

*Adrian Burdziak**

SZYBKOŚĆ PROCESÓW ZBIEŻNOŚCI GOSPODARCZEJ POLSKICH PODREGIONÓW W LATACH 1995–2006 W ŚWIETLE MODELU WZROSTU GOSPODARCZEGO SOLOWA¹

WPROWADZENIE

Celelem artykułu jest próba pomiaru szybkości konwergencji ekonomicznej w gospodarce polskiej w latach 1995–2006. Analizy dokonano dla podregionów – jednostek mniejszych od województw. Na podstawie określonych wskaźników ekonomicznych dla tego poziomu agregacji dokonuje się rozdysponowania subwencji wyrównawczej dla powiatów oraz gmin. Znajomość procesów gospodarczych na szczeblu podregionów, rzadko analizowanych w badaniach empirycznych, może istotnie przyczynić się do lepszego zrozumienia funkcjonowania gospodarki polskiej w ujęciu regionalnym. Zagadnienie efektu konwergencji przedstawiono w pracach Wójcika [2008] oraz Burdziaka [2009], jednak okres prezentowanych w nich analiz kończy 2005 rok. Wykorzystując odmienną metodologię (analiza pełnego rozkładu – Wójcik [2008] oraz statystyczna analiza tendencji – Burdziak [2009]), w obu opracowaniach wnioskowano o braku podstaw do wskazania procesów konwergencji absolutnej. Badanie empiryczne w prezentowanej pracy dotyczyło zagadnienia zbieżności warunkowej w myśl modelu wzrostu gospodarczego Solowa.

Struktura artykułu jest następująca: w pierwszej części zaprezentowano wprowadzenie równania konwergencji na podstawie modelu wzrostu gospodarczego

* Studia doktoranckie ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego, Katedra Makroekonomii. Poglądy zawarte w tekście odzwierciedlają wyłącznie stanowisko autora.

¹ Autor składa serdeczne podziękowania recenzentom, pracownikom Katedry Makroekonomii Uniwersytetu Łódzkiego oraz mgr Ewie Gałęckiej–Burdziak z Katedry Ekonomii I SGH za cenne uwagi zgłoszone do wcześniejszej wersji artykułu.

Solowa [1956], następnie przedstawiono grupę statystyk opisowych dotyczących polskich podregionów w latach 1995–2006, omówiono wyniki estymacji równania warunkowej konwergencji gospodarczej przy wykorzystaniu wybranych metod ekonometrycznych, całość kończy podsumowanie.

PROCES KONWERCENCJI W MODELU WZROSTU GOSPODARCZEGO SOLOWA

Efekt konwergencji gospodarczej jest charakterystyczny dla długiego horyzontu czasu oraz wiąże się ze zjawiskiem wzrostu gospodarczego. Hipoteza zbieżności² odnajduje uzasadnienie na podstawie neoklasycznych modeli wzrostu gospodarczego. W artykule wykorzystano model Solowa z 1956 roku [Solow, 1956], który pozwala na analizę konwergencji warunkowej typu beta (β) [Tokarski, 2001, s. 56]. Procesy β -konwergencji odnoszą się do zależności między przeciętną stopą wzrostu a poziomem indykatora na początku badanego okresu [Wójcik, 2005, s. 186]. Zakłada się, iż gospodarka o początkowo niższych wskaźnikach charakteryzować się będzie wyższą stopą wzrostu.

W analizie przyjęto funkcję produkcji³ typu Cobba–Douglasa z postępowo technicznym potęgującym efektywność nakładów pracy [Allen, 1975, s. 236]. Strumień produkcji i -tego regionu opisuje neoklasyczna funkcja produkcji postaci:

$$Y_i(t) = K_i^{\alpha_i}(t) \cdot [A_i(t) \cdot L_i(t)]^{1-\alpha_i}, \quad (1)$$

gdzie:

- $Y_i(t)$ – strumień homogenicznego produktu w regionie i w momencie t ,
- $K_i(t)$ – zasób kapitału rzeczowego w regionie i w momencie t ,
- $L_i(t)$ – zasób pracy w regionie i w momencie t ,
- $A_i(t)$ – zasób wiedzy naukowo-technicznej⁴ w regionie i w momencie t ,
- $\alpha_i(1-\alpha_i)$ – elastyczność strumienia produktu względem nakładów kapitału rzeczowego (pracy) w regionie i .

Wolumen produktu w każdym okresie w danym regionie rozkłada się na wydatki konsumpcyjne oraz inwestycyjne, co wyrażono równaniem:

$$Y_i(t) = C_i(t) + I_i(t), \quad (2)$$

gdzie:

- $C_i(t)$ – wydatki konsumpcyjne w regionie i w momencie t ,
- $I_i(t)$ – wydatki inwestycyjne w regionie i w momencie t .

² Sformułowania „konwergencja” oraz „zbieżność” stosowano zamiennie [por. Próchniak, 2004, s. 1].

³ Funkcja produkcji stanowi matematyczny zapis zależności pomiędzy nakładami czynników produkcji a osiągniętym produktem. Przyjęto założenie, iż funkcja produkcji opisana równaniem (1) charakteryzuje się neoklasycznymi właściwościami [Rogut, Roszkowska, 2006, s. 36–40].

⁴ Określenie zaczerpnięte z opracowania E. Kwiatkowskiego [2005, s. 288] obejmowało definitywnie nieustanny wzrost efektywności siły roboczej [Robinson, 1938, s. 140].

Zakłada się, iż nakłady inwestycyjne są finansowane z oszczędności, które w każdej chwili stanowią stałą część produktu, co zapisano układem równań:

$$\begin{cases} I_i(t) = S_i(t) & (3a) \\ S_i(t) = s_i \cdot Y_i(t), & (3b) \end{cases}$$

gdzie:

$S_i(t)$ – oszczędności w regionie i w momencie t ,

s_i – stopa oszczędności w regionie i zawiera się w przedziale $(0,1)$.

Liczba pracujących (ludności⁵) wzrasta zgodnie ze stałą, egzogeniczną stopą m_i , daną wzorem⁶:

$$\lambda_i = [dL_i(t)/dt] \cdot [1/L_i(t)]. \quad (4)$$

Zasób wiedzy naukowo–technicznej rośnie według stałej, dodatniej, egzogenicznej stopy g_i , co implikuje równanie:

$$g_i = [dA_i(t)/dt] \cdot [1/A_i(t)]. \quad (5)$$

W kolejnych częściach artykułu wykorzystano intensywną postać funkcji produkcji, powstałą w wyniku obustronnego podzielenia formuły (1) przez iloczyn liczby pracujących oraz czynnika $A_i(t)$. Techniczne uzbrojenie pracy $[k_i(t)]$ zdefiniowano jako kapitał rzeczowy przypadający na jednostkę efektywnej pracy (iloczyn liczby pracujących oraz zasobu wiedzy naukowo-technicznej), co zapisano wzorem:

$$k_i(t) \equiv K_i(t) / [A_i(t) \cdot L_i(t)]. \quad (6)$$

Dynamikę kapitału rzeczowego w modelu Solowa uzależniono od poziomu nakładów inwestycyjnych oraz procesu deprecjacji. Inwestycje skutkują przyrostem zasobu kapitału rzeczowego [Kliber, 2007, s. 75]. Deprecjacja stanowi proces fizycznego oraz moralnego zużywania się omawianego zasobu [Kuchta, 2007, s. 55]. Dynamikę kapitału rzeczowego modelu Solowa przedstawiono równaniem:

$$[dK_i(t)/dt] = s_i \cdot K_i^{\alpha_i}(t) \cdot [A_i(t) \cdot L_i(t)]^{1-\alpha_i} - \rho_i \cdot K_i(t), \quad (7)$$

gdzie:

ρ_i – stopa deprecjacji kapitału rzeczowego w regionie i zawiera się w przedziale $(0, 1)$.

Dynamikę technicznego uzbrojenia pracy, po przekształceniu wzoru (7) do postaci intensywnej, określono zależnością:

$$[dk_i(t)/dt] = s_i \cdot k_i^{\alpha_i}(t) - (g_i + \rho_i + \lambda_i) \cdot k_i(t). \quad (8)$$

⁵ Założenie dotyczące analizy dla liczby ludności pozwala na charakterystykę procesów konwergencji realnej na mieszkańca, choć nie jest to zgodne z założeniami modelu wzrostu gospodarczego Solowa [Barro, Sala-i-Martin, 2004, s. 54].

⁶ Zapis $dL_i(t)/dt$ oznacza pochodną po czasie dla stopy wzrostu pracujących oraz kolejnych zmiennych wykorzystanych w części pierwszej artykułu.

Dzieląc obustronnie przez zasób technicznego uzbrojenia pracy, pogrupowano równanie (8) celem równoważnego zapisu:

$$[dk_i(t)/dt]/k_i(t) = s_i \cdot k_i^{(\alpha_i-1)}(t) - (g_i + \rho_i + \lambda_i). \quad (9)$$

Współczynnik β -konwergencji określał spadek stopy wzrostu technicznego uzbrojenia pracy przy wzroście zasobu kapitału przypadającego na jednostkę efektywnej pracy [Barro, Sala-i-Martin, 2004, s. 56]. Parametr β zdefiniowano jako:

$$\beta \equiv -d\{[dk_i(t)/dt]/k_i(t)\}/dk_i(t). \quad (10)$$

Przyjęto *a priori* założenie o ujemnym znaku pochodnej w celu otrzymania dodatniego współczynnika zbieżności gospodarczej [Barro, Sala-i-Martin, 2004, s. 57]. W celu wyznaczenia parametru β -konwergencji zapisano formułę (9) jako funkcję logarytmiczną uzależnioną od technicznego uzbrojenia pracy:

$$[dk_i(t)/dt]/k_i(t) = s_i \cdot e^{(\alpha_i-1) \cdot \log(k_i(t))} - (g_i + \rho_i + \lambda_i). \quad (11)$$

Korzystając z zależności (10), otrzymano pochodną równania (11) względem zasobu technicznego uzbrojenia pracy:

$$\beta = (1 - \alpha_i) \cdot s_i \cdot k_i^{(\alpha_i-1)}(t). \quad (12)$$

Współczynnik β -konwergencji nie jest stały w czasie [Próchniak, Witkowski, 2006, s. 2]. Zmierza monotonicznie wraz ze wzrostem technicznego uzbrojenia pracy do poziomu w stanie stacjonarnym. W stanie stacjonarnym techniczne uzbrojenie pracy określono poprzez rozwiązanie równania (9) [Barro, Sala-i-Martin, 2004, s. 33]:

$$k_i^*(t) = [s_i/(g_i + \rho_i + \lambda_i)]^{1/1-\alpha_i}. \quad (13)$$

Podstawiając formułę (13) do równania (12) otrzymano:

$$\beta = (1 - \alpha_i) \cdot (g_i + \rho_i + \lambda_i). \quad (14)$$

Współczynnik konwergencji równocześnie można zdefiniować poprzez aproksymację logarytmiczno-liniową równania (9) wokół stanu stacjonarnego za pomocą rozwinięcia funkcji Taylora w szereg pierwszego stopnia, co przedstawiono zależnością [Barro, Sala-i-Martin, 2004, s. 57]:

$$\{[dk_i(t)/dt]/k_i(t)\} \cong -\beta \cdot [\log(k_i(t)/k_i^*(t))]. \quad (15)$$

Przy warunkach modelu Solowa określonych formułami (16)–(17):

$$\log(y_i(t)/y_i^*(t)) = \alpha \cdot [\log(k_i(t)/k_i^*(t))], \quad (16)$$

$$\{[dy_i(t)/dt]/y_i(t)\} = \alpha \cdot \{[dk_i(t)/dt]/k_i(t)\}, \quad (17)$$

można zapisać wzór (15) jako funkcję produktu przypadającego na jednostkę efektywnej pracy:

$$\{[dy_i(t)/dt]/y_i(t)\} \cong -\beta \cdot [\log(y_i(t)/y_i^*(t))]. \quad (18)$$

Równanie (18) można rozwiązać na przedziale czasowym $(t, t+1)$, przy założeniu wielkości początkowej $y_i(t)$ jako danej [Kliber, 2007, s. 77]. Zapisując formułę (18) jako funkcję logarytmiczną w zależności od poziomu początkowego, otrzymano rozwiązanie dane wzorem [Barro, Sala-i-Martin, 2004, s. 58]:

$$\log(y_i(t)) = (1 - e^{-\beta}) \cdot \log(y_i^*(t)) + e^{-\beta} \cdot \log(y_i(0)). \quad (19)$$

Przyjmując oznaczenie stanu początkowego określonego w czasie t , przedstawiono zapis równoważny dla równania (18) jako:

$$\log(y_i(t+1)) = (1 - e^{-\beta}) \cdot \log(y_i^*(t)) + e^{-\beta} \cdot \log(y_i(t)). \quad (20)$$

Wielkości $y_i(t)$ nie są obserwowalne ze względu na zasób wiedzy naukowo-technicznej. Równanie (20) przekształcono w celu otrzymania poziomu produktu przypadającego na pracującego (osobę). Zdefiniowano:

$$\tilde{y}_i(t) \equiv y_i(t) \cdot A_i(t), \quad (21)$$

co pozwoliło na przedstawienie formuły równoważnej do zależności (20), danej postacią:

$$\log[\tilde{y}_i(t+1)/A_i(t+1)] = (1 - e^{-\beta}) \cdot [\log(y_i^*(t))] + e^{-\beta} \cdot [\log(\tilde{y}_i(t)/A_i(t))]. \quad (22)$$

Dalsze przekształcenia, polegające na wyłączeniu trendu oraz zasobu wiedzy naukowo-technicznej z drugiego elementu sumy równania (22), doprowadziły do przedstawienia analizowanego wzoru jako:

$$\begin{aligned} \log(\tilde{y}_i(t+1)) - \log(\tilde{y}_i(t)) &= (1 - e^{-\beta}) \cdot [\log(y_i^*(t))] + (1 - e^{-\beta}) \cdot g_i \cdot t + \\ &+ (1 - e^{-\beta}) \cdot \log A_i(t) + g_i + (e^{-\beta} - 1) \cdot \log(\tilde{y}_i(t)). \end{aligned} \quad (23)$$

Oznaczając przyrost logarytmów jako delta (Δ) oraz podstawiając funkcję produktu przypadającego na jednostkę efektywnej pracy w stanie stacjonarnym modelu wzrostu gospodarczego Solowa, przekształcono zależność (23) do postaci [Kliber, 2007, s. 76]:

$$\begin{aligned} \Delta \log(\tilde{y}_i(t)) &= (1 - e^{-\beta})(\alpha_i/1 - \alpha_i) \cdot \log(s_i) - (1 - e^{-\beta})(\alpha_i/1 - \alpha_i) \cdot \\ &\cdot \log(g_i + \rho_i + \lambda_i) + (1 - e^{-\beta}) \cdot g_i \cdot t + (1 - e^{-\beta}) \cdot \log A_i(t) + g_i + \\ &+ (e^{-\beta} - 1) \cdot \log(\tilde{y}_i(t)). \end{aligned} \quad (24)$$

Formuła (24) stanowi równanie β -konwergencji warunkowej, opartej na modelu wzrostu gospodarczego Solowa⁷. Wskazuje ona, iż w modelu Solowa szybkość procesów konwergencji gospodarczej będzie uzależniona od wyjściowego poziomu produktu w przeliczeniu na pracującego (osobę). Do zmian tempa produkcji w omawianym modelu przyczyniają się: (i) stopa oszczędności, (ii) suma stóp: wzrostu zasobu wiedzy naukowo-technicznej, wzrostu liczby pracujących, deprecjacji kapitału, (iii) trend, (iv) poziom czynnika $A_i(t)$ oraz stopy jego

⁷ Podobne wyprowadzenie przedstawił Kliber w artykule z roku 2007 [Kliber, 2007, s. 75–78].

wzrostu. Przyrost ich wartości prowadzi do przyspieszenia zmian wolumenu produkcji na pracującego. Wyjątek stanowi determinanta opisana punktem (ii), której wzrost skutkuje spadkiem omawianej zmiennej.

Współczynnik β -konwergencji w modelu Solowa przyjmuje identyczny poziom dla technicznego uzbrojenia pracy oraz wolumenu produktu przypadającego na jednostkę efektywnej pracy. Poziom omawianego indykatora determinuje suma stóp: (i) wzrostu liczby pracujących (ludności) oraz (ii) zasobu wiedzy naukowo-technicznej, (iii) deprecjacji kapitału, ważona udziałem nakładów pracy w produkcji.

Dla zdefiniowanego parametru oraz na podstawie równania (24) wyznaczono poziom współczynnika β -konwergencji gospodarczej, co przedstawiono układem równań [Burdziak, 2008, s. 52]:

$$\begin{cases} c = (e^{-\beta} - 1), & (25a) \\ \beta = -\ln(c + 1). & (25b) \end{cases}$$

W sytuacji, w której stosunek $y_i(t)/y_i^*(t)$ wzrasta w czasie, poziom omawianego indykatora maleje [Barro, Sala-i-Martin, 2004, s. 78]. Oznacza to, iż współczynnik β -konwergencji determinuje szybkość procesów konwergencji ekonomicznej pomiędzy aktualnym a stacjonarnym stanem gospodarki. Zakładając poziom $\beta = 0,02$ oraz analizę danych rocznych, można stwierdzić, iż dystans do stanu stacjonarnego zmniejsza się o 2% rocznie [Barro, Sala-i-Martin, 2004, s. 58].

POLSKIE PODREGIONY LAT 1995–2006 W ŚWIETLE WYBRANYCH STATYSTYK OPISOWYCH

W wyniku akcesji do Unii Europejskiej wyodrębniono w polskiej statystyce publicznej 45 podregionów. Wskazane jednostki obejmowały powierzchnią tereny mniejsze względem województw oraz większe od powiatów⁸. Podregiony odpowiadały trzeciej kategorii w europejskiej klasyfikacji jednostek do celów statystycznych (NUTS III). Analiza obejmowała lata 1995–2006.

Wśród zmiennych znalazły się: (i) liczba ludności (ludność), (ii) liczba pracujących w głównym miejscu pracy (pracujący), (iii) produkt krajowy brutto (PKB), (iv) wartość dodana brutto (WDB), (v) wartość brutto środków trwałych (wbst) oraz (vi) nakłady inwestycyjne w przedsiębiorstwach (inwestycje). Mniejsza ilość obserwacji dla piątego oraz szóstego wskaźnika wynikała z dostępności danych od roku 2000, natomiast w przypadku liczby ludności oraz pracujących – z kolejnej delimitacji regionalnej przeprowadzonej w 2002 roku. Zmienne wyrażone wartościowo zdeflowano, wykorzystując indeks jednopodstawowy z wyłączeniem cen i przyjmując rok 2000 jako podstawę. Zostały wyliczone wartości przeciętne dla lat 1995–2006. Wyniki dokonanych obliczeń przedstawiono w tabeli 1.

⁸ W roku 2008 wprowadzono w Polsce podział na 66 podregionów, jednak w trakcie opracowywania artykułu nie był dostępny komplet niezbędnych danych statystycznych dla nowego podziału terytorialnego.

Tabela 1. Statystyki opisowe podregionów w latach 1995–2006

	Miernik	Ludność	Pracujący	PKB	WDB	Wbśt	Inwestycje
		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
(a)	Liczba obserwacji	533	533	540	540	313	313
(b)	Wartość maksymalna	2 900 951	789 983	123 667	109 176	172 419	24 854
(c)	Wartość minimalna	283 868	36 533	3 261	2 357	2 085	119,95
(d)	Średnia	863 416	189 289	16 737	14 526	20 248	1 699
(e)	Mediana	771 992	160 945	13 371	11 647	14 248	1 202
(f)	Kurtoza	4,17	8,16	17,71	18,32	20,04	42,6
(g)	Skośność	1,49	2,65	3,91	3,96	4,31	5,85
(h)	Współczynnik zmienności	0,332	0,38	0,364	0,384	0,444	0,452
(j)	Współczynnik asymetrii	0,254	0,1	0,184	0,163	0,147	0,096

Źródło: Opracowanie własne (wykorzystano program *gret!* 1.8 oraz *eViews* 6) na podstawie danych Banku Danych Regionalnych Głównego Urzędu Statystycznego (www.stat.gov.pl), stan na dzień 29 listopada 2008; *Rocznik Statystyczny Województw*, wydania z lat 1999–2008; *Produkt Krajowy Brutto – Rachunki Regionalne*, wydania z lat 2001–2008.

Na podstawie miar zróżnicowania wnioskowano, iż w badanym okresie gospodarka Polski odznaczała się znaczącymi dysproporcjami międzyregionalnymi [Tokarski, 2008, s. 132]. Relatywnie wysokie wartości kurtozy oraz skośności charakteryzowały analizowane zmienne (poza liczbą ludności)⁹, co wskazało na brak rozkładu normalnego. Na tej podstawie zdecydowano o analizie opartej na miarach pozycyjnych [Domański, 2001, s. 49].

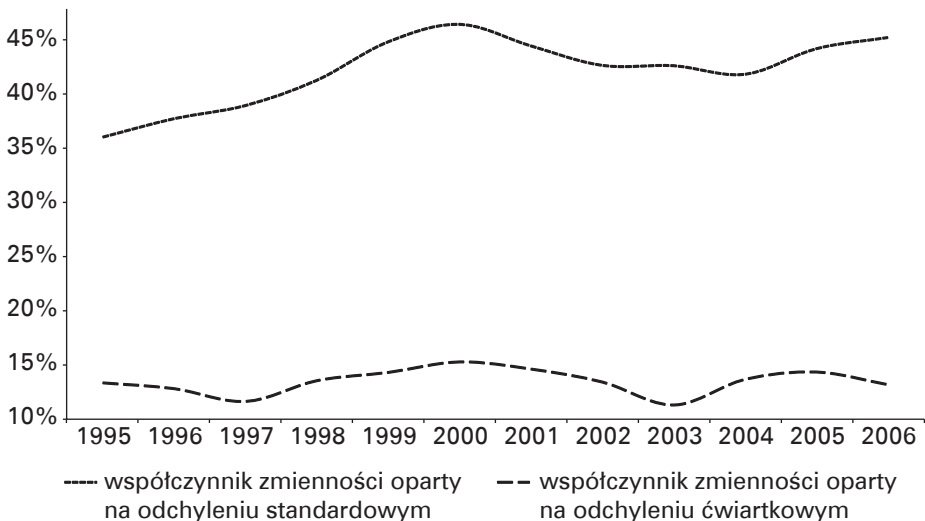
Wartość współczynników zmienności opartych na odchyleniu ćwiartkowym była relatywnie niezmienna w czasie, z wahaniami ± 2 pkt. proc. rok do roku. Największym poziomem zróżnicowania międzyregionalnego odznaczała się liczba ludności podregionów. Odmienne sytuacja kształtowała się w przypadku liczby pracujących bądź nakładów inwestycyjnych. Zbliżone wartości współczynnika otrzymano dla mierników aproksymujących wolumen produkcji. W dalszych analizach wykorzystano WDB, ze względu na metodologię obliczania PKB, która opiera się na różnicy podatków oraz dopłat publicznych do produktów [*Produkt Krajowy Brutto – Rachunki Regionalne 2006*, s. 13]. W przypadku analiz regional-

⁹ Domański podaje, iż dla rozkładu normalnego kurtoza przyjmuje wartość 3 [Domański, 2001, s. 51].

nych prowadziło to do ewentualności niepoprawnego opisu podregionów, w których sektor publiczny stanowił podstawową bądź znaczącą strukturę własności [Gajewski, Tokarski, 2004, s. 48].

Wójcik przeanalizował rozkład względnego PKB w polskich podregionach dla lat 1995–2005 wraz z dynamiką omawianej zmiennej [Wójcik, 2008]: „W roku 2005 względny PKB na mieszkańca wahał się od 58,1% przeciętnego dla regionu białkopodlaskiego do 298,8% dla Warszawy.” [Wójcik, 2008, s. 54]. Zbliżone rezultaty otrzymano przy wykorzystaniu WDB oraz okresu dłuższego o 2006 rok. Współczynniki zmienności dla WDB w przeliczeniu na osobę zaprezentowano na rysunku 1.

Rysunek 1. Ścieżka czasowa współczynników zmienności dla WDB w przeliczeniu na osobę w polskich podregionach w latach 1995–2006 (w %)



Źródło: Opracowanie własne.

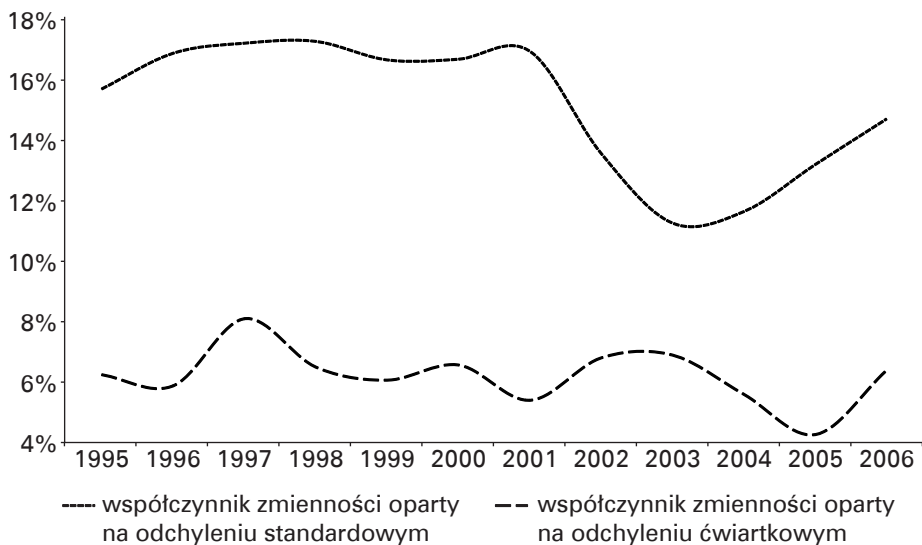
Wartość mediany WDB w przeliczeniu na osobę wykazywała tendencję rosnącą w latach 1995–2006. Poziom przeciętny wyniósł 10 tys. zł w roku 1995 oraz 17 tys. zł w 2006 roku. Rosnący trend zanotowano dla odchylenia ćwiartkowego, którego poziom oscylował wokół 2 tys. zł średniorocznie. W latach 1995–2006 stosunek wartości maksymalnej do minimalnej omawianej zmiennej kształtował się w przedziale od pięciu (rok 1995) do siedmiu (rok 2001).

Najwyższa wartość WDB w przeliczeniu na osobę była charakterystyczna dla miasta Warszawa (podregion 22). W roku 2006, przy względnym rozkładzie omawianego wskaźnika (Polska = 100%), stolica odznaczała się poziomem 302 pkt. proc. Względnie wysoki poziom WDB w przeliczeniu na osobę (powyżej 150 pkt. proc.) był charakterystyczny dla podregionów, które stanowią okolice aglomeracji miejskich oraz terytoria miast (Poznań, Kraków, podregion legnicki, Gdańsk–

–Gdynia–Sopot, Wrocław). Łącznie dziesięć subregionów¹⁰ w roku 2006 odznaczało się wartościami większymi niż średnia dla gospodarki polskiej. Najniższą WDB w przeliczeniu na osobę charakteryzował się podregion białkopodlaski. Bardzo niski poziom omawianego wskaźnika (poniżej 60 pkt. proc.) był charakterystyczny dla subregionów: chełmsko–zamojskiego, nowosądeckiego, krośnieńsko–przemyskiego. W okresie 1995–2006 najwyższą, dodatnią dynamiką zmian WDB w przeliczeniu na osobę odznaczał się podregion częstochowski, a najniższą – centralny śląski. Na podstawie przebiegu współczynnika zmienności opartego na odchyleniu ćwiartkowym dla WDB w przeliczeniu na osobę w latach 1995–2006 niemożliwe okazało się jednoznaczne wnioskowanie o procesach zbieżności gospodarczej. Wartość wskaźnika zmalała o 1,6%, co utożsamiano z konwergencją typu sigma. Natomiast roczna amplituda wahań zawierała się w paśmie ± 2 pkt. proc., wskutek czego wnioskowanie stało się niejednoznaczne.

Kolejnym analizowanym indykatorem była wartość dodana brutto w przeliczeniu na pracującego w głównym miejscu pracy w okresie 1995–2006. Współczynniki zmienności wskaźnika zaprezentowano na rysunku 2.

Rysunek 2. Ścieżka czasowa współczynników zmienności dla wartości dodanej brutto w przeliczeniu na pracującego w głównym miejscu pracy w polskich podregionach w latach 1995–2006 (w %)



Źródło: Opracowanie własne.

W analizowanym okresie charakterystyczna była wysoka dynamika WDB w przeliczeniu na pracującego w głównym miejscu pracy. W ciągu dwunastu lat

¹⁰ Pojęcia subregion oraz podregion stosowano zamiennie [*Produkt Krajowy Brutto – Rachunki Regionalne 2005*, s. 34].

odnotowano blisko dwukrotny wzrost poziomu mediany: z 49 tys. zł (1995 rok) do 97 tys. zł (2006 rok). Identyczną tendencją odznaczało się odchylenie ćwiartkowe, które na początku badanego okresu wynosiło 3 tys. zł. Charakterystyczny był spadek stosunku wartości maksymalnej do minimalnej z około trzech (1997 rok) do niecałych dwóch (2006 rok). Podobną tendencję wykazała kurtoza, która spadła z blisko sześciu (1995 rok) do około trzech (2006 rok). Skośność nie przekroczyła poziomu dwóch w analizowanym okresie.

W roku 2006 najwyższą wartość WDB w przeliczeniu na pracującego osiągnął podregion numer 22 – miasto Warszawa. Stolica, przy względnym rozkładzie omawianego wskaźnika (Polska = 100%), odznaczała się poziomem 143 pkt. proc. Relatywnie wysoki poziom WDB w przeliczeniu na pracującego (powyżej 110 pkt. proc.) był charakterystyczny dla podregionów zlokalizowanych w okolicach polskich aglomeracji (legnicki, ciechanowsko-płocki, warszawski, łomżyński, ostrołęcko-siedlecki). W końcu omawianego okresu powyżej średniej krajowej uplasowało się jedenaście subregionów. W roku 2006 najniższym poziomem omawianego wskaźnika odznaczał się podregion krośnieńsko-przemyski. Względnie niska wartość WDB w przeliczeniu na pracującego (poniżej 85 pkt. proc.) charakteryzowała subregiony: rzeszowsko-tarnobrzeski, elbląski, pilski, częstochowski oraz słupecki. W roku 2006 czternaście podregionów nie osiągnęło poziomu 90 pkt. proc. średniej krajowej. Najwyższą dynamiką omawianej zmiennej odznaczał się podregion legnicki, w przeciwieństwie do białkopodlaskiego.

Na podstawie przebiegu współczynnika zmienności opartego na odchyleniu ćwiartkowym dla WDB w przeliczeniu na pracującego dla lat 1995–2006 wnioskowanie o konwergencji gospodarczej okazało się niejednoznaczne. Wartość wskaźnika wzrosła o 1,4‰, co identyfikowano jako dywergencję typu sigma [Wójcik, 2008, s. 50]. Wnioskowanie określono niejednoznacznie ze względu na roczną amplitudę wahań, która zawierała się w paśmie $-1,6/+2$ pkt. proc.

W latach 1995–2006 zróżnicowanie międzyregionalne podregionów było mniejsze w przypadku wartości dodanej brutto w przeliczeniu na pracującego. Różnice wskaźników osiągały wartości zawierające się w przedziale od 3,5 pkt. proc. (1997 rok) do 10 pkt. proc. (2005 rok). Tylko w przypadku WDB w przeliczeniu na osobę analizowany okres charakteryzował się zmniejszeniem dysproporcji międzyregionalnych, co świadczyło o występowaniu procesów konwergencji, jednak skala zmian nie była znacząca wobec rocznych wahań wskaźnika. Przeciwną tendencją odznaczał się poziom WDB w przeliczeniu na pracującego w głównym miejscu pracy, co oznaczało dywergencję. Łączna skala zmian nie stanowiła istotnej zmiany wobec rocznych wahań wskaźnika. Jednocześnie stwierdzono, iż w analizowanym okresie wzrastało odchylenie ćwiartkowe dla obu analizowanych wskaźników. Badanie empiryczne z wykorzystaniem miar statystycznych nie doprowadziło do jednoznacznych wniosków co do kierunku procesów konwergencji gospodarczej.

Analiza zmian wartości dodanej brutto w przeliczeniu na osobę i pracującego w głównym miejscu pracy wskazała na wzrost wartości obu wskaźników w latach

1995–2006. Wydajność pracy gospodarki polskiej w przekroju regionalnym odznaczała się wyższą dynamiką zmian w porównaniu do wolumenu produkcji na mieszkańca. Przyczyną było mniejsze zróżnicowanie międzyregionalne osób pracujących wobec liczby mieszkańców. Bardzo duży wpływ na rezultaty badań miały aglomeracje miejskie. Ich wykluczenie z próby powodowało brak możliwości wnioskowania o kierunku bądź sile zależności [Burdziak, 2009, s. 166]. WDB w przeliczeniu zarówno na pracującego, jak i na mieszkańca wykorzystano do empirycznej weryfikacji hipotezy warunkowej β -konwergencji.

EMPIRYCZNA WERYFIKACJA SZYBKOŚCI KONWERGENCJI POLSKICH PODREGIONÓW W LATACH 1995–2006

Formuła (24) stanowiła podstawę analiz empirycznych. W celu wyeliminowania zmiennej nieobserwowalnej, tj. zasobu wiedzy naukowo-technicznej, oraz w wyniku pogrupowania wyrazów zapisano równanie β -konwergencji warunkowej w postaci¹¹:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(y_i(t)) = & c_1 \cdot \ln(s_i(t)) - c_2 \cdot \ln(g_i + \rho_i + \lambda_i(t)) + \\ & + c_3 \cdot t + c_4 - c_5 \cdot \ln(y_i(t-1)) + \xi_i(t), \end{aligned} \quad (26)$$

$$i = 1, \dots, 45,$$

$$t = 1995, \dots, 2006,$$

gdzie:

- $\Delta \ln(y_i(t))$ – aproksymacja stopy wzrostu wartości dodanej brutto w przeliczeniu na osobę (na pracującego) w cenach stałych z 2000 roku w podregionie i w okresie t ,
- $\ln(s_i(t))$ – aproksymacja stopy oszczędności w podregionie i w okresie t ,
- $\ln(g_i + \rho_i + \lambda_i(t))$ – aproksymacja sumy stóp wzrostu czynnika $A_i(t)$, deprecjacji kapitału rzeczowego oraz wzrostu liczby ludności w podregionie i w okresie t ,
- $\ln(y_i(t-1))$ – aproksymacja poziomu wartości dodanej brutto w przeliczeniu na osobę (na pracującego) w cenach stałych z 2000 roku w podregionie i w okresie $t-1$,
- t – trend (zmienna czasowa),
- $\xi_i(t)$ – składnik losowy w podregionie i w okresie t ,
- c_1, c_2, c_3, c_4, c_5 – parametry strukturalne modelu.

Zebrałe dane statystyczne nie pozwoliły na oszacowanie stopy wzrostu zasobu wiedzy naukowo-technicznej oraz stopy deprecjacji kapitału rzeczowego. Trzecią składową sumy stóp występujących przy parametrze drugim wykorzy-

¹¹ Rozróżnienie parametrów strukturalnych c_1 oraz c_2 stanowiło podstawę do estymacji β -konwergencji warunkowej pomimo tożsamyh wartości wynikających z modelu wzrostu gospodarczego Solowa [1956].

stano w badaniu dzięki dostępnym materiałom statystycznym. Kilka wariantów zastosowano do aproksymacji stopy oszczędności. Do modelu ekonometrycznego wprowadzono: (i) stosunek nakładów inwestycyjnych brutto do wartości dodanej brutto bądź (ii) roczną zmianę wartości brutto środków trwałych. Ostatecznie estymowano cztery warianty równania (26) określone formułami (27)–(30):

$$\Delta \ln(y_i(t)) = c_1 + c_2 \cdot \ln(\text{inwestycje}_i(t)/y_i(t)) - c_3 \cdot \Delta \ln(\lambda_i(t)) + c_4 \cdot t - c_5 \cdot \ln(y_i(t-1)) + \xi_i(t), \quad (27)$$

$$i = 1, \dots, 45, \\ t = 2000, \dots, 2006,$$

$$\Delta \ln(y_i(t)) = c_1 + c_2 \cdot \ln(n_inwestycje_i(t)/n_y_i(t)) - c_3 \cdot \Delta \ln(\lambda_i(t)) + c_4 \cdot t - c_5 \cdot \ln(y_i(t-1)) + \xi_i(t), \quad (28)$$

$$i = 1, \dots, 45, \\ t = 2000, \dots, 2006,$$

$$\Delta \ln(y_i(t)) = c_1 + c_2 \cdot \Delta \ln(wb[t_i(t)]) - c_3 \cdot \Delta \ln(\lambda_i(t)) + c_4 \cdot t - c_5 \cdot \ln(y_i(t-1)) + \xi_i(t), \quad (29)$$

$$i = 1, \dots, 45, \\ t = 2001, \dots, 2006,$$

$$\Delta \ln(y_i(t)) = c_1 - c_3 \cdot \Delta \ln(\lambda_i(t)) + c_4 \cdot t - c_5 \cdot \ln(y_i(t-1)) + \xi_i(t), \quad (30)$$

$$i = 1, \dots, 45,$$

$$t = 1995, \dots, 2006,$$

gdzie:

- $\text{inwestycje}_i(t)$ – wartość nakładów inwestycyjnych brutto w cenach stałych z 2000 roku w podregionie i w okresie t ,
- $n_inwestycje_i(t)$ – wartość nakładów inwestycyjnych brutto w cenach bieżących, w podregionie i w okresie t ,
- $n_y_i(t)$ – wartość dodana brutto, w cenach bieżących w podregionie i w okresie t ,
- $wb\text{st}_i(t)$ – wartość brutto środków trwałych, w cenach stałych z 2000 roku w podregionie i w okresie t .

Zastosowano kilka wariantów estymacji ze względu na zbiór danych przekrojowo–czasowych. Konieczne było określenie charakteru efektów panelowych. Występowały dwie możliwości: efekty ustalone (ang. *fixed effects*) bądź efekty losowe (ang. *random effects*). Przeprowadzono testy: (i) Walda o jednorodności obiektów, (ii) Breuscha–Pagana o stałości wariancji składnika losowego obiek-

tów, (iii) Hausmana o nieobciążoności estymatorów [Maddala 2006, s. 649]. Rezultaty zaprezentowano w tabeli 2.

Tabela 2. Wyniki testów statystycznych na efekty panelowe

Test		Równanie (27)		Równanie (28)		Równanie (29)		Równanie (30)	
		osoba	pracujący	osoba	pracujący	osoba	pracujący	osoba	pracujący
Walda	wartość statystyki	2,55	2,2	2,56	2,21	2,71	2,1	2,85	1,02
	poziom istotności	0	0	0,0044	0	0	0,0029	0	0,447
	liczba obserwacji	312	312	312	312	268	268	488	488
Breuscha – Pagana	wartość statystyki	2,93	0,676	2,97	0,68	0,91	0,0729	0,098	1,27
	poziom istotności	0,0873	0,411	0,0849	0,408	0,341	0,787	0,754	0,26
	liczba obserwacji	312	312	312	312	268	268	488	488
Hausmana	wartość statystyki	88,47	71,59	90,09	72,21	78,65	58,66	87,61	15,4
	poziom istotności	0	0	0	0	0	0	0	0,0004
	liczba obserwacji	312	312	312	312	268	268	488	488

Źródło: Opracowanie własne za pomocą programu *gretl 1.8*.

Na poziomie istotności 5% testu Walda wnioskowano o braku jednorodności analizowanych podregionów w analizowanym okresie [Osińska i inni, 2007, s. 426]. Wyjątek stanowiło równanie WDB na pracującego z pominięciem stopy oszczędności, dla którego otrzymano wynik uniemożliwiający jednoznaczne stwierdzenie. Żaden z przyjętych wariantów nie spełnił warunków testu Breuscha–Pagana ze względu na relatywnie wysokie poziomy istotności. Bardzo niski poziom istotności odnotowano dla testu Hausmana. Statystyka wykazała obciążoność estymatora z efektami losowymi [Kufel, 2007, s. 170]. Na podstawie analiz zdecydowano o wyborze metod z efektami ustalonymi dla jednostek panelu.

Przeprowadzono kilka estymacji równań (27)–(30). Badania empiryczne wskazały metody oparte na zmiennych instrumentalnych [Próchniak, Witkowski,

2006]. W artykule wykorzystano dynamiczną metodę panelową Arellano–Bonda, którą zbudowano na uogólnionej metodzie momentów¹² [Arellano, Bond, 1991]. Dla porównania zastosowano statyczną, panelową, ważoną metodę najmniejszych kwadratów (ang. *Panel EGLS*) ze stałymi wagami w obrębie poszczególnych podregionów (ang. *Cross-section Weights*) i dywersyfikacją wyrazu wolnego z efektami ustalonymi (ang. *fixed effects*) oraz skorygowaniem błędów standartowych (ang. *Panel Corrected Standard Errors*). Wyniki estymacji metodą statyczną prezentują tabele 3–4, kolejne dwie (5–6) dotyczą metody dynamicznej.

Zmienność wartości dodanej brutto w przeliczeniu na osobę została wyjaśniona w 42–52,3% (tab. 3). Otrzymano istotne statystyczne oraz zgodne ze spodziewanymi znaki parametrów c_4 oraz c_5 . Statystyka h –Durбина¹³ (hD) wykazała brak zjawiska autokorelacji w czasie. Problemy sprawiła aproksymacja stopy inwestycji. Dla równania (29) oszacowanie odznaczało się znakiem przeciwnym do oczekiwanego, natomiast dla równań(27)–(28) nie można jednoznacznie odrzucić hipotezy o równowartości parametru z zerem w populacji generalnej. Na podstawie statystyki Jarque–Bera (JB) wnioskowano, iż rozkład reszt odznaczał się cechami rozkładu normalnego. Wyjątek stanowił wariant estymacji z wykorzystaniem zmian zasobu wartości brutto środków trwałych.

Zmienność wartości dodanej brutto w przeliczeniu na pracującego została wyjaśniona w 59,4–65,2% w zależności od estymowanego równania (tab. 4). We wszystkich estymacjach otrzymano zgodne ze spodziewanymi znaki parametrów c_3 oraz c_5 . Statystyka JB pozwala na wnioskowanie o rozkładzie normalnym reszt, natomiast statystyka h –Durбина wskazała na brak zjawiska autokorelacji w czasie. Parametr przy zmiennej czasowej okazał się nieistotny statystycznie na poziomie 5%, aczkolwiek wartość oszacowania oscylowała wokół zera. Problemy ponownie sprawiła aproksymacja stopy inwestycji. We wszystkich wariantach oszacowanie parametru odznaczało się znakiem przeciwnym do oczekiwanego. Dla równania (29) nie można jednoznacznie odrzucić hipotezy o równowartości parametru z zerem w populacji generalnej.

Kolejna grupa zaprezentowanych wyników dotyczyła estymacji dynamiczną metodą panelową Arellano–Bonda. Ze względu na przekształcenie estymowanych równań do postaci, w której zmienna objaśniana występowała jako poziom, oczekiwano dodatniego znaku oszacowania parametru C_5 .

Oszacowania parametrów w przypadku estymacji WDB w przeliczeniu na osobę metodą dynamiczną odznaczały się wartościami zgodnymi z oczekiwanymi (tab. 5). Na podstawie testu Sargana wnioskowano, iż istotność dobranych instru-

¹² D. Ciołek wskazała, iż najbardziej poprawne oszacowania dla analiz procesów konwergencji z wykorzystaniem danych panelowych stanowił estymator uogólnionej metody momentów [Ciołek, 2003, s. 341].

¹³ Nie można wnioskować o autokorelacji na podstawie statystyki Durбина–Watsona ze względu na opóźnioną zmienną endogeniczną w roli zmiennej objaśniającej [Welfe, 2003, s. 101].

Tabela 3. Wyniki estymacji równań β -konwergencji warunkowej dla wartości dodanej brutto w przeliczeniu na osobę przy wykorzystaniu statycznej metody panelowej

Wyszczególnienie		Oszacowania (statystyka t -Studenta)				Spodziewany znak parametru
Zmienna	Parametr	równanie (27)	równanie (28)	równanie (29)	równanie (30)	
Stopa inwestycji	C_2	0,0044 (0,616)	0,005 (0,801)	-0,203 (-4,011)		dodatni
Trend	C_4	0,021 (16,298)	0,021 (16,08)	0,1971 (9,72)	0,0116 (10,78)	dodatni
Poziom WDB na osobę w okresie poprzednim	C_5	-0,55 (-11,92)	-0,558 (-11,96)	-0,472 (-7,33)	-0,434 (-19,02)	ujemny
Statystyka R^2		0,542	0,541	0,523	0,567	
Statystyka R^2 skorygowane		0,46	0,459	0,42	0,523	
Standardowy błąd szacunku		0,062	0,063	0,042	0,062	
Statystyka h -Durбина		-0,427	-0,423	-0,497	0,339	
p -ist testu Jarque-Bera (JB)		0,066	0,07	0,0149	0,0955	
Liczba obserwacji		312	312	268	488	

Źródło: Obliczenia własne za pomocą programu *eViews* 6.

mentów była poprawna w przypadku modeli z dwusekwencyjną estymacją¹⁴. Niskim poziomem oszacowania odznaczała się zmienna czasowa. Dla równania (29) statystyka t -Studenta wskazała na brak istotności parametru C_4 . Problemy sprawiła aproksymacja stopy inwestycji. Dla oszacowań równań (28)-(29) nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o równości parametru C_5 z zerem w populacji generalnej. Wyjątek stanowiła stopa inwestycji aproksymowana zmianami w zasobie wartości brutto środków trwałych, jednakże oszacowanie okazało się ujemne. Najniższy poziom błędów standardowych reszt odnotowano dla estymacji równania (29). Żadna przeprowadzona estymacja nie prowadziła do powstania reszt, których rozkład odznaczał się cechami rozkładu normalnego. Należało zachować ostrożność przy interpretowaniu oszacowań parametrów estymacji metodą dyna-

¹⁴ Instrumentami w tej grupie estymacji były wskaźniki z zakresu wolumenu produkcji, demografii, nakładów inwestycyjnych oraz zmiany w powierzchni jednostek wraz z odpowiednimi opóźnieniami.

Tabela 4. Wyniki estymacji równań β -konwergencji warunkowej dla wartości dodanej brutto w przeliczeniu na pracującego przy wykorzystaniu statycznej metody panelowej

Wyszczególnienie		Oszacowania (statystyka t -Studenta)				Spodziewany znak parametru
Zmienna	parametr	równanie (27)	równanie (28)	równanie (29)	równanie (30)	
Stopa inwestycji	C_2	-0,0352 (-3,73)	-0,032 (-3,43)	-0,062 (-1,49)		dotadni
Stopa wzrostu liczby ludności	C_3	-0,694 (-8,39)	-0,695 (-8,39)	-0,598 (-7,3)	-0,855 (-16,96)	ujemny
Trend	C_4	0,004 (1,78)	0,0032 (1,57)	0,0032 (1,58)	-0,0001 (-0,07)	dotadni
Poziom WDB na pracującego w okresie poprzednim	C_5	-0,326 (-6,92)	-0,323 (-6,81)	-0,301 (-5,82)	-0,143 (-6,77)	ujemny
Statystyka R^2		0,706	0,704	0,689	0,633	
Statystyka R^2 skorygowane		0,652	0,65	0,62	0,594	
Standardowy błąd szacunku		0,042	0,042	0,0417	0,045	
Statystyka h -Durбина		-0,658	-0,67	-0,612	-0,376	
p -ist testu Jarque-Bera (JB)		0,26	0,244	0,172	0,0729	
Liczba obserwacji		312	312	268	488	

Źródło: Obliczenia własne za pomocą programu *eViews 6*.

miczną przy wykorzystaniu wartości dodanej brutto w przeliczeniu na osobę jako zmiennej objaśnianej.

Podobny wniosek wskazały kolejne szacunki równania warunkowej konwergencji. Interpretując oszacowania parametrów przy wykorzystaniu WDB w przeliczeniu na pracującego, należało zachować ostrożność (tab. 6). Rozkład otrzymanych reszt nie odznaczał się cechami rozkładu normalnego. Osiągnięto niższy poziom błędów standartowych reszt w porównaniu do estymacji WDB w przeliczeniu na osobę. Oszacowania parametrów dla stopy wzrostu liczby ludności odznaczały się wartościami zgodnymi z oczekiwanymi. Problemy ponownie sprawiła aproksymacja stopy inwestycji. Otrzymane oszacowania parametrów dla tej zmiennej nie były istotne statystycznie. Problemy we wszystkich wariantach estymacji dotyczyły zmiennej czasowej, która charakteryzowała się ujemnym oszaco-

Tabela 5. Wyniki estymacji równań β -konwergencji warunkowej dla WDB w przeliczeniu na osobę przy wykorzystaniu dynamicznej metody panelowej

Wyszczególnienie		Oszacowania (statystyka t -Studenta)												Spodziewany znak parametru		
		równanie (27)		równanie (28)		równanie (29)		równanie (30)		równanie (30)		równanie (30)				
		jedno	dwu	jedno	dwu	jedno	dwu	jedno	dwu	jedno	dwu	jedno	dwu			
Zmienna	parametr															
Stopa inwestycji	C_2	0,059 (1,24)	0,049 (1,05)	0,059 (1,21)	0,048 (1,02)	-0,649 (-5,55)	-0,632 (-5,18)									
Trend	C_4	0,004 (2,13)	0,004 (2,26)	0,004 (2,18)	0,004 (2,31)	0,002 (1,43)	0,002 (1,32)									0,003 (5,93)
Poziom WDB na osobę w okresie poprzednim	C_5	0,632 (7,76)	0,634 (7,66)	0,633 (7,76)	0,635 (7,65)	0,354 (2,17)	0,356 (2,15)									0,625 (13,65)
Błąd standardowy reszt		0,093	0,092	0,093	0,093	0,061	0,061									0,081
p -ist testu Sargana		0,003	0,705	0,003	0,707	0	0,487									0,811
p -ist testu Doornika-Hansena (DH)		0	0	0	0	0	0									0
Liczba obserwacji		311	311	311	311	267	267									443

Źródło: Obliczenia własne za pomocą programu *gret!* 1.8.

Tabela 6. Wyniki estymacji równań β -konwergencji warunkowej dla WDB w przeliczeniu na pracującego przy wykorzystaniu dynamicznej metody panelowej

Sekwencyjność estymacji		Oszacowania (statystyka t -Studenta)												Spodziewany znak parametru	
		równanie (27)		równanie (28)		równanie (29)		równanie (30)		równanie (30)		dwu			
		jedno	dwu	jedno	dwu	jedno	dwu	jedno	dwu	jedno	dwu				
Zmienna	parametr														
Stopa inwe-	C_2	0,083 (1,42)	0,084 (1,34)	0,086 (1,44)	0,087 (1,36)	-0,064 (-1,28)	-0,044 (-0,72)								
Stopa wzro-	C_3	-0,89 (-12,8)	-0,89 (-13,4)	-0,89 (-12,8)	-0,89 (-13,4)	-0,85 (-13,3)	-0,88 (-12,1)								
stwu liczby															
ludności	C_4	-0,009 (-8,12)	-0,009 (-7,84)	-0,009 (-7,86)	-0,009 (-7,6)	-0,007 (-5,36)	-0,007 (-5,57)								
Trend															
Poziom WDB															
na osobę	C_5	0,017 (0,47)	0,014 (0,39)	0,16 (0,46)	0,013 (0,37)	0,00 (-0,03)	-0,002 (-0,1)								
w okresie															
poprzednim															
Błąd standardowy reszt		0,044	0,044	0,044	0,044	0,043	0,043	0,043	0,043	0,046	0,046	0,046	0,046	0,046	0,046
p -ist testu Sargana		0	0,654	0	0,65	0	0,553	0	0,81	0	0,81	0	0,81	0	0,81
p -ist testu Doornika-Hansena (DH)		0,002	0,002	0,002	0,002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003
Liczba obserwacji		311	311	311	311	267	267	267	267	443	443	443	443	443	443

Źródło: Obliczenia własne za pomocą programu *gret!* 1.8.

waniem. Na podstawie testu Sargana wnioskowano o istotności dobranych instrumentów dla przypadku dwusekwencyjnej estymacji.

Na podstawie wcześniejszych wyników estymacji zdecydowano o wykorzystaniu ważonej metody *pool* najmniejszych kwadratów (ang. *Pooled EGLS*) z uwzględnieniem heteroskedastyczności i korelacji wewnątrz przekrojów (ang. *White Heteroskedasticity – Consistent Standard Errors & Covariance*). Zastosowano dywersyfikację parametru C_5 . Ze względu na cel artykułu zróżnicowano względem podregionów poziom WDB w przeliczeniu na osobę bądź na pracującego w okresie poprzedzającym. Estymowane równania miały postać tożsamą względem statycznej metody panelowej. Otrzymane rezultaty zaprezentowano w tabelach 7 i 8.

Zmienność wartości dodanej brutto w przeliczeniu na osobę dla metody *pool* została wyjaśniona w 65–69,8% (tab. 7). Na podstawie statystyki *h*–Durбина wnioskowano, iż nie odnotowano zjawiska autokorelacji w czasie. W omawianych wariantach estymacji oszacowanie stopy inwestycji oraz zmiennej czasowej odznaczało się znakiem zgodnym z oczekiwanym. Dla stopy inwestycji aproksymowanej zmianami w zasobie wartości brutto środków trwałych nie można jednoznacznie odrzucić podstaw dla hipotezy o równowartości parametru z zerem w populacji generalnej.

Zmienność wartości dodanej brutto w przeliczeniu na pracującego dla metody *pool* została wyjaśniona w 67,2–83,8% (tabela 8). Statystyka *h*–Durбина implikowała brak zjawiska autokorelacji w czasie. We wszystkich wariantach estymacji otrzymano zgodne ze spodziewanymi znaki parametrów dla zmiennej czasowej oraz stopy wzrostu liczby ludności. Problemy sprawiła aproksymacja stopy inwestycji. Oszacowania parametru charakteryzowały się znakiem przeciwnym do oczekiwanego. Dla równania (30) nie można jednoznacznie odrzucić hipotezy o równowartości omawianego parametru z zerem w populacji generalnej.

Tabela 7. Wyniki estymacji równań β -konwergencji warunkowej dla WDB w przeliczeniu na osobę przy wykorzystaniu metody *pool*

Zmienna (parametr)		Oszacowanie (statystyka <i>t</i> -Studenta)				Spodziewany znak parametru
		równanie (27)	równanie (28)	równanie (29)	równanie (30)	
Stopa inwestycji (C_2)		0,039 (17,05)	0,041 (17,91)	0,045 (1,91)		dodatni
Zmienna czasowa (C_4)		0,029 (54,22)	0,03 (54,59)	0,038 (52,71)	0,016 (26,66)	dodatni
Poziom WDB na osobę w okresie poprzednim (C_5)	P1	-1,15 (-18,95)	-1,147 (-18,87)	-1,553 (-13,44)	-0,702 (-33,99)	ujemny

cd. tabeli 7

Poziom WDB na osobę w okresie poprzednim (C_5)	P2	0,065 (1,1)	0,064 (1,09)	0,011 (0,32)	-0,223 (-1,32)	ujemny
	P3	-0,848 (-13,89)	-0,853 (-13,94)	-0,89 (-16,09)	-0,444 (-9,89)	ujemny
	P4	-1,164 (-7,14)	-1,171 (-7,23)	-1,387 (-12,73)	-0,528 (-11,34)	ujemny
	P5	-1,308 (-37,7)	-1,309 (-38,45)	-1,76 (-20,62)	-0,475 (-14,06)	ujemny
	P6	-1,062 (-33,89)	-1,066 (-34,63)	-1,138 (-32,24)	-0,604 (-29,44)	ujemny
	P7	-2,058 (-16,41)	-2,064 (-16,01)	-2,189 (-15,47)	-1,112 (-6,08)	ujemny
	P8	-0,999 (-28,17)	-1,004 (-28,48)	-1,301 (-34,02)	-0,982 (-12,67)	ujemny
	P9	-0,935 (-46)	-0,936 (-46,65)	-1,286 (-45,34)	-0,486 (-32,12)	ujemny
	P10	-0,875 (-15)	-0,878 (-15,04)	-1,196 (-12,75)	-0,684 (-25)	ujemny
	P11	-0,558 (-15,65)	-0,56 (-15,72)	-0,662 (-21,86)	-0,42 (-22,21)	ujemny
	P12	-0,668 (-31,65)	-0,671 (-32,35)	-0,818 (-38,21)	-0,476 (-23,39)	ujemny
	P13	-0,64 (-31,09)	-0,642 (-31,04)	-0,863 (-35,4)	-0,428 (-28,96)	ujemny
	P14	-0,903 (-28,11)	-0,907 (-29,04)	-0,999 (-34,52)	-0,395 (-9,99)	ujemny
	P15	-0,831 (-27,98)	-0,834 (-28,98)	-0,963 (-28,82)	-0,563 (-33,49)	ujemny
	P16	-1,017 (-27,87)	-1,022 (-28,05)	-1,242 (-33,93)	-0,769 (-18,36)	ujemny
	P17	-0,639 (-5,87)	-0,641 (-5,97)	-0,609 (-10,91)	-0,46 (-13,53)	ujemny
	P18	-0,481 (-4,56)	-0,481 (-4,58)	-0,589 (-4,29)	-0,514 (-12,08)	ujemny
	P19	-1,023 (-3,42)	-1,03 (-3,41)	-1,303 (-3,95)	-0,791 (-12,05)	ujemny

Poziom WDB na osobę w okresie poprzednim (C ₅)	P20	-0,769 (-5,34)	-0,769 (-5,31)	-1,149 (-3,91)	-0,471 (-17,39)	ujemny
	P21	-0,87 (-8,94)	-0,87 (-8,88)	-1,348 (-15,64)	-0,573 (-30,55)	ujemny
	P22	-0,464 (-17,9)	-0,463 (-18,15)	-0,769 (-17,52)	-0,45 (-24,28)	ujemny
	P23	-0,875 (-12,2)	-0,878 (-12,26)	-0,924 (-12,44)	-0,647 (-27,99)	ujemny
	P24	-0,781 (-43,72)	-0,784 (-44,42)	-0,997 (-46,48)	-0,459 (-31,71)	ujemny
	P25	-1,108 (-15,12)	-1,11 (-15,1)	-1,534 (-14,37)	-0,95 (-9,09)	ujemny
	P26	-1,186 (-46,65)	-1,192 (-47,42)	-1,366 (-42,6)	-0,585 (-44,47)	ujemny
	P27	-1,036 (-6,36)	-1,038 (-6,29)	-1,55 (-20,22)	-0,663 (-23,49)	ujemny
	P28	-0,946 (-7,96)	-0,948 (-7,97)	-1,275 (-6,32)	-0,794 (-13,54)	ujemny
	P29	-1,06 (-36,89)	-1,065 (-37,59)	-1,378 (-41,54)	-0,523 (-24,3)	ujemny
	P30	-0,616 (-15,25)	-0,619 (-15,36)	-0,739 (-25,76)	-0,436 (-14,19)	ujemny
	P31	-0,353 (-0,54)	-0,353 (-0,54)	-0,598 (-0,66)	-0,199 (-1,65)	ujemny
	P32	-0,365 (-0,27)	-0,365 (-0,26)	-0,584 (-0,31)	-0,201 (-0,54)	ujemny
	P33	-0,228 (-0,27)	-0,225 (-0,26)	-0,416 (-0,41)	-0,562 (-0,72)	ujemny
	P34	-0,878 (-16,95)	-0,881 (-17,36)	-1,082 (-26,08)	-0,506 (-26,71)	ujemny
	P35	-0,785 (-32,77)	-0,788 (-33,7)	-0,995 (-44,18)	-0,645 (-33,81)	ujemny
	P36	-1,04 (-23,68)	-1,045 (-24,2)	-1,05 (-38,13)	-0,522 (-30,53)	ujemny
P37	-0,737 (-6,59)	-0,739 (-6,66)	-0,823 (-9,33)	-0,595 (-17,28)	ujemny	

cd. tabeli 7

Poziom WDB na osobę w okresie poprzednim (C_5)	P38	-1,103 (-14,05)	-1,106 (-13,83)	-1,242 (-12,06)	-0,611 (-23,15)	ujemny
	P39	-0,71 (-10,69)	-0,712 (-10,92)	-0,774 (-13,31)	-0,493 (-28,17)	ujemny
	P40	-0,682 (-20,83)	-0,684 (-20,88)	-0,841 (-12,73)	-0,57 (-26,71)	ujemny
	P41	-1,237 (-35,98)	-1,24 (-35,72)	-1,517 (-57,85)	-0,763 (-30,82)	ujemny
	P42	-0,636 (-9,36)	-0,635 (-9,38)	-0,735 (-27,4)	-0,4 (-18,45)	ujemny
	P43	-1,436 (-2,38)	-1,44 (-2,38)	-1,071 (-1,39)	-0,691 (-24,88)	ujemny
	P44	-0,897 (-28,27)	-0,9 (-28,57)	-1,005 (-18,48)	-0,539 (-20,24)	ujemny
	P45	-1,042 (-3,15)	-1,043 (-3,12)	-1,096 (-3,58)	-0,828 (-2,45)	ujemny
Statystyka R^2		0,752	0,756	0,801	0,744	
Statystyka R^2 skorygowane		0,65	0,655	0,698	0,686	
Standardowy błąd szacunków równania		0,07	0,07	0,07	0,06	
Liczba obserwacji		312	312	268	488	

Uwaga: w tabeli nie podano statystyki h -Durбина ze względu na zróżnicowanie parametru przy zmiennej opóźnionej.

Źródło: Obliczenia własne za pomocą programu *eViews 4.1*.

Tabela 8. Wyniki estymacji równań β -konwergencji warunkowej dla WDB w przeliczeniu na pracującego przy wykorzystaniu metody *pool*

Zmienna (parametr)	Oszacowanie (statystyka t -Studenta)				Spodziewany znak parametru
	równanie (27)	równanie (28)	równanie (29)	równanie (30)	
Stopa inwestycji (C_2)	-0,101 (-17,67)	-0,099 (-17,08)	-0,037 (-1,64)		dodatni
Stopa wzrostu ludności (C_3)	-0,84 (-8,17)	-0,838 (-8,03)	-0,922 (-8,21)	-0,854 (-11,49)	ujemny

Zmienna czasowa (C_4)		0,029 (22)	0,028 (21,43)	0,026 (30,51)	0,011 (7,47)	dodatni
Poziom WDB na pracującego w okresie poprzednim (C_5)	P1	-0,979 (-6,9)	-0,98 (-7,06)	-0,993 (-31,32)	-0,327 (-7,63)	ujemny
	P2	-0,252 (-1,47)	-0,252 (-1,46)	0,01 (0,11)	-0,162 (-1,55)	ujemny
	P3	-0,853 (-20,03)	-0,858 (-20,46)	-1,028 (-2,15)	-0,368 (-3,59)	ujemny
	P4	-1,197 (-17,45)	-1,19 (-17,3)	-1,022 (-2,12)	-0,354 (-5,55)	ujemny
	P5	-1,053 (-19,73)	-1,05 (-19,94)	-1,001 (-15,8)	-0,245 (-4,6)	ujemny
	P6	-0,85 (-34,8)	-0,852 (-34,1)	-0,927 (-12,43)	-0,284 (-6,24)	ujemny
	P7	-0,936 (-3,51)	-0,941 (-3,59)	-1,476 (-65,8)	-0,571 (-7,14)	ujemny
	P8	-0,868 (-23,6)	-0,869 (-23,33)	-0,969 (-25,03)	-0,427 (-7,25)	ujemny
	P9	-1,139 (-26,59)	-1,138 (-26,02)	-0,991 (-15,75)	-0,278 (-8,38)	ujemny
	P10	-1,344 (-25,94)	-1,343 (-25,56)	-1,239 (-11,32)	-0,333 (-8,93)	ujemny
	P11	-0,759 (-16,34)	-0,761 (-16,3)	-0,693 (-7,42)	-0,255 (-7,73)	ujemny
	P12	-0,734 (-20,97)	-0,736 (-20,22)	-0,679 (-4,75)	-0,273 (-9,85)	ujemny
	P13	-0,798 (-24,04)	-0,799 (-23,86)	-0,808 (-38,59)	-0,281 (-8,41)	ujemny
	P14	-0,862 (-10,56)	-0,864 (-10,34)	-0,774 (-4,44)	-0,268 (-2,89)	ujemny
	P15	-0,827 (-14,66)	-0,828 (-14,28)	-0,71 (-15,05)	-0,29 (-11,68)	ujemny
	P16	-0,957 (-16,16)	-0,96 (-16,08)	-1,07 (-43,76)	-0,404 (-14,48)	ujemny
	P17	-0,99 (-6,37)	-0,99 (-6,3)	-0,648 (-3,3)	-0,273 (-6,22)	ujemny

cd. tabeli 8

Poziom WDB na pracującego w okresie poprzednim (C_5)	P18	-0,713 (-3,52)	-0,715 (-3,53)	-0,6 (-2,49)	-0,356 (-4,78)	ujemny
	P19	-1,035 (-4,12)	-1,038 (-4,19)	-1,339 (-7,95)	-0,481 (-7,85)	ujemny
	P20	-0,939 (-11,14)	-0,939 (-11,29)	-0,937 (-7,4)	-0,288 (-9,55)	ujemny
	P21	-1,028 (-5,8)	-1,028 (-5,89)	-1,093 (-21,75)	-0,325 (-8,45)	ujemny
	P22	-0,952 (-10,7)	-0,949 (-10,38)	-0,641 (-4,09)	-0,312 (-6,32)	ujemny
	P23	-0,783 (-15,31)	-0,785 (-15,45)	-0,775 (-8,64)	-0,284 (-5,41)	ujemny
	P24	-0,858 (-29,73)	-0,86 (-28,93)	-0,854 (-19,56)	-0,292 (-9,95)	ujemny
	P25	-1,264 (-22,48)	-1,267 (-22,28)	-1,317 (-37,43)	-0,569 (-15,25)	ujemny
	P26	-0,88 (-36,59)	-0,882 (-35,6)	-1,022 (-18,94)	-0,335 (-12,52)	ujemny
	P27	-0,805 (-8,15)	-0,81 (-8,36)	-1,226 (-49,82)	-0,35 (-5,25)	ujemny
	P28	-1,009 (-25,16)	-1,01 (-24,85)	-1,245 (-47,55)	-0,433 (-4,48)	ujemny
	P29	-0,938 (-12,27)	-0,939 (-12,25)	-1,023 (-11,14)	-0,324 (-8,4)	ujemny
	P30	-0,809 (-3,86)	-0,808 (-3,85)	-0,582 (-2,24)	-0,271 (-5,29)	ujemny
	P31	-0,324 (-4,78)	-0,323 (-4,72)	-0,155 (-0,844)	-0,148 (-6,11)	ujemny
	P32	-0,229 (-3,37)	-0,228 (-3,27)	-0,094 (-1,27)	-0,109 (-5,32)	ujemny
	P33	-0,334 (-0,269)	-0,344 (-0,27)	0,138 (0,12)	-0,336 (-2,42)	ujemny
P34	-0,904 (-19,92)	-0,904 (-19,34)	-0,83 (-6,49)	-0,269 (-7,56)	ujemny	
P35	-1,139 (-11,93)	-1,139 (-11,57)	-0,968 (-4,74)	-0,336 (-6,49)	ujemny	

Poziom WDB na pracującego w okresie poprzednim (C_5)	P36	-0,855 (-15,19)	-0,859 (-14,79)	-0,86 (-6,29)	-0,324 (-6,61)	ujemny
	P37	-1,158 (-22,23)	-1,163 (-21,86)	-1,213 (-7,59)	-0,377 (-4,58)	ujemny
	P38	-1,132 (-18,27)	-1,135 (-18,25)	-1,235 (-9,29)	-0,374 (-8,93)	ujemny
	P39	-1,072 (-17,09)	-1,079 (-16,84)	-1,008 (-13,37)	-0,367 (-13,6)	ujemny
	P40	-1,016 (-26,75)	-1,019 (-26,28)	-0,982 (-25,58)	-0,368 (-13,11)	ujemny
	P41	-0,905 (-6,8)	-0,908 (-6,91)	-1,15 (-11,37)	-0,419 (-10,26)	ujemny
	P42	-1,269 (-23,16)	-1,268 (-22,26)	-0,647 (-15,54)	-0,347 (-12,06)	ujemny
	P43	-1,097 (-35,25)	-1,097 (-34,29)	-1,054 (-7,45)	-0,323 (-6,41)	ujemny
	P44	-0,756 (-7,35)	-0,758 (-7,41)	-0,873 (-19,71)	-0,248 (-3,58)	ujemny
	P45	-0,902 (-1,66)	-0,909 (-1,69)	-0,988 (-1,37)	-0,847 (-1,67)	ujemny
Statystyka R^2		0,886	0,883	0,888	0,733	
Statystyka R^2 skorygowane		0,838	0,834	0,83	0,672	
Standardowy błąd szacunków równania		0,036	0,036	0,036	0,043	
Liczba obserwacji		312	312	268	488	

Uwaga: w tabeli nie podano statystyki h -Durбина ze względu na zróżnicowanie parametru przy zmiennej opóźnionej.

Źródło: Obliczenia własne za pomocą programu *eViews 4.1*.

Najbardziej istotne dla interpretacji wyników empirycznych stanowiły oszacowania parametru dla opóźnionej zmiennej objaśnianej. Pozwalały one na obliczenie szybkości procesów zbieżności gospodarczej dla polskich podregionów w latach 1995–2006. Dzięki porównaniu układu równań, opisanego formułami (25a) oraz (25b), z wynikami przeprowadzonych estymacji otrzymano roczne wartości parametru konwergencji gospodarczej. Rezultaty obliczeń zaprezentowano w tabeli 9.

Tabela 9. Współczynniki β -konwergencji warunkowej dla podregionów w latach 1995–2006 (w %)

Zmienna (parametr)		WDB w przeliczeniu na osobę				WDB w przeliczeniu na pracującego			
		(27)	(28)	(29)	(30)	(27)	(28)	(29)	(30)
Panel statystyczny (C_2)		7,26	7,42	5,81	5,17	3,59	3,55	3,26	1,40
Panel dynamiczny, estymator dwustopniowy (C_3)		4,17	4,16	9,44	4,29	37,04	37,59	–	26,04
Panel dynamiczny, estymator dwustopniowy (C_4)		4,14	4,13	9,39	4,27	38,81	39,48	–	26,53
Metoda pool	P1	–	–	–	11,01	35,12	35,56	45,11	3,60
	P2	–	–	–	2,29	2,64	2,64	–	1,61
	P3	17,13	17,43	20,07	5,34	17,43	17,74	–	4,17
	P4	–	–	–	6,83	–	–	–	3,97
	P5	–	–	–	5,86	–	–	–	2,55
	P6	–	–	–	8,42	17,25	17,37	23,79	3,04
	P7	–	–	–	–	24,99	25,73	–	7,69
	P8	62,80	–	–	36,52	18,41	18,48	31,58	5,06
	P9	24,85	24,99	–	6,05	–	–	42,82	2,96
	P10	18,90	19,12	–	10,47	–	–	–	3,68
	P11	7,42	7,46	9,86	4,95	12,94	13,01	10,74	2,68
	P12	10,02	10,11	15,49	5,88	12,04	12,11	10,33	2,90
	P13	9,29	9,34	18,07	5,08	14,54	14,59	15,00	3,00
	P14	21,21	21,59	62,80	4,57	18,00	18,14	13,52	2,84
	P15	16,16	16,33	29,97	7,53	15,95	16,00	11,25	3,11
	P16	–	–	–	13,32	28,61	29,26	–	4,70
	P17	9,26	9,31	8,54	5,60	41,87	41,87	9,49	2,90
	P18	5,96	5,96	8,08	6,56	11,35	11,41	8,33	4,00
	P19	–	–	–	14,23	–	–	–	5,96

Metoda pool	P20	13,32	13,32	-	5,79	25,43	25,43	25,13	3,09
	P21	18,55	18,55	-	7,74	-	-	-	3,57
	P22	5,67	5,65	13,32	5,43	27,61	27,05	9,31	3,40
	P23	18,90	19,12	23,43	9,47	13,89	13,97	13,56	3,04
	P24	13,81	13,93	52,81	5,58	17,74	17,87	17,49	3,14
	P25	-	-	-	27,23	-	-	-	7,65
	P26	-	-	-	8,00	19,28	19,43	-	3,71
	P27	-	-	-	9,89	14,86	15,10	-	3,92
	P28	26,53	26,88	-	14,36	-	-	-	5,16
	P29	-	-	-	6,73	25,28	25,43	-	3,56
	P30	8,70	8,77	12,21	5,21	15,05	15,00	7,93	2,87
	P31	3,96	3,96	8,28	2,02	3,56	3,55	1,53	1,46
	P32	4,13	4,13	7,97	2,04	2,36	2,35	0,90	1,05
	P33	2,35	2,32	4,89	7,50	3,70	3,83	-	3,72
	P34	19,12	19,35	-	6,41	21,30	21,30	16,11	2,85
	P35	13,97	14,10	48,17	9,41	-	-	31,29	3,72
	P36	-	-	-	6,71	17,55	17,81	17,87	3,56
	P37	12,14	12,21	15,74	8,22	-	-	-	4,30
	P38	-	-	-	8,58	-	-	-	4,26
	P39	11,25	11,32	13,52	6,17	-	-	-	4,16
P40	10,42	10,47	16,72	7,67	-	-	36,52	4,17	
P41	-	-	-	13,09	21,40	21,69	-	4,94	
P42	9,19	9,16	12,07	4,64	-	-	9,47	3,87	
P43	-	-	-	10,68	-	-	-	3,55	
P44	20,66	20,93	-	7,04	12,82	12,90	18,76	2,59	
P45	-	-	-	16,00	21,12	21,79	40,21	17,07	

Uwaga: w tabeli nie podano wszystkich wartości ze względu na brak poprawności pomiaru.

Źródło: Obliczenia własne.

Otrzymane rezultaty były zróżnicowane pod względem wartości zarówno dla wartości dodanej brutto w przeliczeniu na osobę, jak i na pracującego w głównym miejscu pracy. W przypadku analizy wolumenu produkcji na mieszkańca roczne tempo zbieżności do stanu długookresowej równowagi zawierało się w przedziale od 5,2% do 7,4%. Natomiast dla wydajności pracy roczne tempo konwergencji do stanu długookresowej równowagi przedstawiało się w przedziale od 1,4% do 3,6%. Rezultaty otrzymane na podstawie dynamicznej metody panelowej mogły być obciążone błędem estymacji. Jednakże wartość parametru beta w przypadku analizy wolumenu produkcji na mieszkańca była zbliżona do oszacowań dla metody statycznej. Dla wydajności pracy poziom omawianego wskaźnika wydawał się znacząco zawyżony. Podobnie w przypadku estymacji w wersji ze zdywersyfikowanym parametrem, gdzie rozpiętość sięgała nawet 60 pkt. proc. Możliwe było wnioskowanie o zróżnicowaniu dynamiki procesów wzrostu gospodarczego polskich podregionów.

Analizowano procesy warunkowej β -konwergencji. Dla procesów zbieżności przy wykorzystaniu metod panelowych w dotychczasowych badaniach otrzymano wysokie wartości parametru beta. Przykładowo de la Fuente dla hiszpańskich regionów zaprezentował 12%, a Tondl dla jednostek NUTS II w wybranych krajach Unii Europejskiej blisko 20% [Tondl, 2001, s. 68]. Przyczynę stanowiło uzależnienie stanu stacjonarnej gospodarki od stopy wzrostu zasobu wiedzy naukowo-technicznej, deprecjacji kapitału bądź liczby ludności [Islam, 1995, s. 1159]. W zaprezentowanym badaniu poziom parametru konwergencji gospodarczej był silnie determinowany przez aproksymacje stopy inwestycji, którą zawierały poszczególne warianty estymacji. Była to najbardziej zróżnicowana międzyregionalnie zmienna. Jej wyłączenie w procesie estymacji skutkowało obniżeniem wartości parametru konwergencji. W okresie o rok krótszym (lata 1995–2005) odmienne wnioski przedstawił Wójcik, który stwierdził brak negatywnej zależności między przeciętną stopą wzrostu a początkowym dochodem dla podregionów [Wójcik, 2008, s. 56]. Wniósł natomiast o występowaniu konwergencji klubów [Wójcik, 2008, s. 57].

Na podstawie statycznej metody panelowej oraz *pool* wnioskowano, iż w latach 1995–2006 odnotowano zjawisko konwergencji gospodarczej w polskich podregionach. Pozostałe estymacje nie wskazały jednoznacznego rezultatu.

PODSUMOWANIE

Hipotezę zbieżności ekonomicznej uzasadniono na podstawie neoklasycznego modelu wzrostu gospodarczego. Zaprezentowano matematyczne wyprowadzenie równania warunkowej β -konwergencji na podstawie modelu wzrostu gospodarczego Solowa [1956] przy wykorzystaniu funkcji produkcji z postępowo rosnącą efektywnością nakładów pracy. Wartość współczynnika zbieżności gospodarczej determinuje suma stóp: wzrostu liczby pracujących, deprecjacji kapitału rzeczowego oraz stopy wzrostu zasobu wiedzy naukowo-technicznej,

ważona udziałem nakładów pracy w produkcji. Zaprezentowane wyprowadzenie stanowiło podstawę do estymacji współczynnika konwergencji przy wykorzystaniu metod ekonometrycznych wskazanych w literaturze. Potwierdzono, iż w latach 1995–2006 odnotowano zjawisko zbieżności gospodarczej w polskich podregionach. Roczne tempo β -konwergencji dla wolumenu produkcji na osobę oscyloowało wokół 5%, natomiast w przeliczeniu na pracującego prawie 3%. Bardzo silną determinantę stanowiła aproksymacja nakładów inwestycyjnych. Ich charakter wskazuje na okresy oddziaływania na wolumen produktu dłuższe niż jeden rok, co stwarza potrzebę założenia o sile opóźnionego wpływu.

Analiza statystyczna wskazała na znaczące zróżnicowanie międzyregionalne gospodarki polskiej, szczególnie wysokie dotyczyło zasobu kapitału rzeczowego oraz nakładów inwestycyjnych. Badanie na podstawie współczynników zmienności dla wolumenu produkcji na osobę odznaczało się spadkiem dysproporcji regionalnych w analizowanym okresie o blisko 1,5 promila. Stanowiło to dowód dla procesu konwergencji w wymiarze absolutnym. Odmienne wnioski dotyczą wydajności pracy w polskich podregionach. Wzrost zróżnicowania międzyregionalnego (dywergencja sigma) oraz potwierdzenie β -konwergencji wskazują na konieczność kolejnych badań. Istnieje ewentualność, iż nie zwrócono uwagi na procesy zbieżności o charakterze klubów bądź efektów aglomeracji. Włączenie zagadnień związanych z kapitałem ludzkim, charakterem procesu inwestycyjnego bądź zmiennymi aproksymującymi politykę regionalną będzie podstawą kolejnych badań.

BIBLIOGRAFIA

- Allen R. [1975], *Teoria makroekonomiczna – ujęcie matematyczne*, Państwowe Wydawnictwo Naukowe, Warszawa.
- Arellano M., Bond S.R. [1991], *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations*, "Review of Economic Studies", Vol. 58, No. 2.
- Bank Danych Regionalnych Głównego Urzędu Statystycznego (GUS); zasoby strony internetowej www.stat.gov.pl (stan na dzień 29 listopada 2008).
- Barro R., Sala-i-Martin X. [2004], *Economic Growth*, The Massachusetts Institute of Technology Press, Cambridge, Mass.
- Burdziak A. [2008], *Regionalna konwergencja polskich podregionów – próba wykorzystania metod panelowych* (w:) *Konkurencyjność gospodarki Polski*, A.P. Balcerzak, E. Rogalska (red.), Wydawnictwo Adam Marszałek, Toruń.
- Burdziak A. [2009], *Próba określenia tendencji konwergencji gospodarczej polskich podregionów w latach 1995–2005*, „Optimum. Studia Ekonomiczne”, nr 1(41).
- Ciołek D. [2003], *Badanie konwergencji krajów Europy Środkowo-Wschodniej z wykorzystaniem danych panelowych*, Opracowanie na VIII Ogólnopolskie Seminarium Naukowe „Dynamiczne modele ekonometryczne”, Toruń, mimeo.
- Domański C. [2001], *Parametry opisujące strukturę zbiorowości statystycznych* (w:) *Metody statystyczne. Teoria i zadania*, C. Domański (red.), Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.

- Gajewski P., Tokarski T. [2004], *Czy w Polsce występuje efekt konwergencji regionalnej?*, „Studia Ekonomiczne”, nr 1–2.
- Islam N. [1995], *Growth Empirics: a Panel Data Approach*, “Quarterly Journal of Economics”, No. 4.
- Kliber P. [2007], *Ekonometryczna analiza konwergencji regionów Polski metodami panelowymi*, „Studia Regionalne i Lokalne”, nr 1(27).
- Kuchta Z. [2007], *Wpływ inwestycji w kapitał rzeczowy na wzrost gospodarczy – efekt popytowy i podaży*, „Gospodarka w Praktyce i Teorii”, nr 1.
- Kufel T. [2007], *Ekonometria. Rozwiązanie problemów z wykorzystaniem programu GRET*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Kwiatkowski E. [2005], *Wzrost gospodarczy (w:) Podstawy ekonomii*, R. Milewski, E. Kwiatkowski (red.), Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Maddala G. [2006], *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Osińska M., Koško M., Stempińska J. [2007], *Ekonometria współczesna*, Towarzystwo Naukowe Organizacji i Kierownictwa Dom Organizatora, Toruń.
- Produkt Krajowy Brutto – Rachunki Regionalne*, wydania z lat 2001–2008, GUS Warszawa, US Katowice.
- Próchniak M. [2004], *Analiza zbieżności wzrostu gospodarczego województw w latach 1995–2000*, „Gospodarka Narodowa”, nr 3.
- Próchniak M., Witkowski B. [2006], *Modelowanie realnej konwergencji w skali międzynarodowej*, „Gospodarka Narodowa”, nr 10.
- Robinson J. [1938], *The Classification of Inventions*, “Review of Economic Studies”, No. 2.
- Rocznik Statystyczny Województw*, wydania z lat 1999–2008, GUS, Warszawa.
- Rogut A., Roszkowska S. [2006], *Konwergencja warunkowa w krajach transformacji*, „Gospodarka Narodowa”, nr 9.
- Rogut A., Roszkowska S. [2008], *Polskie regiony na tle wybranych regionów Unii Europejskiej (w:) Zróżnicowanie rozwoju polskich regionów*, E. Kwiatkowski (red.), Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Solow R. [1956], *A Contribution to the Theory of Economic Growth*, “Quarterly Journal of Economics”, No. 70.
- Tokarski T. [2001], *Determinanty wzrostu gospodarczego w warunkach stałych efektów skali*, Wydawnictwo Katedry Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Tokarski T. [2008], *Oszacowania regionalnych funkcji produkcji w Polsce (w:) Zróżnicowanie rozwoju polskich regionów*, E. Kwiatkowski (red.), Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Tondl G. [2001], *Convergence after Divergence? Regional Growth in Europe*, Springer Verlag, Wien.
- Welfe A. [2003], *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Wójcik P. [2005], *Analiza konwergencji regionów Polski z wykorzystaniem procesów Markowa (w:) Wzrost gospodarczy, restrukturyzacja i rynek pracy w Polsce. Ujęcie teoretyczne i empiryczne*, S. Krajewski, L. Kucharski (red.), Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Wójcik P. [2008], *Dywergencja czy konwergencja: dynamika rozwoju polskich regionów*, „Studia Regionalne i Lokalne”, nr 2(32).

STRESZCZENIE

W artykule podjęto próbę pomiaru szybkości konwergencji ekonomicznej w latach 1995–2006. Przekrój analiz stanowiły podregiony, odpowiednik jednostek NUTS III w polskiej gospodarce. Badanie empiryczne dotyczyło zagadnienia zbieżności międzyregionalnej. Zaprezentowano wyprowadzenie równania warunkowej β -konwergencji na podstawie modelu wzrostu gospodarczego Solowa [1956] przy wykorzystaniu funkcji produkcji, z postępowaniem technicznym potęgującym efektywność nakładów pracy. Wartość współczynnika zbieżności gospodarczej determinuje suma stóp: wzrostu liczby pracujących, deprecjacji kapitału rzeczowego oraz stopy wzrostu zasobu wiedzy naukowo-technicznej, ważona udziałem nakładów pracy w produkcji. Wyprowadzone równanie stanowiło podstawę dla estymacji współczynnika konwergencji przy wykorzystaniu panelowych metod ekonometrycznych. Postawioną hipotezę zweryfikowano pozytywnie. W latach 1995–2006 odnotowano zjawisko zbieżności gospodarczej w polskich podregionach. Roczne tempo β -konwergencji dla wolumenu produkcji na osobę oscylowało wokół 5%, natomiast w przeliczeniu na pracującego blisko 3%. Analizę statystyczną przeprowadzono przy wykorzystaniu współczynników zmienności. W przypadku wolumenu produkcji na osobę nastąpił proces konwergencji w wymiarze absolutnym. Odmienne wnioski dotyczyły wydajności pracy w polskich podregionach. Wzrost zróżnicowania międzyregionalnego (dywergencja sigma) oraz potwierdzenie β -konwergencji wskazują na konieczność kolejnych badań.

Słowa kluczowe: konwergencja gospodarcza, polskie podregiony, panelowe metody ekonometryczne, procesy zbieżności warunkowej, model wzrostu gospodarczego Solowa.

RATE OF ECONOMIC CONVERGENCE PROCESSES IN THE POLISH SUBREGIONS IN YEARS 1995–2006 AS ASSUMED BY THE SOLOW GROWTH MODEL

This article attempts to measure the speed of economic convergence in the Polish economy during the period 1995–2006. Analysis was conducted for the subregions, constituting NUTS III units. Empirical investigation referred to interregional convergence. The article presents the derivation of equations of conditional β -convergence based on the Solow growth model [1956]. The convergence coefficient depends on the sum of the rates of: growth of the number of employees, depreciation of the stock of the physical capital and growth rate of scientific knowledge as weighted against the share of labour effort in the product. Mentioned equation was the basis for estimation β -convergence coefficient using panel econometric methods. The main hypothesis was verified positively. During the period 1995–2006 Polish subregions converged. The annual rate of β -convergence for the production *per capita* was around 5%, while per

worker – close to 3%. Statistical analysis was conducted using the variation index. In the case of the production volume *per capita* convergence process took place in absolute terms. The same cannot be said about the labour productivity in Polish subregions. The increase in interregional divergence and confirmation of β -convergence lead to assumption that further research is required.

Key words: economic convergence, Polish subregions, panel data econometrics, conditional convergence, Solow's growth model.