierszach, aby suma wag w każdym wierszu była równa 1. Istnieje wiele alternatywnych definicji sąsiedztwa i nie ma jednoznacznych wskazań, która z nich daje „właściwe” wagi przestrzenne. Element $W y_i$ w powyższym równaniu oznacza opóźnioną przestrzennie wartość zmiennej zależnej lub prościej – opóźnienie przestrzenne. Dla macierzy wag standaryzowanej wierszowo oznacza to średnią ważoną z wartości y w jednostkach sąsiadujących (z wagami w_{ij}). Podobnie obliczane są wartości $W X$.

Relacje powiązań przestrzennych są bezpośrednio wbudowane w przestrzenne modele regresji, co powoduje, że efekty sprzężenia zwrotnego są ich nieodłączną częścią. Dlatego też w modelu, który zawiera opóźnienia przestrzenne zarówno zmiennej zależnej, jak i zmiennych niezależnych (SDM), zmiana wartości danej zmiennej niezależnej w jednym regionie będzie miała bezpośredni wpływ na wartość zmiennej zależnej w tym regionie, ale także wpływ pośredni na

inne regiony. Sprawia to, że interpretacja takich modeli jest znacznie trudniejsza. W przypadku modelu SDM nie powinno się interpretować współczynników regresji, lecz raczej tzw. miary wpływu – bezpośrednie oraz pośrednie². Miara wpływu bezpośredniego pokazuje zmianę wartości zmiennej zależnej będącą efektem zmiany zmiennej objaśniającej w tym samym regionie (jednak ona także zawiera efekt sprzężenia zwrotnego – wpływ na regiony sąsiadujące wraca także odwrotnie do danego regionu). Miara wpływu pośredniego z kolei pokazuje rozprzestrzenianie się impulsów rozwoju (*spill-overs*) – jest to wpływ zmiany wartości zmiennej objaśniającej w regionach sąsiadujących na zmienną zależną w analizowanym regionie.

Jak wskazują Anselin i Bera [1998], są dwie możliwe interpretacje istotnego statystycznie oszacowania parametru przestrzennej autokorelacji ρ . Z jednej strony może to sugerować występowanie przestrzennego promieniowania (*spill-overs*). Jednak ta interpretacja jest właściwa tylko wtedy, gdy analizowany proces ma miejsce w jednostce terytorialnej analizowanej w modelu oraz ma podstawy teoretyczne. Alternatywnym wytłumaczeniem istotnego statystycznie oszacowania parametru przestrzennej autokorelacji jest występowanie rozbieżności między analizowaną jednostką terytorialną a prawdziwą skalą przestrzenną analizowanego procesu.

1.3. Dane

Analiza jest oparta na danych dla polskich podregionów (NUTS 3) w okresie 1995–2006. Podregiony w Polsce są jednostkami czysto statystycznymi, używanymi wyłącznie w badaniach, głównie do celów porównań międzynarodowych. W roku 2008 podział Polski na podregiony został zmieniony – obecnie występuje na tym poziomie 66 jednostek terytorialnych. Jednak w tym badaniu wykorzystano podział istniejący w latach 2004–2007, składający się z 45 jednostek. Dodatkowo zdecydowaliśmy się połączyć regiony będące dużymi miastami z regionami je otaczającymi, tak więc ostatecznie liczba analizowanych regionów wyniosła 39. Cały badany okres został także podzielony na trzy podokresy: 1995–1998, 1998–2002 i 2002–2006.

W badaniu wykorzystano następujące zmienne (w nawiasie podano nazwy użyte w tabelach 1–4):

- PKB podregionu w przeliczeniu na liczbę mieszkańców w wieku produkcyjnym (PKB).
- Wartość brutto środków trwałych w przedsiębiorstwach (kapitał fizyczny)
- Odsetek ludności podregionu posiadający wyższe wykształcenie (wykształcenie wyższe).
- Udział wartości dodanej w rolnictwie w wartości dodanej podregionu ogółem (wartość dodana rolnictwo).
- Zmienne zero-jedynkowe określające kategorię wielkości miasta centralnego podregionu (populacja).

² Więcej szczegółów w Lesage i Fischer [2008], Lesage i Pace [2009].

- Zmienna zero-jedynkowa identyfikująca dwa podregiony, których gospodarka jest w znacznym stopniu oparta na wydobywaniu lub przetwórstwie bogactw naturalnych (legnicki-płocki)

Obok stanu zmiennych w kolejnych latach, w niektórych specyfikacjach modelu wykorzystano także przyrosty zmiennych w czasie (oznaczone literą *d*), oraz przestrzenne opóźnienia wartości zmiennych, oznaczone jako *splag*.

Analiza opiera się na danych z Głównego Urzędu Statystycznego, ale większość wykorzystanych zmiennych nie była dostępna na poziomie podregionów albo dla całego analizowanego okresu. Jedynie dane dotyczące wartości PKB oraz liczby ludności zostały użyte bez konieczności ich przekształcania.

Podstawowa trudność z pozyskiwaniem danych była pochodną dwóch faktów. Po pierwsze, Polska weszła do Unii Europejskiej (co skutkowało utworzeniem regionów NUTS 3) w 2004 r. i jedynie od tego momentu w statystyce publicznej dostępne są dane na poziomie podregionów. Dane dotyczące PKB są jednym z nielicznych wyjątków – zostały one oficjalnie przeliczone wstecz aż do połowy lat 90. dla nowych regionów. Drugim czynnikiem była istotna reforma podziału terytorialnego przeprowadzona w 1999 r.

Wartości niektórych zmiennych objaśniających sprzed 2004 r. wymagały aproksymacji na podstawie danych istniejących na różnym poziomie agregacji. W przypadku kapitału fizycznego wartości dla 1995 r. i 1998 r. zostały przeliczone z danych dotyczących dawnych 49 województw (istniejących do 1999 r.). Algorytm przekształcający dane ze starych województw na nowe podregiony opiera się na rozkładzie populacji między tymi regionami. Taka sama metoda została zastosowana do uzyskania danych o strukturze zatrudnienia w różnych sektorach. Zmienne demograficzne, gęstość sieci drogowej oraz liczba uczniów szkół średnich zostały zagregowane z poziomu gmin dla całego okresu 1995–2006. Najbardziej problematycznym zadaniem było zrekonstruowanie danych dotyczących wykształcenia wyższego w podregionach. Oficjalne dane dostępne są jedynie dla badań cenzusowych, które w analizowanym okresie zostało przeprowadzone jedynie raz, w 2002 r. Wartości dla lat 1995 i 1998 zostały najpierw obliczone dla starych 49 województw na podstawie badania budżetów gospodarstw domowych (GUS). Następnie wyniki zostały przeliczone na 39 podregionów zgodnie ze wspomnianym wcześniej algorytmem. Wartości dla 2002 r. zostały zaczerpnięte bezpośrednio z danych cenzusowych. Z kolei zmiana między 2002 r. i 2006 r. została oszacowana w dwóch krokach. W pierwszym z nich wykorzystano dane o absolwentach szkół wyższych w poszczególnych podregionach jako przybliżenia wzrostu udziału osób z wykształceniem wyższym. W drugim kroku założono pewną mobilność obecnych i starszych absolwentów między podregionami, różną dla różnych podregionów. Stopy migracji absolwentów zostały oszacowane w odrębnym badaniu, wykorzystującym unikalny zbiór danych zaczerpnięty z portalu www.Nasza-klasa.pl – szczegółowy opis badania można znaleźć w artykule Herbst [2009]. Dane o liczbie absolwentów oraz oszacowane stopy ich migracji międzyregionalnej pozwoliły na aproksymację liczby osób z wykształceniem wyższym w podregionach w 2006 r.

2. Wyniki

2.1. Poziom dochodu i tempo wzrostu w regionach

Rzut oka na zróżnicowanie poziomu PKB *per capita* w Polsce (rys. 1, panel lewy) pozwala zauważyć dwie podstawowe regularności. Najwyższe dochody występują w regionach otaczających (i zawierających) duże miasta, takie jak Warszawa, Wrocław, Poznań czy Gdańsk. W tych silnie zurbanizowanych obszarach PKB *per capita* przekracza 30 000 zł (w 2006 r.). Wysoki dochód jest także obserwowany w regionach specjalizujących się w górnictwie i przemyśle petrochemicznym, tzn. w podregionie legnickim (na zachód od Wrocławia) oraz ciechanowsko-płockim (na północny zachód od Warszawy).

Widać wyraźnie przestrzenny podział Polski pod względem PKB *per capita* na względnie bogaty zachód i raczej biedny wschód. Trzy z czterech najbiedniejszych regionów są położone w pasie bezpośrednio graniczącym z Ukrainą i Białorusią. Najbiedniejszy podregion nowosądecki graniczy z kolei z terytorium Słowacji.

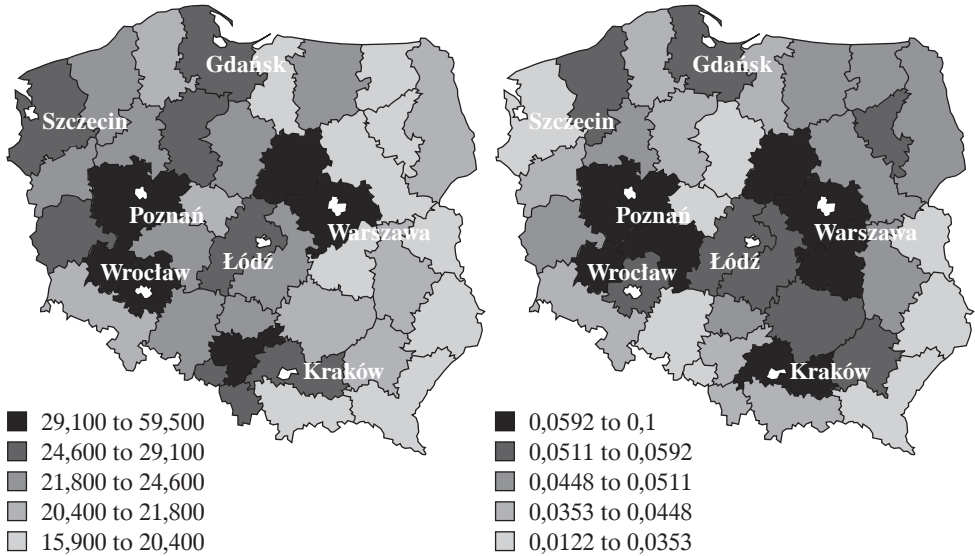
Regionalne różnice w tempach wzrostu między w okresie 1995–2006 sugerują, że w analizowanych latach obserwujemy raczej dywergencję niż konwergencję regionalną (rys. 1, panel prawy). Najbogatsze (metropolitarne) regiony rozwijały się szybciej niż średnio kraj, podczas gdy regiony biedne stawały się relatywnie jeszcze biedniejsze (choć żaden z regionów nie doświadczył spadku realnego dochodu). Były jednak wyjątki od tej reguły: najszybciej rozwijające się obszary obejmują niektóre podregiony z raczej niskim poziomem PKB *per capita*, takie jak radomski czy rzeszowski. Przypadek regionu radomskiego, którego rynek pracy może być opisany jako „satelita” metropolii warszawskiej, ze znaczną liczbą mieszkańców dojeżdżających codziennie do pracy w stolicy, prowokuje do podjęcia kwestii przestrzennego promieniowania wzrostu, do którego odwołamy się w formalnych modelach przestrzennych.

Liderami wzrostu w okresie od 1995 do 2006 r. były obszary metropolitalne Warszawy i Poznania, a także dwa regiony korzystające z globalnych cen surowców (ropy naftowej i miedzi) – odpowiednio ciechanowsko-płocki i legnicki. Gospodarka obszaru metropolitalnego Warszawy wzrastała w imponującym tempie średnio 10% rocznie.

Najniższa dynamika wzrostu była obserwowana w peryferyjnych obszarach wschodniej Polski. Podregiony krośnieńsko-przemyski, chełmsko-zamojski oraz bialski, przedstawione jako biały pas na wschodzie kraju (rys. 1, panel prawy), osiągnęły w latach 1995–2006 przeciętne tempo wzrostu poniżej 2,5%.

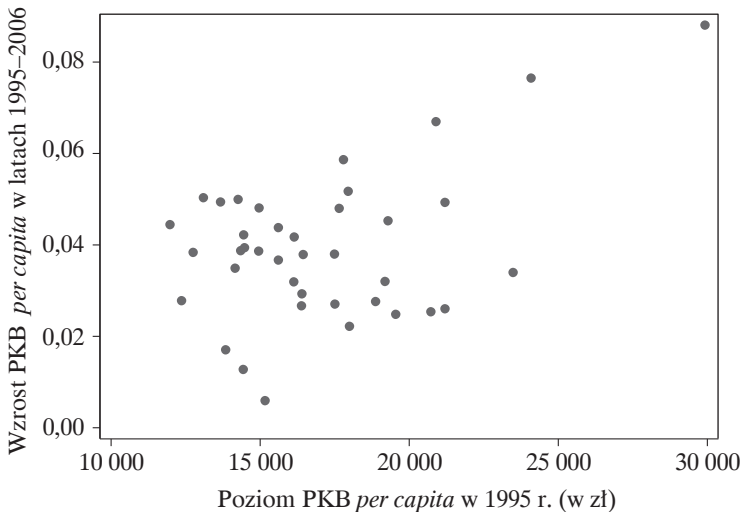
Rysunek 2 pokazuje, że wrażenie ekonomicznej dywergencji w latach 1995–2006 jest spowodowane głównie dynamicznym wzrostem trzech najbogatszych regionów (włączając obszary metropolitarne Warszawy i Poznania). Pominięcie tych regionów w analizie powoduje zanik czytelnej zależności między tempem wzrostu a początkowym dochodem dla pozostałych regionów.

Rysunek 1
PKB *per capita* w 2006 r. (lewy panel)
oraz przeciętne roczne tempo wzrostu PKB *per capita*
w okresie 1995–2006 (prawy panel) w polskich podregionach



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Rysunek 2
Początkowy poziom PKB *per capita* oraz przeciętne tempo wzrostu PKB *per capita*
w okresie 1995–2006 w polskich podregionach

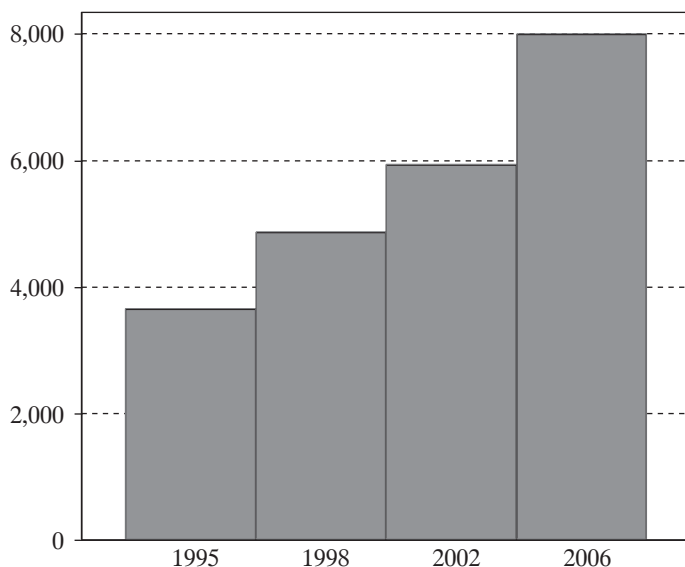


Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Należy podkreślić, że analizowany okres nie był czasem stabilnego, jednostajnego wzrostu polskiej gospodarki. Jak wspomniano w części metodologicznej, analiza została przeprowadzona oddzielnie dla trzech podokresów: 1995–1998, 1999–2002 oraz 2003–2006. Pierwszy z nich to lata dynamicznego wzrostu z przeciętnym rocznym tempem sięgającym 6,2%. Kolejny okres przyniósł znaczące spowolnienie. Lata 2000–2002 to okres ogólnoeuropejskiego zwolnienia wzrostu gospodarczego, ale w Polsce spowolnienie rozpoczęło się wcześniej niż w większości krajów europejskich (w 1998 r.), częściowo w wyniku negatywnego wpływu finansowego i strukturalnego kryzysu w Rosji. Między rokiem 1999 i 2002 przeciętne tempo wzrostu polskiej gospodarki wyniosło jedynie 2,8%. Wreszcie trzeci analizowany okres (2002–2006) charakteryzował się powrotem na ścieżkę szybkiego wzrostu z przeciętnym rocznym tempem 4,7%.

Rysunek 3, pokazujący odchylenie standardowe regionalnego PKB *per capita* w latach 1995, 1998, 2002 oraz 2006, potwierdza intuicyjne stwierdzenia o dywergencji sigma na poziomie podregionów w tym okresie. Zróżnicowanie dochodu między regionami wyraźnie wzrastało w czasie. W roku 2006 wartość odchylenia standardowego była więcej niż dwukrotnie wyższa niż w 1995 r. Można także zauważyć, że różnice między regionami pogłębiały się szybciej w okresach szybkiego wzrostu gospodarczego (1995–1998 i 2002–2006) niż w trakcie spowolnienia.

Rysunek 3
Odchylenie standardowe PKB *per capita*
w podregionach w okresie 1995–2006



2.2. Wyniki estymacji MNK i SDM

Wyniki estymacji równań wzrostu dla polskich podregionów są przedstawione w tabelach 1–4. Tabela 1 zawiera wyniki estymacji dla całego okresu (1995–2006). Kolejne tabele pokazują wyniki dla wybranych podokresów: 1998–2002 (tab. 3), 1995–1998 (tab. 2) oraz 2002–2006 (tab. 4). Każda z tabel przedstawia wyniki dla dziesięciu różnych specyfikacji, pierwsze pięć zostały oszacowane za pomocą zwykłej regresji liniowej (MNK), a w pozostałych pięciu uwzględniono także efekty przestrzenne zmiennych (*Spatial Durbin Model* – SDM). Specyfikacje 1–3 zarówno w MNK, jak i SDM wykorzystują początkowe wartości zmiennych objaśniających, podczas gdy specyfikacje 4 i 5 oparte są na zmianach zmiennych objaśniających w analizowanym okresie (między początkiem i końcem danego przedziału czasowego).

Zmienną zależną we wszystkich specyfikacjach jest realny wzrost PKB odniesiony do zasobu siły roboczej. Wielu badaczy używa w mianowniku liczby zatrudnionych, jednak w przypadku polskiej statystyki publicznej częste zmiany metodologiczne czynią dane o liczbie zatrudnionych nieporównywalnymi w czasie. Ich wykorzystanie mogłoby prowadzić do błędnych wniosków. Stosując w zastępstwie zasób siły roboczej, uwzględniamy różnice w PKB na mieszkańca wynikające z różnic w demograficznej (wiekowej) strukturze ludności w podregionach.

Oprócz zmiennych przedstawionych w tabelach 1–4 rozważano wiele alternatywnych specyfikacji, włączając miary struktury gospodarczej oraz infrastruktury fizycznej i instytucjonalnej poszczególnych regionów, takie jak: gęstość zaludnienia, gęstość sieci drogowej, stopa bezrobocia, czy struktura zatrudnienia według sektorów. Alternatywne miary kapitału ludzkiego dotyczyły liczby studentów szkół wyższych oraz proporcji osób z wykształceniem średnim. Część z tych zmiennych rodziła problemy natury metodologicznej, inne nie wyjaśniały w istotny sposób regionalnego wzrostu. Dlatego ostatecznie zdecydowaliśmy przedstawić jedynie najważniejsze z analizowanych specyfikacji.

Parametry oszacowane dla specyfikacji (1) w tabeli 1 sugerują, że obserwujemy raczej dywergencję beta niż konwergencję dochodu *per capita* między polskimi podregionami w okresie 1995–2006. Parametry równania (2) z kolei pokazują, że kapitał ludzki może być uważany za źródło przewagi szybko rozwijających się regionów, chociaż jest istotny jedynie na poziomie istotności 10%. Dalsze analizy pokazują, że rola początkowego zasobu kapitału ludzkiego staje się nieistotna, jeśli kontrolowana jest także wielkość miasta centralnego w regionach. Włączenie do modelu zmiennych zero-jedynkowych dla wielkości miast skutkuje także zmianą oszacowania parametru przy początkowym poziomie PKB *per capita* – staje się on ujemny i istotny statystycznie. Oznacza to, że obserwujemy konwergencję warunkową między regionami z miastem centralnym podobnej wielkości, a nie warunkowaną początkowym zasobem kapitału ludzkiego. Szybkość konwergencji warunkowej beta wynosi około 4% rocznie.

Specyfikacje MNK 4 i 5 w tabeli 1 pokazują z kolei, że jeśli rozważamy przyrosty wartości poszczególnych zmiennych, a nie ich początkowy poziom w bada-

nym okresie, tempo wzrostu gospodarczego okazuje się silnie powiązane z przyrostem zasobu kapitału fizycznego, a nie ludzkiego, mierzonych udziałem osób z wykształceniem wyższym.

Zastosowanie modelu SDM wskazuje na występowanie pewnych efektów przestrzennych wpływających na tempo wzrostu gospodarczego podregionów, nie wydają się one jednak mieć klarownego, intuicyjnego uzasadnienia. Jak pokazano w specyfikacji 5 (zarówno MKN, jak i SDM), przyrost udziału regionalnej wartości dodanej brutto (WDB) w rolnictwie nie ma wpływu na tempo wzrostu w analizowanym regionie. Wyniki wskazują jednak, że sąsiedowanie z regionem, w którym udział rolnictwa w WDB wzrasta, ma pozytywny wpływ na tempo wzrostu bazowego regionu (patrz SDM, specyfikacja 5). Należy wspomnieć, że kryterium informacyjne Akaike (AIC) wskazuje, że specyfikacja MNK jest w tym przypadku nieznacznie preferowana względem modelu z efektami przestrzennymi.

Tabele 2–4 pozwalają porównać czynniki konwergencji regionalnej między okresami spowolnienia gospodarczego i szybkiego rozwoju gospodarki krajowej. Konwergencja absolutna (bezwarunkowa) beta nie zachodzi w żadnym z badanych przedziałów czasowych. Z kolei konwergencja warunkowa pojawia się w pierwszych dwóch okresach, ale nie w ostatnim, kiedy to obserwowana jest dywergencja. Dokładniej rzecz ujmując, porównanie oszacowań MNK dla specyfikacji 3 pokazuje, że o ile w latach 1995–1998 oraz 1998–2002 roczne tempo konwergencji warunkowej beta wynosiło około 5%, w kolejnym okresie konwergencja nie wystąpiła. Wynik ten jest o tyle zagadkowy, że dwa pierwsze okresy różnią się znacznie od siebie pod względem sytuacji gospodarczej w Polsce. Jak wspomniano wcześniej, między 1995 r. i 1998 r. Polska doświadczyła dynamicznego wzrostu gospodarczego w średniorocznym tempie przekraczającym 6%. Następnie przyszedł kryzys rosyjski i tempo wzrostu spadło do poziomu mniejszego niż 3%. Natomiast tempo konwergencji warunkowej dla obu okresów wygląda podobnie.

Należy jednak zauważyć, że to, co bardzo różni oba okresy, to zależność między tempem wzrostu a wielkością miasta centralnego w regionie. W czasie gospodarczego boomu regionalny wzrost oraz konwergencja są silnie warunkowane potencjałem metropolii. Zmienna zero-jedynkowa oznaczająca Warszawę (jedyne miasto z populacją powyżej 1 miliona) oraz miasta z populacją powyżej 500 tys. mają dodatnie i istotne statystycznie oszacowania parametrów, co pokazuje, że te regiony rozwijają się szybciej niezależnie od zasobów kapitału fizycznego i ludzkiego. Rola skali miasta centralnego znika w regresji dla okresu 1998–2002 (parametry nieistotne) i ponownie nabiera więcej mocy w latach 2002–2006 (przynajmniej w specyfikacji 5 modelu SDM).

Kapitał ludzki nie wydaje się odgrywać istotnej roli w określaniu tempa wzrostu gospodarczego czy występowania konwergencji lub dywergencji polskich podregionów w okresach szybkiego wzrostu gospodarczego, ma jednak pewien wpływ w okresie spowolnienia. Początkowy udział osób z wykształceniem wyższym pojawia się w specyfikacji 2 z dodatnim parametrem dla lat 1998–2002 (tab. 3) oraz 1995–2006 (tab. 1) i jest istotny statystycznie w tych okresach. Dla

pełnego okresu (1995–2006) efekt ten znika po dodaniu do modelu zmiennych dla wielkości miasta centralnego i innych charakterystyk kontrolowanych w specyfikacji 3. Natomiast dla podokresu 1998–2002, w specyfikacji z efektami przestrzennymi, kapitał ludzki pozostaje istotny nawet w rozszerzonym modelu (SDM, specyfikacja 3 w tab. 3), choć jedynie na poziomie 10%.

Wynik ten może wyglądać na niezgodny z wnioskami z różnych międzynarodowych badań podkreślających ważność kapitału ludzkiego, a szczególnie edukacji dla wzrostu gospodarczego. Jednakże należy wspomnieć, że kluczowa rola edukacji dla wzrostu jest stwierdzana raczej w analizach dotyczących dłuższych okresów oraz wykorzystujących dane międzynarodowe (charakteryzujące się większą heterogenicznością obserwacji).

Nasz wynik nie musi oznaczać, że kapitał ludzki nie jest ważnym czynnikiem regionalnego wzrostu. Możliwe jest jednak także, że wpływ kapitału ludzkiego stwierdzany w innych badaniach odzwierciedla w rzeczywistości rolę zmiennych pominiętych, odnoszących się np. do jakości instytucji poszczególnych gospodarek regionalnych. Alternatywne wytłumaczenie może wskazywać, że posiadanie dyplomu uniwersyteckiego, wykorzystane przez nas jako miara kapitału ludzkiego, nie jest w stanie objąć wszystkich jego aspektów oraz że w większym stopniu odzwierciedlają to takie zmienne, jak np. wielkość miasta centralnego w regionie. Wynik wskazujący, że wpływ kapitału ludzkiego na wzrost gospodarczy przestaje być istotny po włączeniu zmiennych kontrolnych uwzględniających wielkość miast, może także oznaczać, że pomimo istniejącej korelacji między edukacją a wzrostem, nie ma ona znaczenia dla regionów z miastami centralnymi porównywalnej wielkości.

Rola wyposażenia w kapitał fizyczny we wzroście gospodarczym polskich regionów okazuje się z kolei znacznie większa podczas spowolnienia gospodarczego niż w okresie szybkiego wzrostu. W latach 1998–2002 regionalny wzrost był skorelowany zarówno z początkowym zasobem kapitału fizycznego, jak i jego przyrostem w analizowanym okresie. Co więcej, w tym okresie dla kapitału fizycznego zaobserwowano także efekty przestrzenne (na poziomie istotności 10%): sąsiedzi regionów z dużym zasobem kapitału fizycznego rozwijali się szybciej niż pozostałe regiony.

Można także zauważyć, że w okresie 1995–1998, a zwłaszcza 2002–2006, regiony „surowcowe” miały wyraźną przewagę tempa wzrostu nad pozostałymi regionami. Zmienna zero-jedynkowa dla podregionu legnickiego (miedź) i ciechanowsko-płockiego (ropa naftowa) jest silnie istotna statystycznie w tabeli 4, a oszacowanie parametru sięga 6%.

Wzrost regionów wydaje się bardziej skoncentrowany przestrzennie w latach spowolnienia gospodarczego niż podczas prosperity. Obserwujemy istotny, dodatni efekt przestrzenny początkowego poziomu PKB *per capita* w modelu SDM, przy specyfikacjach 2 i 3 w tabeli 3. Analogiczny efekt w tabelach 2 i 4 (odpowiednio dla lat 1995–1998 i 2003–2006) nie występuje. Spojrzenie na lewy panel rysunku 4 pozwala zauważyć, że istotna statystycznie dodatnia autokorelacja przestrzenna (lokalna statystyka Morana) tempa wzrostu w latach 1998–2002 odnosi się wyłącznie

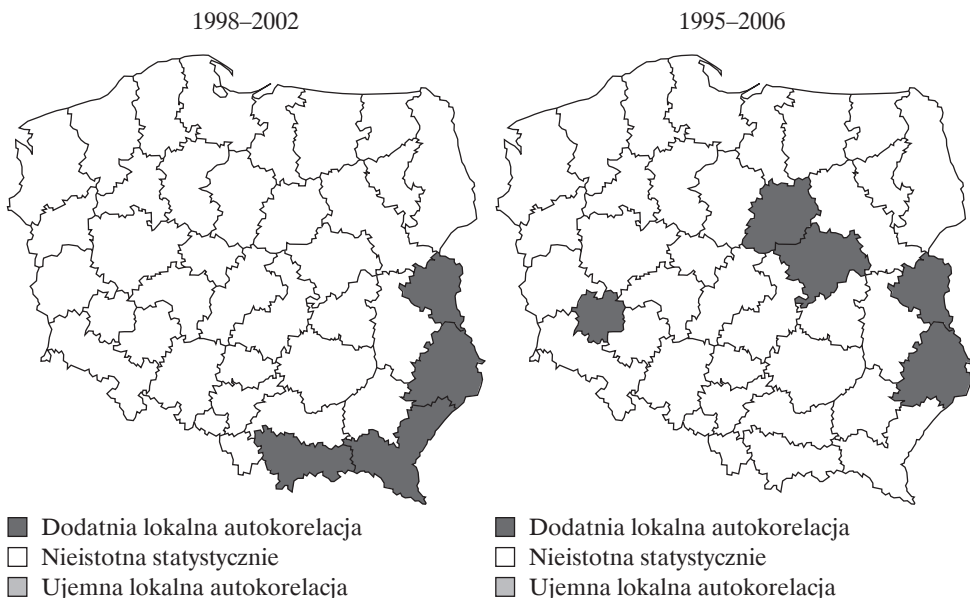
do słabiej rozwiniętych regionów położonych w południowo-wschodniej Polsce. Może to sugerować, że autokorelacja przestrzenna jest spowodowana faktem, iż jednym z głównych czynników, który wpłynął na spowolnienie wzrostu gospodarczego w Polsce w latach 1998–2002 był głęboki kryzys gospodarek krajów byłego ZSRR. Wschodnie regiony Polski były znacznie silniej niż reszta kraju zaangażowane w wymianę handlową z tymi krajami. Regiony te należą również do najslabiej rozwiniętych obszarów kraju, co tłumaczy efekt przestrzenny dla opóźnionej wartości początkowego PKB obserwowany w tabeli 3.

Wartości lokalnych statystyk Morana dla wzrostu PKB w całym badanym okresie 1995–2006 pokazują z kolei, że oprócz grupy biedniejszych regionów południowo-wschodnich dodatni efekt przestrzenny dotyczył dwóch podregionów surowcowych (legnickiego i ciechanowsko-płockiego). Jediną dużą metropolią z istotnym przestrzennym efektem promieniowania jest Warszawa (rys. 4, panel prawy), której pozytywny wpływ na wzrost gospodarczy sąsiednich regionów można zaobserwować zwłaszcza w pierwszym podokresie (specyfikacja 5, tab. 2).

W pierwszych dwóch okresach można zauważyć również pozytywny efekt przestrzenny przyrostu wyższego wykształcenia. Oznacza to, że regiony sąsiadujące z regionami o rosnącym potencjale edukacyjnym osiągały wyższe tempa wzrostu. Efekt ten jest jednak nieistotny w analizie dla pełnego okresu 1995–2006.

Rysunek 4

**Stopa wzrostu PKB *per capita* w latach 1998–2002 i 1995–2006;
lokalne statystyki Morana (wspólna granica)**



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Tabela 1
Wyniki regresji MNK i SDM dla okresu 1995–2006

Zmienna	MNK					SDM				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
Stała	-0,252**	-0,087	0,389***	0,171	0,444***	-0,129	-0,288	-0,069	0,054	0,381
<i>log(lag PKB)</i>	0,027**	0,009	-0,037**	-0,014	-0,041***	0,026***	0,012	-0,043***	-0,013	-0,053***
<i>lag</i> Kapitał fizyczny		0,008	0,012				0,003	0,012*		
<i>lag</i> Wykształcenie wyższe		0,152*	-0,013				0,135	0,095		
<i>lag</i> Wartość dodana w rolnictwie			-0,06*					-0,059**		
Region legnicki/płocki (0–1)			0,032***		0,02***			0,030***		0,023***
Ludność > 1,000,000			0,036**		0,048***			0,026*		0,049***
Ludność > 500,000			0,017***		0,012***			0,021***		0,015***
Ludność > 200,000			0,003		0,005			0,001		0,004*
<i>d</i> Kapitał fizyczny					0,352***				0,378***	0,276***
<i>d</i> Wykształcenie wyższe					0,005				0,025	-0,015
<i>d</i> Wartość dodana w rolnictwie					0,057					-0,100
<i>splag</i> <i>log(lag(PKB))</i>						-0,002	0,029	0,046	0,003	0,007
<i>splag</i> <i>lag</i> Kapitał fizyczny							0,038	0,014		
<i>splag</i> <i>lag</i> Wykształcenie wyższe							-0,242	0,084		
<i>splag</i> <i>lag</i> Wartość dodana w rolnictwie								0,129		

<i>splag</i> Podregion legnicki/płocki (0-1)																					0,041	
<i>splag</i> Ludność > 1,000,000																						0,018
<i>splag</i> Ludność > 500,000																						0,007
<i>splag</i> Ludność > 200,000																						-0,004
<i>splag d</i> Kapitał fizyczny																						-0,046
<i>splag d</i> Wykształcenie wyższe																						0,188
<i>splag d</i> Wartość dodana w rolnictwie																						0,650*
<i>Rho</i> (autoregresja przestrzenna)																						0,294
<i>Moran I</i>	0,18	0,17	0,154	0,285	0,207	0,032	0,039	0,364	0,421*	0,364	0,124	0,501**	0,06	-0,022	0,06	0,88	0,049	0,88	0,049	0,88	0,257	-0,001
<i>Moran I stddev</i>	2,11**	2,064**	1,881**	3,201***	2,383***	0,598	0,69	0,69	0,598	0,69	0,049	0,88	0,88	0,049	0,88	0,049	0,049	0,049	0,049	0,049	0,049	0,257
<i>AIC</i>	-240,5	-242,9	-260,9	-249,7	-266,2	-239,7	-244,5	-244,5	-239,7	-244,5	-258,9	-255,9	-255,9	-258,9	-255,9	-258,9	-258,9	-258,9	-258,9	-258,9	-258,9	-262,3

lag oznacza wartość z początku analizowanego okresu, *splag* odnosi się do opóźnienia przestrzennego (spatial lag); *d* oznacza przyrost; dla regresji SDM zamiast oszacowań parametrów policzono bezpośrednie i pośrednie miary wpływu (pośrednie dla opóźnień przestrzennych).

*, **, *** – istotność na poziomie odpowiednio 10%, 5% i 1%.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Tabela 2
Wyniki regresji MNK i SDM dla okresu 1995–1998

Zmienna	MNK					SDM				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
Stała	-0,095	0,269	0,49*	-0,221	0,626**	0,367	0,216	0,334	-0,037	1,658***
<i>log(lag PKB)</i>	0,013	-0,03	-0,047*	0,024	-0,06**	0,019	-0,020	-0,075***	0,023	-0,118***
<i>lag</i> Kapitał fizyczny		0,037***	0,005				0,031**	0,015		
<i>lag</i> Wykształcenie wyższe		0,169	-0,122				0,113	-0,040		
<i>lag</i> Wartość dodana w rolnictwie			0,118*					0,154***		
Region legnicki/płocki (0–1)			0,03**		0,04***			0,026**		0,027**
Ludność > 1,000,000			0,122***		0,109***			0,143***		0,181***
Ludność > 500,000			0,033***		0,025**			0,049***		0,048***
Ludność > 200,000			0,006		0,003			0,008		0,003
<i>d</i> Kapitał fizyczny				-0,118	-0,147				-0,077	0,088
<i>d</i> Wykształcenie wyższe				0,038	0,03				0,086**	0,010
<i>d</i> Wartość dodana w rolnictwie					-0,14					-0,195***
<i>splag lag</i> <i>log(lag(PKB))</i>						-0,073	-0,009	0,045	-0,019	-0,054
<i>splag lag</i> Kapitał fizyczny							0,023	-0,025		
<i>splag lag</i> Wykształcenie wyższe							-0,206	0,483		
<i>splag lag</i> Wartość dodana w rolnictwie								0,114		

<i>splag</i> Podregion legnicki/płocki (0-1)																			-0,033								-0,014
<i>splag</i> Ludność > 1,000,000																			0,051								0,244**
<i>splag</i> Ludność > 500,000																			0,011								0,085*
<i>splag</i> Ludność > 200,000																			-0,046***								-0,041**
<i>splag d</i> Kapitał fizyczny																											-0,501*
<i>splag d</i> Wykształcenie wyższe																											0,282*
<i>splag d</i> Wartość dodana w rolnictwie																											0,801***
<i>Rho</i> (autoregresja przestrzenna)																			0,37	0,118							0,155
<i>Moran I</i>	0,195	0,046	0	0,145	0,056				0,028	0,021									0,005	0,003							-0,04
<i>Moran I stddev</i>	2,305**	0,742	0,265	1,775***	0,845				0,558	0,477									0,328	0,299							-0,142
<i>AIC</i>	-186,2	-196,6	-211,4	-183,5	-206,3				-187,8	-189,8									-206,7	-186,7							-214,1

lag oznacza wartość z początku analizowanego okresu, *splag* odnosi się do opóźnienia przestrzennego (spatial *lag*); *d* oznacza przyrost; dla regresji SDM zamiast oszacowań parametrów policzono bezpośrednie i pośrednie miary wpływu (pośrednie dla opóźnień przestrzennych).

*, **, *** – istotność na poziomie odpowiednio 10%, 5% i 1%.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Tabela 3
Wyniki regresji MNK i SDM dla okresu 1998–2002

Zmienna	MNK					SDM				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
Stała	-0,267	0,259	0,497	0,348	0,581**	-0,602	-0,339	-0,575	1,008*	0,214
$\log(\text{lag PKB})$	0,026	-0,03	-0,053*	-0,032	-0,056**	0,024	-0,048**	-0,055**	-0,040**	-0,046**
lag Kapitał fizyczny		0,012	0,031**				0,020*	0,043***		
lag Wykształcenie wyższe		0,475***	0,2				0,467***	0,203*		
lag Wartość dodana w rolnictwie			-0,175**					-0,277***		
Region legnicki/płocki (0–1)			-0,001		-0,018			0,001		-0,012
Ludność > 1,000,000			-0,005		0,029			-0,055**		-0,002
Ludność > 500,000			0,008		0,018*			-0,005		0,005
Ludność > 200,000			0,011		0,012*			0,008		0,013**
d Kapitał fizyczny					0,229***				0,282***	0,250***
d Wykształcenie wyższe					-0,034				-0,030	0,002
d Wartość dodana w rolnictwie					-0,013					-0,189*
$splag \log(\text{lag}(\text{PKB}))$						0,028	0,081*	0,093**	-0,040	0,030
$splag \text{lag}$ Kapitał fizyczny							0,023	0,047		
$splag \text{lag}$ Wykształcenie wyższe							-0,532*	-0,302		
$splag \text{lag}$ Wartość dodana w rolnictwie								0,167		

<i>splag</i> Podregion legnicki/płocki (0-1)											0,005		0,026
<i>splag</i> Ludność > 1,000,000											-0,101		-0,073
<i>splag</i> Ludność > 500,000											-0,017		-0,035*
<i>splag</i> Ludność > 200,000											0,022*		0,010
<i>splag d</i> Kapitał fizyczny												0,135	0,164
<i>splag d</i> Wykształcenie wyższe												0,165***	0,065
<i>splag d</i> Wartość dodana w rolnictwie													0,245*
<i>Rho</i> (autoregresja przestrzenna)											0,171	-0,12	-0,166
<i>Moran I</i>	-0,028	0,157	0,155	-0,062	0,057	-0,03	0,072	-0,019	-0,03	-0,072	-0,072	-0,011	0,02
<i>Moran I stddev</i>	-0,022	1,889**	1,888**	-0,374	0,864	0,072	-0,035	0,072	-0,035	-0,466	0,164	0,164	0,476
<i>AIC</i>	-195,2	-208,1	-209,7	-206,7	-211,5	-191,9	-209,8	-205,5	-218,3	-205,5	-205,5	-205,5	-213,5

lag oznacza wartość z początku analizowanego okresu, *splag* odnosi się do opóźnienia przestrzennego (spatial lag); *d* oznacza przyrost; dla regresji SDM zamiast oszacowań parametrów policzono bezpośrednie i pośrednie miary wpływu (pośrednie dla opóźnień przestrzennych).

*, **, *** – istotność na poziomie odpowiednio 10%, 5% i 1%.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Tabela 4
Wyniki regresji MNK i SDM dla okresu 2002–2006

Zmienna	MNK					SDM				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
Stała	-0,208*	-0,248	-0,051	-0,254**	0,14	-0,655**	-0,297	-0,303	-0,716**	0,059
<i>log(lag PKB)</i>	0,024**	0,03	0,01	0,027**	-0,01	0,020*	0,038	-0,013	0,020	-0,017
<i>lag</i> Kapitał fizyczny		0,011	-0,004				0,007	-0,005		
<i>lag</i> Wykształcenie wyższe		-0,347**	-0,119				-0,276	0,090		
<i>lag</i> Wartość dodana w rolnictwie			-0,033					-0,084		
Region legnicki/płocki (0–1)			0,06***		0,058***			0,061***		0,053***
Ludność > 1,000,000			0,029		0,027			0,024		0,031**
Ludność > 500,000			0,01		0,008			0,012*		0,015***
Ludność > 200,000			-0,004		-0,002			-0,007		0,001
<i>d</i> Kapitał fizyczny				0,175	0,118				0,107	0,142*
<i>d</i> Wykształcenie wyższe				0,111*	-0,007				0,083	-0,058
<i>d</i> Wartość dodana w rolnictwie					-0,081					-0,123**
<i>splag lag</i> $\log(\text{lag}(\text{PKB}))$						0,043*	-0,004	0,034	0,031	0,017
<i>splag lag</i> Kapitał fizyczny							-0,003	0,004		
<i>splag lag</i> Wykształcenie wyższe							0,388	0,297		
<i>splag lag</i> Wartość dodana w rolnictwie								0,174*		

<i>splag</i> Podregion legnicki/płocki (0-1)										-0,003		0,008
<i>splag</i> Ludność > 1,000,000										-0,006		0,035
<i>splag</i> Ludność > 500,000										0,008		0,011
<i>splag</i> Ludność > 200,000										-0,003		0,002
<i>splag d</i> Kapitał fizyczny											0,213	0,174
<i>splag d</i> Wykształcenie wyższe											0,106	-0,006
<i>splag d</i> Wartość dodana w rolnictwie												0,154*
<i>Rho</i> (autoregresja przestrzenna)								-0,065	0,101	-0,353	-0,432	-0,447
<i>Moran I</i>	-0,012	0,034	-0,045	-0,116	-0,057	0,018	0,012	0,018	0,012	-0,045	-0,001	-0,064
<i>Moran I stddev</i>	0,161	0,652	-0,185	-0,995	-0,313	0,506	0,411	0,506	0,411	-0,19	0,266	-0,387
<i>AIC</i>	-210,2	-215,2	-244,3	-212,3	-248,7	-209,6	-208,0	-209,6	-208,0	-237,1	-210,7	-244,0

lag oznacza wartość z początku analizowanego okresu, *splag* dotyczy opóźnienia przestrzennego (*spatial lag*); *d* oznacza przyrost; dla regresji SDM zamiast oszacowań parametrów policzono bezpośrednie i pośrednie miary wpływu (pośrednie dla opóźnień przestrzennych).

*, **, *** – istotność na poziomie odpowiednio 10%, 5% i 1%.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Należy wspomnieć, że względnie słabe efekty przestrzenne obserwowane na poziomie podregionów nie muszą wcale wykluczać istnienia efektu rozprzestrzeniania na poziomie lokalnym. Wiele interakcji ekonomicznych (szczególnie te związane z rynkiem pracy) występuje raczej wewnątrz podregionów niż między nimi. Poszukiwanie wzorców przestrzennych w pozycji gospodarczej polskich powiatów czy gmin byłoby samo w sobie interesującym badaniem, jednak nie może być ono wykonane w ramach analizy równań wzrostu i konwergencji, ponieważ wartość PKB i powiązane z nią dane nie są dostępne na tym poziomie agregacji.

Wnioski

Wykorzystując modele MNK i SDM, autorzy próbowali zweryfikować hipotezę o występowaniu konwergencji dochodowej między polskimi podregionami w okresie 1995–2006. Stwierdzono, że regionalne zróżnicowanie poziomu dochodu *per capita* wzrosło w badanym okresie, co oznacza, że wystąpiła dywergencja (w sensie absolutnym) gospodarek regionalnych. Mimo to w całym badanym okresie, a także w dwóch z trzech podokresów, można zaobserwować konwergencję warunkową, po uwzględnieniu dodatkowych zmiennych kontrolnych.

Szybko rozwijające się regiony doświadczały istotnego przyrostu zasobu kapitału fizycznego, choć jego początkowy zasób nie był warunkiem koniecznym szybkiego tempa wzrostu w kolejnym okresie. Nie ma także przekonującego potwierdzenia roli kapitału ludzkiego we wzroście gospodarczym poszczególnych regionów, choć potencjał edukacyjny wydaje się mieć znaczenie w okresach gospodarczego spowolnienia. Wydaje się natomiast, że przewaga szybko rozwijających się regionów pochodziła albo z lepszego wyposażenia w surowce naturalne lub posiadanej infrastruktury do ich przetwarzania, albo z efektów aglomeracji. Różnice w poziomie dochodu między regionami z dużymi miastami i pozostałymi regionami pogłębiały się zwłaszcza w okresach dynamicznego wzrostu polskiej gospodarki w latach 1995–1998 oraz 2002–2006. Co więcej, konwergencja warunkowa między regionami występowała jedynie po włączeniu do modelu zmiennych zero-jedynkowych dla wielkości miasta centralnego, co sugeruje, że występowała ona jedynie między regionami z metropoliami o podobnej skali.

Jednocześnie efekty przestrzenne wywierane przez duże aglomeracje na regiony sąsiadujące są raczej słabe. Warszawa jest jedynym obszarem metropolitalnym, którego szybkie tempo wzrostu wydaje się mieć istotny dodatni wpływ na sąsiadujące regiony w badanym okresie.

Tekst wpłynął 28 października 2011 r.

Bibliografia

- Anselin L., Bera A., *Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics, Handbook of Applied Economic Statistics*, A. Ullah, D. Giles, Marcel Dekker, New York 1998.
- Armstrong, H., *Convergence Among Regions of the European Union*, „Papers in Regional Science” 1995, nr 74.
- Badinger H., Tondl G., *Trade, Human Capital and Innovation: The Engines of European Regional Growth in the 1990s*, „IEF Working Papers” nr 42, Research Institute for European Affairs, University of Economics and Business Administration, Vienna 2002.
- Barro R., Sala-i-Martin X., *Convergence*, „Journal of Political Economy” 1992, nr 100.
- Barro R.J., *Human Capital and Growth in Cross-country Regressions*, „Swedish Economic Policy Review” 1999, nr 6(2).
- Barro R.J., Sala-i-Martin X., *Economic Growth*, MIT Press, Cambridge 2004.
- Castells M., *The Rise of the Network Society*, The Information Age: Economy, Society and Culture, t. I. Blackwell, Cambridge–Oxford 1996.
- Combes P.-P., Gobillon L. i in., *Estimating Agglomeration Economies with History, Geography, and Worker Effects*, Agglomeration Economics. E.L. Glaeser, University of Chicago Press, Chicago–London 2010.
- Di Liberto A, Symons J., *Education and Italian Regional Development*, Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science, London 2001.
- Friedmann J., *Regional Development Policy: A Case Study of Venezuela*, MIT Press, Cambridge 1966.
- Giannetti M., *The Effects of Integration on Regional Disparities: Convergence, Divergence or Both?* „European Economic Review” 2002, nr 46(3).
- Gorzela G., *Spójność Mazowsza*, „Studia Regionalne i Lokalne” 2001, nr 7.
- Heidenreich M., *Patterns of Regional Inequality in the Enlarged Europe*, „European Sociological Review” 2008, nr 24(1).
- Herbst, M., *Tworzenie i absorpcja kapitału ludzkiego przez polskie miasta akademickie*, „Studia Regionalne i Lokalne” 2009, nr 38(4).
- Hirschman A.O., *The Strategy of Economic Development*, Yale University Press, New Haven 1958.
- Krugman P., *Increasing Returns and Economic Geography*, „Journal of Political Economy” 1991, nr 99.
- Le Gallo J., Ertur C., *Exploratory spatial Data Analysis of the Distribution of Regional per capita GDP in Europe, 1980–1995*, „Papers in Regional Science” 2003, nr 82.
- Lesage J.P., Fischer M.M., *Spatial Growth Regressions: Model Specification, Estimation and Interpretation*, „Spatial Economic Analysis” 2008, nr 3(3).
- Lesage J.P., Pace R.K., *Introduction to Spatial Econometrics*, Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, London–New York 2009.
- López-Bazo E., Vayá E. i in., *Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union*, „The Annals of Regional Science” 1999, nr 33.
- Lucas R.E., *On the Mechanics of Economic Development*, „Journal of Monetary Economics” 1988, nr 22.
- Magrini S., *Regional Convergence, Handbook of Regional and Urban Economics*, V. Henderson, J.-F. Thisse, Elsevier, Amsterdam 2004.

- Malecki E.J., Bradbury S.L., *R&D Facilities and Professional Labour: Labour Force Dynamics in High Technology*, „Regional Studies” 1992, nr 26(2).
- Mankiw N.G., Romer D. i in., *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, „American Economic Review” 1992, nr 107(2).
- Nelson R., Phelps E., *Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth*, „American Economic Review: Papers and Proceedings” 1966, nr 51(2).
- Pereira J., Aubyn M.St., *What Level of Education Matters Most for Growth? Evidence from Portugal*, „Economics of Education Review” 2009, nr 28(1).
- Perroux F., *Note sur la de pole de croissance*, „Economie Applique” 1955, nr 7.
- Persson J., Malmberg B., *Human Capital, Demographics and Growth Across the U.S. States 1920–1990*, Institute for International Economic Studies, Stockholms 1996.
- Petrakos G., Artelaris P., *European Regional Convergence Revisited: A Weighted Least Squares Approach*, „Growth and Change” 2009, nr 40(2).
- Rodríguez-Pose A., *Convergence or Divergence? Types of Regional Responses to Socioeconomic Change*, „Journal of Economic and Social Geography” 1999, nr 90.
- Romer P., *Increasing Returns and Long Run Growth*, „Journal of Political Economy” 1986, nr 94(5).
- Sala-i-Martin X., *On Growth and States*, Harvard University, Cambridge 1990.
- Sala-i-Martin X., *Fifteen Years of New Growth Economics: What Have We Learned?*, „Journal Economía Chilena” 2002, nr 5(2).
- Solow R.M., *A Contribution to the Theory of Economic Growth*, „Quarterly Journal of Economics” 1956, nr 70.
- Turok I., *Cities, Regions and Competitiveness*, „Regional Studies” 2004, nr 38(9).

ECONOMIC GROWTH AND INCOME DIVERGENCE IN THE POLISH SUBREGIONS: SOME DETERMINANTS AND SPATIAL PATTERNS

Summary

This paper is aimed at investigating the presence of sigma and beta convergence regarding per capita GDP levels between the Polish subregions over the period 1995–2006. We verify the existence of absolute convergence, as well as convergence conditioned on the stock of physical capital, human capital, and the size of the central city, being emphasised in the literature as important factors of regional growth. We also test for the presence of spatial effects in determination of regional growth rates. In line with the results of the research done in some other countries, we observe a sigma divergence, and unconditional beta divergence rather than convergence of income across Polish subregions. Conditional convergence is only observed between the regions around cities of similar size. Large agglomerations contribute to economic growth in peripheral regions during periods of dynamic growth of the economy while in the time of slowdown the human capital stock proves significant as determinant of regional growth.

Key words: economic growth • convergence vs. divergence • human capital • spatial effects

ЭКОНОМИЧЕСКИЙ РОСТ И ДИВЕРГЕНЦИЯ УРОВНЯ ДОХОДОВ В ПОЛЬСКИХ СУБРЕГИОНАХ – НЕКОТОРЫЕ ДЕТЕРМИНАНТЫ И ЭФФЕКТЫ ТЕРРИТОРИАЛЬНОГО РАЗВИТИЯ

Резюме

Целью статьи является верификация наличия конвергенции бета и сигма ВВП на душу населения в польских субрегионах в период с 1995 по 2006 гг. Проверяется наличие безусловной конвергенции, а также той, которая обусловлена уровнем физического капитала, человеческого капитала, величиной центрального города субрегиона, т.е. тех факторов, которые в литературе называются детерминантами регионального экономического роста. Так же как и в предыдущих исследованиях, касающихся некоторых других стран, анализ выявил дивергенцию сигма и безусловную дивергенцию бета доходов на душу населения между субрегионами. Условная конвергенция бета имеет место только в субрегионах со схожей величиной центрального города. Наличие метрополии влияло на увеличение темпов роста регионов, при чем этот эффект был особенно сильным в период хорошей конъюнктуры во всем народном хозяйстве. В период экономического спада существенное влияние на показатели роста регионов имели ресурсы человеческого капитала.

Ключевые слова: экономический рост • конвергенция • дивергенция • человеческий капитал • эффекты территориального развития

