

Barbara Dańska-Borsiak*

KONWERGENCJA CZY DYWERGENCJA POLSKICH WOJEWÓDZTW? ZASTOSOWANIE DYNAMICZNYCH MODELI PANELOWYCH

Streszczenie: W referacie podjęto próbę odpowiedzi na pytanie, czy w Polsce zachodzi proces konwergencji między województwami. Dokładniej, przedmiotem badania jest konwergencja typu β . Jej występowanie oznacza, że kraje o niższym początkowym poziomie dochodu *per capita* rozwijają się szybciej niż kraje początkowo wyżej rozwinięte. Występuje wówczas tzw. efekt doganiania, co prowadzi to do wyrównywania się poziomów dochodu *per capita*.

Jako narzędzie analizy zastosowano modele dynamiczne, szacowane na podstawie danych panelowych. Do estymacji zastosowano dwie alternatywne metody, oparte na Uogólnionej Metodzie Momentów (GMM): *first-differenced* GMM Arellano i Bonda oraz *system* GMM Blundella i Bonda. Najważniejszym wnioskiem z przeprowadzonych badań jest brak tendencji zbieżnej w kształtowaniu się PKB *per capita* według województw. Uzyskana ocena parametru β , decydującego o istnieniu i sile konwergencji świadczy o występowaniu w Polsce zjawiska dywergencji, a więc rozbieżności w kształtowaniu się PKB *per capita* w województwach.

1. PODSTAWY EKONOMICZNE

W modelowaniu wzrostu gospodarczego jednym z podstawowych modeli jest neoklasyczny model Solowa. Jedną z jego pochodnych jest teoria konwergencji gospodarczej regionów. Występowanie zjawiska warunkowej β -konwergencji oznacza, że każdy region zdąża do właściwego dla siebie stanu wzrostu zrównoważonego, przy czym tempo dochodzenia do tego stanu jest szybsze dla regionów o niższym wyjściowym poziomie dochodu.

Zasadniczym celem niniejszego referatu jest zweryfikowanie zostanie hipotezy o występowaniu zjawiska konwergencji typu β między województwami w Polsce w latach 2000-2007. Narzędziem przeprowadzonej analizy są dynamiczne modele panelowe.

Zgodnie z neoklasyczną teorią wzrostu zakłada się, że długookresowy wzrost produkcji możliwy jest tylko dzięki zwiększeniu produkcji potencjalnej. Determinantami wzrostu długookresowego są: akumulacja kapitału rzeczowego, wzrost liczby ludności i związana z nim wielkość zatrudnienia, oraz postęp techniczny (o charakterze egzogenicznym).

W empirycznych badaniach wzrostu gospodarczego wykorzystywana jest stosunkowo często funkcja produkcji Cobba-Douglasa, postaci:

$$Y = AF(K, L). \quad (1)$$

* Dr, Katedra Ekonometrii Przestrzennej Uniwersytetu Łódzkiego.

Symbolem Y oznacza się ogólnie wartość produkcji; w modelach wzrostu i konwergencji przyjmuje się zazwyczaj, że jest to poziom PKB *per capita*. A jest łączną produktywnością czynników produkcji (TFP), K – miarą nakładu kapitału, L – miarą nakładu pracy. Przyjmuje się zazwyczaj, że model ekonometryczny, bazujący na funkcji (1) ma postać potęgową:

$$Y = AK^{\alpha_1} L^{\alpha_2} e^{\varepsilon_i} . \quad (2)$$

Uwzględnia się przy tym założenia tzw. neoklasycznego modelu Solowa, przedstawione w Solow [1957]. Zgodnie z nimi funkcja produkcji charakteryzuje się:

- stałymi korzyściami skali: $F(\lambda K, \lambda L) = \lambda F(K, L)$,
- dodatnimi, malejącymi krańcowymi produktywnościami kapitału i pracy dla $K > 0$ i $L > 0$,
- spełnieniem tzw. warunków Inady: krańcowy produkt nakładu zbliża się do nieskończoności (zera) gdy jego wielkość zbliża się do zera (nieskończoności),
- ograniczoną substytucyjnością czynników produkcji.

Solow, wykorzystując powyższe założenia stwierdził, że jeśli klasyczne czynniki produkcji są opłacane według ich produktów krańcowych, a funkcja produkcji charakteryzuje się stałymi efektami skali, to stopa postępu technicznego (nazwana później resztą Solowa) jest różnicą między stopą wzrostu wydajności pracy a stopą wzrostu technicznego uzbrojenia pracy ważoną udziałem nakładów kapitału w produkcie. Model Solowa podlegał wielu modyfikacjom, wśród których szczególnie istotne są modele wzrostu endogenicznego. Podstawowymi modelami teorii wzrostu endogenicznego są modele Romera [1990], Lucasa [1988], [1990], Barro [1990], [1991]. Źródeł endogenicznego postępu technicznego szuka się w tych modelach po stronie akumulacji wiedzy naukowo – technicznej lub kapitału ludzkiego. Więcej informacji na temat modeli wzrostu endogenicznego znaleźć można np. w pracach Welfe [2001], [2007], Barro [1997].

Opierając się na neoklasycznym modelu wzrostu gospodarczego Solowa, Barro i Sala-i-Martin [1992] wysunęli koncepcję konwergencji warunkowej, czyli wyrównywania poziomu PKB między krajami lub regionami o zróżnicowanych początkowych wartościach tej zmiennej. Czynniki wpływającymi na występowanie konwergencji lub dywergencji są: regionalne różnice w generowaniu i adaptowaniu nowych technologii, migracje, przekształcenia strukturalne, poziom infrastruktury. Więcej informacji na temat konwergencji znaleźć można m. in. w: Barro, Sala-i-Martin [2003], de la Fuente [2000], Malaga, Kliber [2007].

W literaturze formułowane są hipotezy o konwergencji warunkowej i bezwarunkowej, typu β lub typu σ . Pojęcia te definiuje się następująco:

- konwergencja typu σ oznacza postępujące w czasie zmniejszanie się przestrzennego zróżnicowania dochodów *per capita*, mierzonego najczęściej odchyleniem standardowym;
- konwergencja typu β oznacza, że kraje o niższym początkowym poziomie dochodu *per capita* rozwijają się szybciej niż kraje początkowo wyżej rozwinięte. Występuje wówczas tzw. efekt doganiania, co prowadzi to do wyrównywania się poziomów dochodu *per capita*.

Konwergencja typu σ oznacza więc zmianę rozkładu dochodu w czasie, a konwergencja typu β dotyczy mobilności dochodu między regionami w ramach tego samego rozkładu. Ponadto, konwergencja typu β jest warunkiem koniecznym, ale niewystarczająco.

jącym do zaistnienia konwergencji typu σ . Mówiąc o β -konwergencji rozróżnia się konwergencję bezwarunkową i warunkową:

- konwergencja bezwarunkowa (absolutna) oznacza, że regiony dążą do jednakowego poziomu PKB *per capita* niezależnie od warunków początkowych. Zakłada się więc podobieństwo podstawowych parametrów opisujących gospodarki różnych regionów;
- konwergencja warunkowa oznacza, że każdy z badanych obiektów zdąża do właściwego dla siebie stanu wzrostu zrównoważonego¹, zależnego od wyjściowych cech jego gospodarki. Hipoteza ta zakłada więc zróżnicowanie podstawowych wskaźników opisujących gospodarki różnych regionów.

Wydaje się, że znaczna część współcześnie prowadzonych badań empirycznych nad wzrostem i konwergencją wykorzystuje dynamiczne modele panelowe. Obszerne uzasadnienie przyczyn tego stanu rzeczy zawarte jest w pracy Bond, Hoeffler, Temple [2001]. Jak stwierdzają autorzy, zmienne objaśniające w modelach wzrostu są zazwyczaj zmiennymi endogenicznymi (np. stopa inwestycji), podlegającymi błędom pomiaru. Istotne znaczenie ma też problem pominiętych zmiennych. Taką zmienną w modelach konwergencji jest początkowy poziom efektywności, który jest nieobserwowalny i skorelowany z początkowym poziomem dochodu, będącym jedną ze zmiennych objaśniających. Skutkiem pominięcia tej zmiennej w modelu konwergencji jest zatem obciążenie estymatora KMNK. Zastosowanie dynamicznych modeli panelowych, estymowanych metodami bazującymi na GMM daje możliwość rozwiązania tych problemów. Po pierwsze, obliczanie pierwszych różnic eliminuje z modelu zmienne stałe w czasie, między innymi początkowy poziom efektywności. Po drugie, wykorzystanie zmiennych instrumentalnych daje możliwość uzyskania zgodnych estymatorów parametrów przy endogenicznych zmiennych objaśniających, oraz rozwiązania problemów wynikających z błędów pomiaru. Zastosowanie systemowej GMM (SGMM) Blundella i Bonda daje dodatkowo szansę uzyskania estymatorów nieobciążonych w przypadku, gdy szeregi czasowe charakteryzują się wysokim stopniem trwałości (ang. *highly persistent time series*)².

2. METODY

Modelami panelowymi nazywa się modele szacowane na podstawie szczególnego rodzaju danych przekrojowo – czasowych, w których liczba obserwowanych obiektów N przekracza, niekiedy znacznie, liczbę punktów w czasie T . Cechą charakterystyczną ich konstrukcji jest wyróżnienie efektu grupowego, stałego w czasie, specyficznego dla danego obiektu³. Dynamiczny model panelowy ma postać:

$$y_{it} = \alpha_0 + \gamma y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\beta} + (\alpha_i + \varepsilon_{it}), \quad (3)$$

dla $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$.

Opóźniona zmienna objaśniana jest skorelowana ze stałymi w czasie efektami grupowymi α_i , co powoduje, że metody stosowane do estymacji statycznych modeli panelowych nie mogą być stosowane do estymacji modelu (3), gdyż estymatory te byłyby

¹ Stan wzrostu zrównoważonego (ang. *steady state*) to sytuacja, w której wszystkie zmienne mają identyczną stopę wzrostu: $\Delta Y/Y = \Delta L/L = \Delta K/K = \text{const}$.

² Szeregiem czasowym o wysokim stopniu trwałości nazywa się szereg, którego przyszłe wartości są silnie skorelowane z wartościami bieżącymi.

³ Można też wyodrębnić dodatkowo trzecią składową, stałą względem obiektów, zwaną efektem czasowym.

niezgodne i obciążone. W literaturze proponuje się alternatywne metody estymacji panelowych modeli dynamicznych. Ich przegląd znaleźć można np. w Baltagi [2008], Hsiao [2003]. Metody te bazują na Metodzie Zmiennych Instrumentalnych, Metodzie Największej Wiarygodności lub Uogólnionej Metodzie Momentów (GMM). Zaletą GMM jest między innymi możliwość uwzględnienia alternatywnych założeń odnośnie korelacji zmiennych objaśniających (elementów wektora \mathbf{x}_{it} modelu (3)) ze składnikiem losowym ε_{it} . Zmienne \mathbf{x}_{it} (wszystkie, lub część z nich) można traktować jako:

- endogeniczne, to znaczy \mathbf{x}_{it} są skorelowane z wartością bieżącą ε_{it} i wartościami opóźnionymi $\varepsilon_{i,t-s}$, ale nieskorelowane z wartościami przyszłymi $\varepsilon_{i,t+s}$,
- z góry ustalone (słabo egzogeniczne), to znaczy \mathbf{x}_{it} są nieskorelowane z ε_{it} , i $\varepsilon_{i,t+s}$, ale skorelowane z $\varepsilon_{i,t-s}$,
- ściśle egzogeniczne, to znaczy \mathbf{x}_{it} są nieskorelowane z ε_{it} , $\varepsilon_{i,t+s}$, i $\varepsilon_{i,t-s}$.

Do estymacji modelu konwergencji, prezentowanego w niniejszym referacie zastosowano dwie, jak się wydaje, obecnie najpopularniejsze metody: GMM pierwszych różnic (FDGMM) przedstawioną przez Arellano i Bonda [1991], oraz systemową GMM (SGMM) Blundella i Bonda [1998]. Poniżej przedstawiona jest zasadnicza idea tych dwóch metod.

Zastosowanie FDGMM wymaga przyjęcia założenia, że składnik losowy ε_{it} w równaniu (3) nie wykazuje autokorelacji. W celu usunięcia efektów grupowych α_i oblicza się pierwsze różnice modelu (3). W tak powstałym modelu, postaci:

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \gamma(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (\mathbf{x}_{it}^T - \mathbf{x}_{i,t-1}^T)\boldsymbol{\beta} + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}), \quad (4)$$

zmienne objaśniające zastępuje się instrumentami, którymi są opóźnione poziomy zmiennych z góry ustalonych i endogenicznych, oraz pierwsze różnice zmiennych egzogenicznych. Jedno i dwustopniowy estymator, uzyskany przy zastosowaniu GMM z wykorzystaniem wskazanych powyżej instrumentów zaproponowali Arellano i Bond [1991]. Nosi on nazwę estymatora GMM pierwszych różnic (ang. *first-differenced GMM*, FDGMM). Opracowali oni również odporny estymator wariancji dla metody jednostopniowej⁴.

Estymatory FDGMM mogą być silnie obciążone w przypadku, kiedy opóźnione poziomy zmiennych są słabymi instrumentami dla zmiennych zróżnicowanych. Sytuacja taka ma miejsce między innymi wtedy, gdy liczba obserwacji w czasie jest mała, ocena parametru autoregresyjnego zbliża się do 1, lub gdy stosunek wariancji efektu grupowego do wariancji właściwego składnika losowego jest zbyt duży. W takich przypadkach lepsze rezultaty daje stosowanie systemowego estymatora GMM (ang. *system GMM*, SGMM) Blundella i Bonda [1998]. Zasadnicza idea SGMM polega na oszacowaniu systemu równań: modelu (4) i modelu (3), a więc przyrostów i poziomów tego samego modelu. Dla równań na przyrostach postępowanie jest identyczne, jak w przypadku FDGMM. Natomiast w równaniach na poziomach, instrumentami dla z góry ustalonych i endogenicznych zmiennych objaśniających są opóźnione pierwsze różnice odpowiednich zmiennych. Instrumenty te są właściwe, przy założeniu, że ε_{it} nie wykazuje autokorelacji i że prawdziwe są warunki początkowe, postaci: $E(\alpha_i \Delta y_{i2}) = 0$ dla $i = 1, \dots, N$.

⁴ Standardowy estymator wariancji dla metody dwustopniowej jest silnie obciążony w dół, co pokazali Arellano i Bond [1991]. Odporny estymator dla metody dwustopniowej zaproponował dopiero Windmeijer [2005].

Oceny jakości modelu oszacowanego FDGMM lub SGMM dokonać można na podstawie testu autokorelacji Arellano-Bonda, testu Sargana lub różnicowego testu Sargana⁵. Są testy badające czy warunki momentów, będące w GMM podstawą wyznaczania estymatorów parametrów strukturalnych są spełnione, a więc czy zastosowane zmienne instrumentalne są właściwe.

Dodatkową możliwość sprawdzenia, czy oceny parametrów uzyskane na podstawie FDGMM lub SGMM są nieobciążone daje porównanie ich z ocenami wyznaczonymi na podstawie estymatora wewnątrzgrupowego (WG) i estymatora KMNK modelu *pooled*⁶. Nickell [1981] wykazał, że estymator WG parametru autoregresyjnego γ jest, przy ustalonym T , obciążony w dół, a estymator KMNK jest obciążony w górę (np. Hsiao [2003]). Wartość zgodnego estymatora parametru γ powinna zawierać się zatem pomiędzy wartościami tych dwóch estymatorów.

3. POSTAĆ OGÓLNA MODELU β -KONWERCENCJI I SPECYFIKACJA ZMIENNYCH

Punktem wyjścia modelu neoklasycznego modelu wzrostu, zakładającego występowanie konwergencji jest równanie:

$$\ln\left(\frac{y_{it}}{y_{i,t-1}}\right) = \alpha_0 - \gamma \ln(y_{i,t-1}) + \boldsymbol{\theta}^T \mathbf{x}_{it} + (\alpha_i + \varepsilon_{it}). \quad (5)$$

Model (5) zapisać można alternatywnie, w postaci dogodniejszej do estymacji:

$$\ln(y_{it}) = \alpha_0 + (1 - \gamma) \ln(y_{i,t-1}) + \boldsymbol{\theta}^T \mathbf{x}_{it} + (\alpha_i + \varepsilon_{it}). \quad (6)$$

gdzie:

y_{it} – poziom PKB per capita w i -tym regionie w okresie t ,

\mathbf{x}_{it} – wektor (logarytmów) zmiennych objaśniających,

$\alpha_0, \gamma, \boldsymbol{\theta}$ – parametry strukturalne,

α_i – efekty grupowe,

ε_{it} – składnik losowy.

Parametr γ w modelach (5) i (6) jest, zgodnie z teorią konwergencji warunkowej określany jako:

$$\gamma = \frac{1}{T} (1 - e^{-\beta T}), \quad (7)$$

skąd wyznaczyć można parametr β jako równy:

$$\beta = -\frac{\ln(1 - T\gamma)}{T}. \quad (8)$$

⁵ Por. M. Arellano, S. Bond, [1991], *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*, Review of Economic Studies, 58, s. 277-297.

⁶ Estymator wewnątrzgrupowy jest stosowany do szacowania modeli statycznych, w których efekty grupowe α_i są nielosowe (modeli FEM). Model *pooled* to model szacowany na podstawie danych panelowych, w którym jednak nie wyróżnia się efektów grupowych ani czasowych i zakłada się, że macierz wariancji-kowariancji składnika losowego jest sferyczna.

Wartość β decyduje o istnieniu i sile konwergencji. Jeśli ocena tego parametru jest dodatnia, to potwierdza się hipoteza o występowaniu konwergencji typu β . Oznacza to, że gospodarki biedniejszych regionów wykazują wyższą stopę wzrostu niż gospodarki bogatsze. Wartości ujemne oznaczałyby występowanie dywergencji, czyli przestrzennego zwiększania zróżnicowania zmiennej y .

Podstawowy model wzrostu i konwergencji (6) może być dla celów badań empirycznych modyfikowany. Różnice dotyczą zbioru zmiennych objaśniających, czyli elementów wektora x_{it} . Polegają one na wprowadzaniu alternatywnych miar nakładów kapitału i pracy lub dodatkowych zmiennych objaśniających. Omówienie alternatywnych metod pomiaru kapitału ludzkiego i przykłady empirycznych modeli, które uwzględniają tę zmienną, znaleźć można np. w pracy Welfe [2007] w rozdziale 5. Inną propozycją, którą traktować można jako próbę endogenizacji postępu technicznego, jest poszerzenie zbioru zmiennych objaśniających o miarę nakładów na badania i rozwój (Tokarski [1995]).

Również w prezentowanym tu badaniu podejmowano próby alternatywnego doboru zmiennych objaśniających, z wykorzystaniem sugestii, przedstawionych powyżej. Zmienną objaśnianą estymowanych modeli był produkt krajowy brutto na 1 mieszkańca, w zł. (*PKBpc*). Lista potencjalnych zmiennych objaśniających, którymi dysponowano przeprowadzając badanie jest następująca:

- dla określenia wielkości kapitału fizycznego:
gludpr - stopa wzrostu liczby ludności w wieku produkcyjnym (powyżej 17 lat) powiększona o stopę deprecjacji kapitału i stopę postępu technicznego $(g + \delta)^7$,
glp - stopa wzrostu liczby pracujących powiększona o $(g + \delta)$,
glud - stopa wzrostu liczby ludności powiększona o $(g + \delta)$,
tup - techniczne uzbrojenie pracy, mierzone wartością środków trwałych brutto na pracującego, w tys. zł.,
- dla określenia wielkości inwestycji:
sinw - stopa inwestycji, liczona jako udział nakładów inwestycyjnych w PKB,
inwpr - nakłady inwestycyjne na pracującego w zł.,
- dla określenia wielkości nakładów na działalność badawczo- rozwojową (BiR):
sibr - nakłady na BiR w relacji do PKB w %,
nbrpc - nakłady na BiR na 1 mieszkańca w zł.,
nbrinw - nakłady na BiR w relacji do nakładów inwestycyjnych,
- dla określenia wielkości kapitału ludzkiego:
hk - kapitał ludzki, określony jako suma liczb pracujących z kolejnymi poziomami wykształcenia ważonych stosunkiem liczby lat nauki dla danego poziomu do liczby lat nauki dla wykształcenia podstawowego. Taka konstrukcja jest własną adaptacją sugestii Welfe⁸ oraz Ascari i Di Cosmo⁹.

Wszystkie zmienne wyrażone są w cenach stałych z 2000 r.

⁷ Wartość 0,05, o którą powiększane są stopy wzrostu jest stopą deprecjacji kapitału i stopą postępu technicznego. Jest to wartość standardowo przyjmowana w większości badań, a przedstawiona po raz pierwszy w Caselli, Esquivel, Lefort [1996].

⁸ Welfe W. (red.), [2007], *Gospodarka oparta na wiedzy*, PWE, Warszawa, s. 120.

⁹ Ascari G., Di Cosmo V., [2004], *Determinants of Total Factor Productivity in the Italian Regions*, University of Pavia, Department of Economics, Working Paper # 170 (12-04), s. 22.

Dane statystyczne, wykorzystane w badaniu pochodzą witryny internetowej GUS, oraz z roczników statystycznych województw. Obejmują one okres od 2000 do 2007 roku. Zebrano je dla 16 województw naszego kraju.

4. WYNIKI ESTYMACJI MODELU β -KONWERGENCJI¹⁰

Zmienną objaśnianą w prezentowanych modelach jest PKB *per capita* (*PKBpc*). Kształtowanie się tej zmiennej w poszczególnych województwach w okresie objętym badaniem przedstawione jest na rysunku 1.

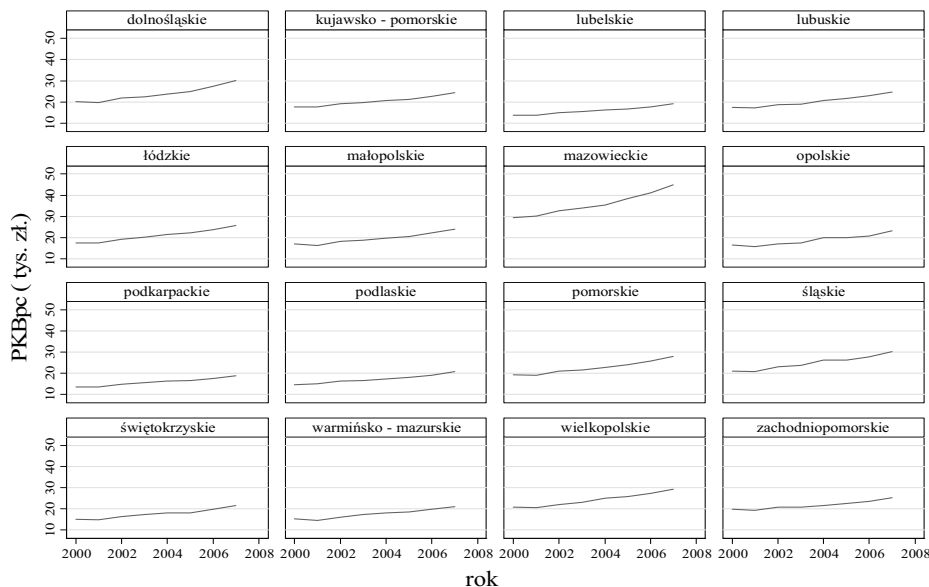
Badanie występowania konwergencji województw prowadzone było w oparciu o model (6). Oszacowanych zostało kilkanaście modeli, w których uwzględniano wymienione powyżej alternatywne miary czynników, mogących mieć wpływ na PKB *per capita*. Dodatkowo wprowadzono do modelu zmienne zero – jedynkowe dla wybranych lat. Próby uwzględnienia w modelu konwergencji miar kapitału ludzkiego lub miar nakładów na działalność badawczo - rozwojową zakończyły się jednak niepowodzeniem, ponieważ ocena tempa konwergencji była nieakceptowana. Tego typu miary z powodzeniem włączane były przez autorkę do statycznego modelu wzrostu (Dańska-Borsiak [2009]). Wydaje się więc, że choć wpływają one na wzrost PKB *per capita*, to nie mają znaczenia dla tempa konwergencji.

Najlepsze wyniki statystyczno - merytoryczne uzyskano dla najprostszego modelu, dość szeroko wykorzystywanego w badaniach empirycznych. Stosowany on był w badaniach konwergencji regionów Unii Europejskiej m. in. przez: Caselli, Esquivel, Lefort [1996], Bond, Hoeffler, Temple [2001], Ciołek [2004]. Postać modelu jest następująca:

$$\ln(PKBpc_{it}) = \alpha_0 + (1 - \gamma) \ln(PKBpc_{i,t-1}) + \theta_1 \ln(głud) + \theta_2 \ln(inwpr_{i,t-1}) + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Do estymacji modelu (9) stosowane były FDGMM i SGMM. Zmienne objaśniające (wszystkie lub część z nich) traktowane były alternatywnie jako zmienne ściśle egzogeniczne, słabo egzogeniczne lub endogeniczne. W tabeli 1 przedstawione są wybrane wyniki estymacji modelu (9) uzyskane przy zastosowaniu wspomnianych powyżej metod. Prezentowane wyniki uzyskano na podstawie estymatorów jednostopniowych. Zastosowanie metod dwustopniowych nie dało zadowalających wyników. W wyniku wielu prób uznano ostatecznie, że zmienną nie egzogeniczną są nakłady inwestycyjne na pracującego (*inwpr*). Endogeniczność tej zmiennej jest zgodna z oczekiwaniami (patrz paragraf 2). Oznaczenia „endo”, „pre” i „egzo” przy nazwach metod SGMM i FDGMM określają jak traktowana była zmienna *inwpr*: endogenicznie, słabo egzogenicznie lub ściśle egzogenicznie.

¹⁰ Prezentowana tu analiza jest powtórzeniem badania prezentowanego w pracy B. Dańska-Borsiak, *Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych*, Wydawnictwo UŁ, przyjęte do druku. Wartości PKB według województw są publikowane przez GUS z ponad dwuletnim opóźnieniem. Dlatego w pierwotnym badaniu wykorzystano własne oszacowania wojewódzkich wartości PKB za rok 2007. Modele prezentowane w niniejszej pracy są szacowane na podstawie danych rzeczywistych, które obecnie są już dostępne. Oceny parametrów zmieniły się bardzo nieznacznie, a wnioski ogólne pozostają niezmiennie w stosunku do badania pierwotnego.

Rys. 1. Poziom PKB *per capita* w tys. zł. według województw, w latach 2000-2007

Źródło: opracowanie własne.

W kolumnach 5 i 6 tabeli 1 (poniżej) zawarte są wyniki estymacji modelu (9) uzyskane na podstawie estymatora wewnątrzgrupowego (WG) i estymatora KMNK modelu *pooled*. Celem ich zamieszczenia jest, jak wspomniano w zakończeniu paragrafu 2, określenie przedziału, w którym powinna się zgodna ocena parametru autoregresyjnego γ . W przedziale tym: od -0,0996 do 0,0358 zawierają się zawarte w kolumnach 1 i 2 oceny $\hat{\gamma}$ uzyskane na podstawie SGMM, przy założeniu, że nakłady inwestycyjne są zmienną endogeniczną (wartość $\hat{\gamma} = -0,0368$) lub z góry ustaloną (wartość $\hat{\gamma} = -0,0105$). Potraktowanie *inwpr* jako zmiennej egzogenicznej w procesie estymacji SGMM (kolumna 3) lub zastosowanie FDGMM (kolumna 4) skutkuje tym, że estymatory parametru γ , a co za tym idzie oceny parametru konwergencji β są obciążone. Tempo rocznej konwergencji wyznaczone na podstawie FDGMM wynosiłoby ponad -11%, a na podstawie SGMM, przy założeniu egzogeniczności zmiennej *inwpr* – około -9%. Są to wartości co do modułu przeszacowane.

Powyższe wnioski są zgodne z przedstawianymi a literaturze tezami, że zastosowanie FDGMM do estymacji modeli wzrostu nie jest poprawne¹¹. Wysoki stopień trwałości szeregów powoduje bowiem, że liczba instrumentów możliwych do wykorzystania dla modelu pierwszych różnic maleje. Co ciekawe, wyniki testu Arellano-Bonda nie wskazują na problemy ze słabością instrumentów. Wartości statystyk m_2 wskazują na brak autokorelacji drugiego rzędu w modelu pierwszych różnic, niezależnie od metody estymacji. Jedynie porównanie *p-value* dla statystyki m_1 , która w kolumnach 3 i 4 jest

¹¹ Por. S. Bond, A. Hoeffler, J. Temple, [2001], *GMM estimation of empirical growth models*, CEPR Discussion Paper, 3048, Centre for Economic Policy Research, London.

wyższa niż w kolumnach 1 i 2 może sygnalizować pojawiające się problemy z poprawnością metody estymacji.

Tab. 1. Wyniki estymacji modelu konwergencji typu β

Zmienna objaśniająca/ Test statystyczny	Metoda estymacji					
	SGMM endo	SGMM pre	SGMM egzo	FDGMM endo	WG	KMNK
	1	2	3	4	5	6
$\ln(PKBpc_{i,t-1})$	1,0368*** (0,0485)	1,0105*** (0,0473)	1,0987*** (0,0647)	1,1853*** (0,0597)	1,0996*** (0,0865)	0,9642*** (0,0192)
$\hat{\gamma}$	-0,0368	-0,0105	-0,0932	-0,1853	-0,0996	0,0358
$\hat{\beta}$	-0,0323	-0,0101	-0,0745	-0,1137	-0,0733	0,0422
$\ln(glud_{it})$	-0,3420*** (0,1441)	-0,4215** (0,1737)	-0,5520*** (0,7513)	-0,5743*** (0,2076)	-0,3838** (0,2122)	-0,1489*** (0,0649)
$\ln(inwpr_{i,t-1})$	0,0671*** (0,0263)	0,0821*** (0,0252)	0,0478 (0,0343)	0,0135 (0,0316)	0,0539** (0,0331)	0,0542*** (0,0191)
<i>cons</i>	-1,4738** (0,7964)	-1,4939*** (0,7374)	-2,4550*** (0,9763)	-3,3943*** (0,8793)	-2,0352 (0,9656)	-0,3110 0,3070
$m_1[p\text{-value}]$	-2,016 [0,014]	-1,982 [0,017]	-1,998 [0,046]	-2,145 [0,032]	—	—
$m_2[p\text{-value}]$	1,109 [0,268]	1,084 [0,278]	0,662 [0,508]	0,288 [0,773]	—	—
Sargan [<i>p-value</i>]	64,215 [0,139]	86,744 [0,014]	66,904 [0,000]	66,464 [0,007]	—	—
dif-Sargan [<i>p-value</i>]	15,751 [0,203]	15,571 [0,273]	10,343 [0,111]	—	—	—
R^2	—	—	—	—	0,980	0,982

Ocena parametru β określa szybkość konwergencji i jest obliczona ze wzoru (8) na podstawie oszacowanej wartości parametru γ przy zmiennej $\ln(PKBpc_{i,t-1})$; symbol *** przy ocenie parametru oznacza, że wartość p dla testu t -Studenta $p < 0,05$; symbol ** oznacza $p \leq 0,1$; pozostałych zmiennych nie można uznać za istotne; w nawiasach, pod ocenami parametrów zamieszczono błędy szacunku parametrów, wyznaczone na podstawie odpornych estymatorów wariancji składnika losowego; m_1 i m_2 oznaczają wartości empiryczne testu autokorelacji Arellano-Bonda, odpowiednio $AR(1)$ i $AR(2)$; w nawiasach kwadratowych – wartości p dla H_0 : autokorelacja pierwszego (drugiego) rzędu nie występuje; Sargan i dif-Sargan oznaczają wartości empiryczne testu Sargana i różnicowego testu Sargana; w nawiasach kwadratowych – wartości p dla H_0 : warunki ponad-identyfikujące są spełnione, odczytane dla odpowiedniej liczby stopni swobody, zależnej od liczby wykorzystanych instrumentów.

Źródło: obliczenia własne.

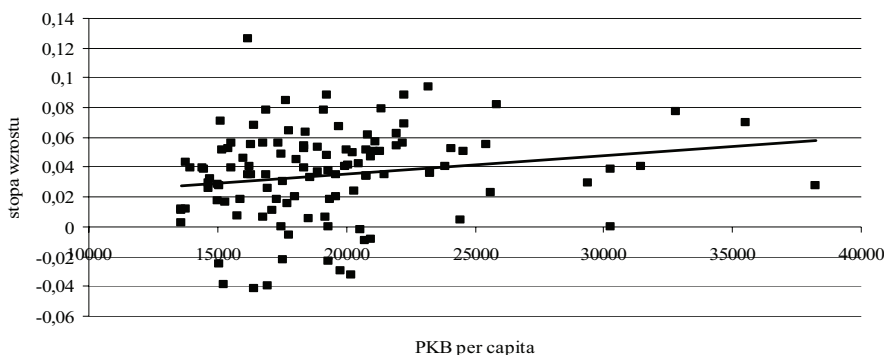
Natomiast bardziej wrażliwy okazał się test Sargana. Zgodnie z jego wynikami, na poziomie istotności 0,05, tylko SGMM z założeniem endogeniczności nakładów inwestycyjnych jest poprawną metodą estymacji modelu (9). Dlatego dalsza analiza dotyczyć będzie wyników uzyskanych tą metodą.

Najważniejszym wnioskiem uzyskanym na podstawie modelu (9) jest brak tendencji zbieżnej w kształtowaniu się PKB *per capita* według województw. Uzyskana ocena parametru β , decydującego o istnieniu i sile konwergencji jest ujemna: $\hat{\beta} = -0,0323$. Świadczy to o występowaniu w Polsce zjawiska dywergencji, a więc rozbieżności

w kształtowaniu się PKB *per capita* w województwach, przy czym tempo tej rozbieżności wynosi 3,2% rocznie. Jest to tendencja negatywna, ponieważ utrwała ona podział województw na bogatsze i biedniejsze. Potwierdzeniem uzyskanych wyników jest ocena współczynnika korelacji między roczną stopą wzrostu PKB *per capita* a opóźnionym poziomem wartości tej cechy w województwach¹³. Współczynnik ten ma wartość $r(PKBpc_{i,t-1}, gPKBpc_{ii})=0,1845$. Znak dodatni wskazuje na istnienie tendencji rozbieżnej, a więc na zwiększanie się różnic PKB *per capita* między województwami.

Zależność między rocznymi stopami wzrostu BKB *per capita* a opóźnionym poziomem wartości tej zmiennej w województwach w latach 2000-2007 przedstawiono na rysunku 2.

Rys. 2. Stopy wzrostu PKBpc w roku t a poziom PKBpc w zł. w roku $t-1$ w latach 2000-2007



Źródło: opracowanie własne.

Wniosek o występowaniu dywergencji województw jest zbieżny z wnioskami innych opracowań, np. Wójcika [2004] i cytowanych przez niego wcześniejszych prac. Autor prowadził swoje badanie na podstawie danych z lat 1990-2001, a więc bezpośrednio poprzedzających okres niniejszej analizy. Wyodrębnił on lata 1990-1995 jako okres zmniejszania dysproporcji między województwami, a lata 1995-2001 jako okres rozwarstwiania się dochodu i pojawiania się tendencji dywergencyjnej. Być może prezentowane obecnie wyniki uchwyciły kontynuację tej tendencji. Uzyskane obecnie wyniki są ponadto zgodne z wynikami prezentowanymi w referacie Dańskiej-Borsiak [2008], uzyskanymi na podstawie danych z lat 2001-2006. Uzyskana wówczas ocena parametru konwergencji wynosiła $\hat{\beta} = -0,05$.

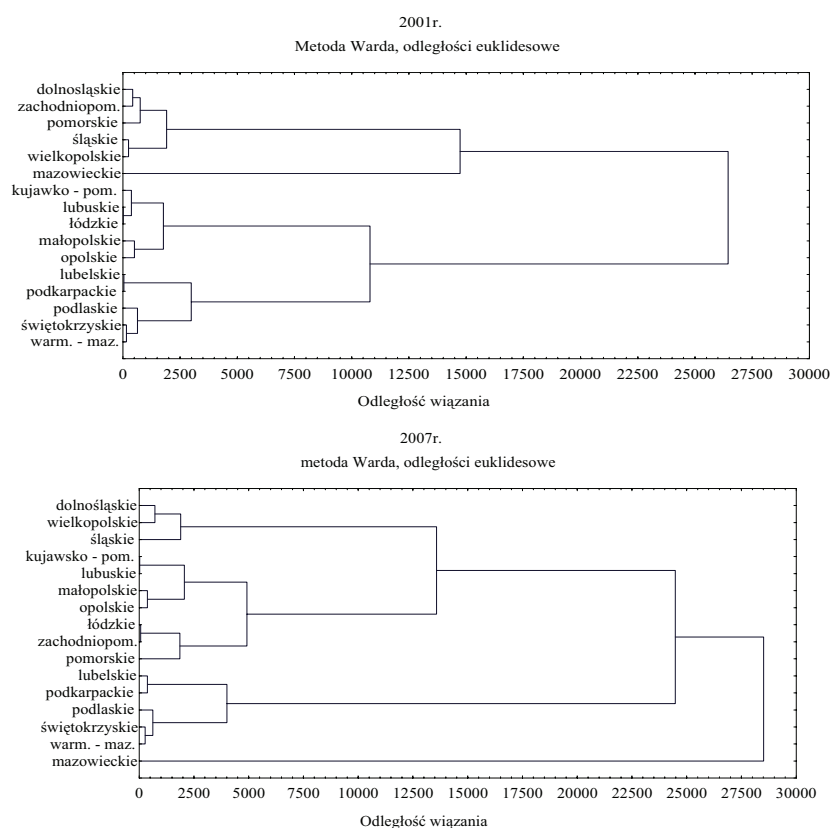
W kontekście uzyskanych wyników wspomnieć trzeba o pojawiającej się wśród ekonomistów koncepcji konwergencji klubowej. Polega ona na zbliżaniu się do siebie regionów o podobnych charakterystykach strukturalnych i podobnych warunkach początkowych, które tworzą „kluby” coraz bardziej różniące się od innych „klubów”. Zbadanie, czy proces konwergencji klubowej dokonuje się w Polsce, może być przedmiotem dalszej analizy. Próby jej przeprowadzenia na podstawie dynamicznych modeli panelowych zostały podjęte, niestety nie udało się uzyskać zadowalających rezultatów. Wydaje się, że weryfikacja hipotezy o konwergencji klubowej w Polsce wymagałaby zastosowa-

¹³ Por. T. Tokarski, [2008], *Oszacowanie regionalnych funkcji produkcji*, Wiadomości Statystyczne, t. 10, s. 38-53.

nia innych narzędzi niż modele ekonometryczne. Powodem jest zbyt mała liczba województw należących do wyodrębnionych „klubów”, która powoduje problemy metodologiczne, związane z obciążeniem estymatorów, charakterystycznym dla małych prób. Być może właściwą metodą byłaby stosowana w artykule Wójcika [2004] metoda oparta na procesach Markowa i estymacji pełnej warunkowej funkcji gęstości. Jej zastosowanie wykracza jednak poza ramy niniejszej pracy.

W celu wstępnego rozpoznania, czy hipoteza konwergencji klubowej na szczeblu województw jest prawdopodobna, zastosowano metodę analizy skupień (ang. *cluster analysis*). Jest to narzędzie do eksploracyjnej analizy danych, którego celem jest wyodrębnienie grup podobnych do siebie obiektów. Obiekty łączy się w grupy w taki sposób, aby stopień powiązania dowolnego obiektu z obiektami należącymi do tej samej grupy był jak największy, a z obiektami z pozostałych grup jak najmniejszy. Początkowo każdy obiekt stanowi swoją własną klasę. Następnie, osłabiając kryteria przypisania obiektów do tego samego skupienia tworzy się kolejne, większe skupienia coraz bardziej zróżnicowanych elementów. Na ostatnim etapie, wszystkie obiekty zostają ze sobą połączone.

Rys. 3. Grupowanie województw ze względu na zmienne: $PKBpc_{i,t-1}$, $glud_{it}$, $inwpr_{i,t-1}$



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 3 przedstawia schemat łączenia 16 województw w grupy. Jest to tak zwany wykres drzewkowy, w którym na osi poziomej odłożone są odległości aglomeracyjne. Przy każdym węźle, gdzie uformowało się nowe skupienie, można odczytać odległość, w której odpowiednie elementy zostały powiązane ze sobą, tworząc nowe skupienie. Grupowania dokonano na podstawie zmiennych, które uwzględnione były w modelu konwergencji (9). Przyjęto bieżące lub opóźnione wartości kolejnych zmiennych, uwzględniając to, jakie wartości występują w modelu. Metodę analizy skupień stosowano dwukrotnie: na podstawie danych z roku 2001 – pierwszego roku próby, dla którego znane były opóźnione wartości zmiennych i na podstawie danych z roku 2007 – ostatniego roku próby.

Porównanie efektów grupowania województw dla roku 2001 i dla roku 2007 pozwala stwierdzić kilka zmian. Podstawową jest oddalenie się województwa mazowieckiego, które w 2007 r. utworzyło odrębne, odległe skupienie – odległość wiązania wynosi ok. 28000. W roku 2001 województwo to było bardziej zbliżone do skupienia, utworzonego przez województwa: dolnośląskie, zachodniopomorskie, pomorskie, śląskie i wielkopolskie – jego odległość od tego skupienia wynosiła ok. 15000. Ponadto średnie odległości wiązania dla tzw. skupień trzeciego rzędu, powstających w trzecim kroku łączenia województw zwiększyły się. W roku 2001 w odległości 2000 utworzyły się już dwa duże skupienia trzeciego rzędu (województwa: dolnośląskie, zachodniopomorskie, pomorskie połączone zostały z województwami: śląskim i wielkopolskim, a województwa: kujawsko-pomorskie, lubuskie i łódzkie – z województwami: małopolskim i opolskim). Natomiast w roku 2007 w odległości 2500 utworzone było dopiero jedno skupienie trzeciego rzędu, składające się zaledwie z czterech województw: kujawsko-pomorskie i lubelskie połączone zostało z małopolskim i opolskim. Dodatkowo, o ile w 2001 r. w odległości ok. 15000 widoczne były dwa zasadnicze skupienia, z których pierwsze tworzyły województwa dolnośląskie, zachodniopomorskie, pomorskie, śląskie, wielkopolskie i mazowieckie, a drugie – pozostałe województwa, to w 2007 r. w tej samej odległości można wyodrębnić aż cztery takie skupienia: (1) dolnośląskie, wielkopolskie, śląskie, (2) kujawsko-pomorskie, lubuskie małopolskie, opolskie, łódzkie, zachodniopomorskie, pomorskie, (3) lubelskie, podkarpackie, podlaskie, świętokrzyskie, warmińsko-mazurskie, (4) mazowieckie. Przeprowadzona powyżej analiza aglomeracyjna wydaje się wskazywać na duże prawdopodobieństwo tworzenia się w Polsce grup województw podobnych, oddalających się coraz bardziej od pozostałych grup, a więc procesu konwergencji klubowej.

Można przypuszczać, że przyczyną zjawiska dywergencji lub konwergencji klubowej mogą być różnice poziomu infrastruktury, efekty aglomeracji i różnice w zasobach kapitału ludzkiego, pogłębiane przez migracje między województwami i zagranicze.

LITERATURA

- Arellano M., Bond S., [1991], *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*, Review of Economic Studies, 58, s. 277-297.
- Ascari G., Di Cosmo V., [2004], *Determinants of Total Factor Productivity in the Italian Regions*, University of Pavia, Department of Economics, Working Paper # 170 (12-04), <http://129.3.20.41/eps/mac/papers/0511/0511009.pdf> (8.03.2009 r.).
- Baltagi B.H., [2008], *Econometric Analysis of Panel Data*, Wiley&Sons, Chichester.
- Barro R.J., [1990], *Government spending in a simple model of endogenous growth*, Journal of Political Economy, vol. 98, s. 103-125.
- Barro R.J., [1991], *Economic growth in cross-section of countries*, Quarterly Journal of Economics, vol. 106, s. 407-443.
- Barro R.J., [1997], *Makroekonomia*, PWE, Warszawa
- Barro R.J., Sala-i-Martin X., [1992], *Convergence*, Journal of Political Economy, vol.100, s. 223-251.
- Barro R.J., Sala-i-Martin X., [2003], *Economic Growth*, MIT Press.
- Blundell R., Bond S., [1998], *Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models*, Journal of Econometrics, 87(1), s. 115-143.
- Bond S., Hoeffler A., Temple J., [2001], *GMM estimation of empirical growth models*, CEPR Discussion Paper, 3048, Centre for Economic Policy Research, London.
- Caselli F., Esquivel G., Lefort F., [1996], *Reopening the convergence debate: anew look at cross-country growth empirics*, Journal of Economic Growth, vol. 1, s. 363-389.
- Ciołek D., [2004], *Szacowanie regresji wzrostu i konwergencji na podstawie danych panelowych*, [w:] Welfe A. (red.), *Metody ilościowe w naukach ekonomicznych*, Czwarte Warsztaty Doktorskie z Zakresu Ekonometrii i Statystyki, SGH, Warszawa, s. 11-32.
- Dańska-Borsiak B., [2008], *Wzrost gospodarczy województw. Analiza na podstawie panelowego modelu dynamicznego*, referat przedstawiony na konferencji: *Modele i prognozy w ekonomii i finansach*, Olsztyn – Łańsk.
- Dańska-Borsiak B., [2009], *Analiza wzrostu gospodarczego województw*, Wiadomości Statystyczne, tom 1, s. 50-59, Warszawa.
- de la Fuente A., [2000], *Convergence cross countries and regions: theory and empirics*, CEPR Discussion Paper, 2465, Centre for Economic Policy Research, London.
- Hsiao C., [2003], *Analysis of Panel Data*, 2nd edn. Cambridge: Cambridge University Press.
- Lucas R., [1988], *On the mechanism of Economic development*, Journal of Monetary Economics, vol.22, s. 3-42
- Malaga K., Kliber P., [2007], *Konwergencja i nierówności regionalne w Polsce w świetle neoklasycznych modeli wzrostu*, Wyd. Akademii Ekonomicznej, Poznań.
- Nickell S., [1981], *Biases in dynamic models with fixed effects*, Econometrica, 49, s. 1417 – 1426.
- Romer P.M., [1990], *Endogenous technological change*, Journal of Political Economy, vol. 98, s. 71-102.
- Tokarski T., [1995], *Nakłady na badania i rozwój a wzrost dochodu narodowego i wydajność pracy*, Wiadomości Statystyczne, nr. 1, s. 33-41.
- Tokarski T., [2008], *Oszacowanie regionalnych funkcji produkcji*, Wiadomości Statystyczne, t. 10, s. 38-53.
- Welfe W. (red.), [2001], *Ekonometryczny model wzrostu gospodarczego*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Welfe W. (red.), [2007], *Gospodarka oparta na wiedzy*, PWE, Warszawa.
- Windmeijer F., [2005], *A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimators*, Journal of Econometrics, vol.126(1), s. 25-51.
- Wójcik P., [2004], *Konwergencja regionów Polski w latach 1990-2001*, Gospodarka Narodowa, nr.11-12, s. 69-85.

Źródła danych statystycznych

Witryna internetowa GUS: <http://www.stat.gov.pl>

Roczniki Statystyczne Województw, GUS, [2002] do [2008]

**CONVERGENCE OR DIVERGENCE OF POLISH VOIVODESHIPS?
ANALYSIS BASED ON DYNAMIC PANEL DATA MODEL**

In the paper an attempt is made to answer the question if the process of convergence between Polish voivodeships exists. More precisely, the objective of the research is β -convergence. Its existence means that the countries in which the initial level of GDP per capita is low, develop faster than countries with higher initial level of income. In this case a catch-up effect is observed, which equalizes the levels of income.

As a tool of analysis dynamic panel data models are applied. Two alternative estimation methods were applied: Arellano - Bond *first-differenced GMM* and Blundell – Bond *system GMM*. The main conclusion from the research is the lack of concurrent tendency of GDP per capita between Polish voivodeships. The estimate of the parameter β that decides the existence and strength of the convergence shows that there exists a divergent tendency in GDP per capita between voivodeships.