

Beata Bal-Domańska

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

EKONOMETRYCZNA ANALIZA KONWERCENCJI REGIONÓW KRAJÓW UNII EUROPEJSKIEJ NA PODSTAWIE DANYCH PANELOWYCH

Streszczenie: W artykule poruszono problem oszacowania modeli konwergencji. Scharakteryzowano w nim wybrane metody estymacji dynamicznych modeli w odniesieniu do danych panelowych spośród technik estymacji opierających się na uogólnionej metodzie momentów (estymator pierwszych różnic – UMM Arellano i Bona – oraz systemowy estymator – UMM Blundella i Bonda). Ponadto podjęto próbę oceny otrzymanych wyników w odniesieniu do modeli konwergencji zbudowanych dla regionów szczebla NUTS2 państw Unii Europejskiej.

Słowa kluczowe: dane panelowe, konwergencja, regiony, dynamiczne modele dla danych panelowych, estymatory systemowy UMM.

1. Wstęp

Ważnym problemem badawczym są zagadnienia związane ze wzrostem gospodarczym. Badania prowadzone w tym kierunku odnoszą się do określenia czynników długookresowego wzrostu gospodarczego, przyczyn występowania znaczących różnic w poziomie realnych dochodów między krajami oraz tempa osiągania zbieżności (konwergencji).

W literaturze przedmiotu różnie definiuje się pojęcie konwergencji. Przez konwergencję typu σ rozumie się zmniejszanie zróżnicowania w poziomie dochodów w czasie (wyrażone np. odchyleniem standardowym realnego PKB *per capita* w przekroju regionów/krajów). Przez konwergencję typu β rozumie się proces osiągania spójności (zbieżności), gdy kraje słabiej rozwinięte, realizujące niższy poziom PKB *per capita*, rozwijają się szybciej niż kraje wyżej rozwinięte, czyli te realizujące wyższy poziom PKB *per capita*. Wspomniana zależność jest potwierdzona przez neoklasyczne modele wzrostu gospodarczego (m.in. model Solowa, model Ramseya)¹.

Ponadto rozróżnia się konwergencję absolutną (bezwarunkową) przy założeniu, że wszystkie gospodarki charakteryzują się tym samym stanem długookresowej

¹ Przegląd literatury z tego z zakresu zawarto m.in. w pracy: [Próchniak, Witkowski 2006, s. 1-32].

równowagi (*steady-state*²). Natomiast przy założeniu, że gospodarki dążą do różnych stanów długookresowej gospodarki, rozważamy hipotezę konwergencji warunkowej. Zgodnie z nią stopa wzrostu gospodarczego będzie wysoka, gdy wyjściowy poziom PKB na pracującego będzie niski w porównaniu z jego długookresowym położeniem. Gdy gospodarka charakteryzuje się niskim poziomem wyjściowym oraz niskim położeniem w stanie równowagi okresowej, wówczas tempo wzrostu gospodarczego również będzie niskie.

Najczęściej badana konwergencji obejmują poziom krajów. Prowadzone są także badania na szczeblu regionalnym. Pozwala to uwzględnić przestrzenne zróżnicowanie zarówno akumulacji PKB *per capita*, jak i czynników wzrostu gospodarczego (np. kapitału ludzkiego) w ramach poszczególnych państw. Dotyczy to zwłaszcza dużych państw, o wysokim stopniu decentralizacji, zróżnicowanych pod względem poziomu rozwoju regionach, a także dużych ośrodków metropolitalnych, które często usamodzielniają się od swoich gospodarek narodowych, funkcjonując niemal samodzielnie na światowym rynku. Wewnętrzne zróżnicowanie państw powoduje, że analizując dane zagregowane na poziomie krajowym, zauważa się, że wyniki ulegają uśrednieniu i zniekształceniu.

Na szczeblu regionalnym badania dotyczące wzrostu społeczno-gospodarczego i konwergencji prowadzili m.in. [Kliber 2007; Malaga, Kliber 2007; Herbst 2007].

W niniejszym artykule poruszono problem konwergencji na poziomie regionów szczebla NUTS2 państw Unii Europejskiej. Nie ulega wątpliwości, że w tej względnie jednorodnej grupie krajów (na tle państw świata) istnieje wiele różnic w zasobach, poziomie rozwoju, wiedzy, znajdujących odzwierciedlenie w poziomie rozwoju społecznego i gospodarczego zarówno całych państw, jak i poszczególnych regionów. Celem niniejszego artykułu jest próba wskazania technik estymacji modeli β -konwergencji regionów Unii Europejskiej oraz wstępna analiza i ocena tego zjawiska.

2. Modele wzrostu gospodarczego i konwergencji

Punktem wyjścia do rozważań dotyczących wzrostu gospodarczego jest neoklasyczny model wzrostu Solowa wykorzystujący funkcję produkcji:

$$Y = F(K(t), A(t), L(t)), \quad (1)$$

gdzie: Y – produkt (produkcja),

K – kapitał,

L – siła robocza,

A – wiedza (efektywność pracy).

Wiedza A i siła robocza L wchodzi do modelu w sposób multiplikatywny – jako praca efektywna AL . Postęp techniczny, który się w ten sposób uzewnętrznia (postęp

² Określanym jako stan ustalony, stan stacjonarny lub stan równowagi dynamicznej.

zasilający pracę), jest zwany postępow neutralnym w rozumieniu Hicksa [Romer 2000].

Jeśli się przyjmie stałe przychody, to funkcję produkcji można zapisać w postaci intensywnej, w której produkt na jednostkę pracy jest funkcją kapitału na jednostkę pracy:

$$y = f(k), \tag{2}$$

gdzie: $k = K/AL$ oznacza wielkość kapitału na jednostkę efektywnej pracy, $y = Y/AL$ to produkt na jednostkę efektywnej pracy oraz $f(k) = F(k, 1)$.

Najważniejszym równaniem w modelu Solowa jest to określające stopę zmian zasobu kapitału na jednostkę efektywnej pracy jako różnicę między faktycznymi inwestycjami na jednostkę efektywnej pracy: $sf(k(t))$ oraz inwestycji restytucyjnych, tj. wielkością inwestycji niezbędną do utrzymania k na istniejącym poziomie: $(n + g + \delta)k(t)$. Równanie to można zapisać jako:

$$k'(t) = sf(k(t)) - (n + g + \delta)k(t), \tag{3}$$

gdzie $k'(t)$ oznacza stopę zmian zasobu kapitału przypadającego na jednostkę efektywnej siły roboczej, s – stopę oszczędności, n – stopę wzrostu ludności (siły roboczej), g jest stopą postępu technicznego zasilającego pracę, zaś δ oznacza stopę deprecjacji kapitału. W modelu Solowa zakłada się, że parametry s , n , g są wielkościami egzogenicznymi.

Biorąc pod uwagę strukturę modelu Solowa, można zauważyć, że bez względu na początkowe położenie zakłada on, iż gospodarka zmierza w kierunku ścieżki zrównoważonego wzrostu, na której inwestycje faktyczne zrównają się z inwestycjami restytucyjnymi, a stopa wzrostu produkcji *per capita* wyznaczona będzie przez stopę postępu technicznego. Na ścieżce wzrostu zrównoważonego (stan równowagi długookresowej) produkcja Y , ilość siły roboczej L i kapitału K zwiększają się w tempie wzrostu liczby ludności.

Zagadnieniem ściśle związanym ze wzrostem gospodarczym jest próba odpowiedzi na pytanie, jak szybko gospodarki są w stanie osiągnąć stan równowagi długookresowej (*steady-state*).

Obserwacje gospodarek różnych państw wskazują na występowanie zjawiska konwergencji (zbieżności). Przedmiotem zainteresowania w niniejszym artykule będzie konwergencja typu β , zakładająca wyrównywanie się poziomów rozwoju gospodarczego i poziomów życia. Kraje o niższym poziomie rozwoju charakteryzują się szybszym tempem wzrostu (efekt doganiania – *catch-up effect*). Występowanie zjawiska konwergencji typu β potwierdzają neoklasyczne teorie wzrostu. Szybszy wzrost krajów słabo rozwiniętych uzasadnia się malejącą krańcową produktywnością czynników wytwórczych. Mały zasób kapitału wiąże się z wysoką stopą zwrotu z kapitału, co stymuluje wzrost gospodarczy.

Wyróżnia się konwergencje absolutną i warunkową. W badaniach konwergencji absolutnej zakłada się, że wszystkie kraje dążą do tego samego stanu równowagi długookresowej. W badaniach tych analizuje się wpływ początkowego poziomu dochodu (y_{i0}) na tempo wzrostu gospodarczego. W przypadku konwergencji warunkowej, oprócz początkowego poziomu dochodu, uwzględniane są inne czynniki wpływające na wzrost gospodarczy. Tym samym dopuszcza się istnienie różnic między krajami i ich dążenie do różnych stanów równowagi długookresowej.

Ogólnie model konwergencji absolutnej można zapisać jako:

$$\frac{1}{T}(\ln y_{i0+T} - \ln y_{i0}) = \alpha - \left[\frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} \right] \ln(y_{i0}) + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

gdzie: $\ln y_{i0+T}$ i $\ln y_{i0}$ to odpowiednio dochód *per capita* i -tego regionu (kraju) w roku końcowym i początkowym, T – liczba lat, dla których liczona jest stopa wzrostu, β – parametr określający szybkość zbieżności, ε_{it} – składnik losowy. Po przyjęciu oznaczeń:

$$\theta = -\frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} \quad (5)$$

model (4) można zapisać jako:

$$\frac{1}{T}(\ln y_{i0+T} - \ln y_{i0}) = \alpha + \theta \ln(y_{i0}) + \varepsilon_{it}. \quad (6)$$

Uzyskanie ujemnej, istotnej oceny parametru stojącego przy początkowym poziomie dochodów θ oznacza potwierdzenie istnienia konwergencji. Wartość tej oceny informuje o kierunku zależności między początkowym poziomem dochodów a tempem wzrostu gospodarczego. Parametr β informuje o szybkości konwergencji, czyli o tym, jaki procent odległości w kierunku stanu równowagi długookresowej gospodarka pokonuje w ciągu jednego okresu.

Jeżeli do analizy zbieżności wykorzystywane są dane panelowe, to model (6) można zapisać jako:

$$\ln y_{it} = (1 + \theta) \ln y_{i(t-1)} + \alpha_i + \alpha_t + \xi_{it}, \quad (7)$$

gdzie: α_i to specyficzne dla każdego regionu, stałe w czasie efekty indywidualne, α_t to wspólne dla wszystkich regionów efekty czasowe obrazujące czynniki specyficzne dla każdego okresu badania.

Natomiast model konwergencji warunkowej przyjmuje postać:

$$\ln y_{it} = (1 + \theta) \ln y_{i(t-1)} + \delta' x_{it} + \alpha_i + \alpha_t + \xi_{it}, \quad (8)$$

gdzie x_{it} to macierz zmiennych reprezentujących czynniki determinujące położenie ścieżki wzrostu zrównoważonego dla i -tego regionu.

3. Wykorzystane metody estymacji

W badaniach konwergencji dużą popularnością cieszą się dane panelowe. Dane panelowe to specyficzny rodzaj danych przekrojowo-czasowych charakteryzujących zjawisko w przekroju tych samych obiektów w kolejnych okresach, co symbolicznie możemy zaznaczyć jako y_{it} , gdzie: $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$. Dane te umożliwiają analizę porównawczą zachowań obiektów gospodarczych w czasie. W ten sposób zwiększa się pojemność dostępnych informacji, a wraz z nią – wiarygodność pozykiwanych wyników [Dziechciarz 1993, s. 132].

Ogólnie dynamiczny model dla danych panelowych będący przedmiotem niniejszych rozważań można sformułować następująco:

$$y_{it} = \pi y_{i(t-1)} + \delta' x_{it} + \alpha_i + \alpha_t + \xi_{it} \quad |\pi| < 1. \quad (9)$$

Wykorzystanie danych panelowych do modelowania ekonometrycznego wymaga zastosowania odpowiednich technik estymacji. Wybór właściwej metody nie jest łatwy. W szacowaniu modeli wzrostu pojawiają się problemy związane ze strukturą panelu (wielkość T i N), problemy endogeniczności zmiennych oraz błędów pomiaru.

W prezentowanym opracowaniu będą przedstawione wyniki oszacowań z wykorzystaniem modelu *pooled*, modelu z efektami ustalonymi (wewnątrzgrupowy *Within Groups* – WG), a także dynamicznych modeli oszacowanych z wykorzystaniem estymatora UMM (uogólnionej metody momentów) dla modelu w postaci pierwszych różnic Arellano i Bonda [Arellano, Bond 1991, s. 277-297] oraz systemowego estymatora UMM Blundella i Bonda [Blundell, Bond 1998, s. 115-143]. Charakterystykę poszczególnych metod, założenia oraz implikacje wynikające z ich zastosowania można znaleźć m.in. w pracach [Bond, Hoeffler, Temple 2001; Ciołek 2004]. W dalszej części tekstu zostanie zaprezentowana jedynie krótka charakterystyka tych podejść wraz z wybranymi informacjami o problemach związanych z ich wykorzystaniem.

W ujęciu zgodnym z modelem *pooled* zakłada się restrykcyjnie, że w modelu nie występują efekty specyficzne dla regionów (obiektów) i czasu. W podejściu tym do oszacowania ocen parametrów strukturalnych wykorzystuje się klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (KMNK). Jednakże przy wykorzystaniu takiego podejścia otrzymana ocena parametru autoregresyjnego π jest przeszacowana [Hsiao 1986].

W modelu wewnątrzgrupowym (WG) następuje wyrugowanie efektów indywidualnych przez przekształcenie zmiennych modelu do odchyłeń od średnich grupowych. Niestety estymator ten jest obciążony (zwłaszcza przy krótkim szeregu

czasowym T). W efekcie uzyskujemy niedoszacowane wartości parametru autoregresyjnego π [Nickell 1981].

W wyniku zastosowania obu wymienionych metod (KMNK, WG) otrzymujemy obciążone estymatory modelu ekonometrycznego z opóźnioną o jeden okres zmienną objaśnianą. Oszacowania te mogą być jedynie użyte do określenia przedziału, w którym znajduje się prawdziwa ocena parametru autoregresyjnego π .

Na potrzeby konstrukcji dynamicznych modeli dla danych panelowych opracowano wiele specyficznych metod estymacji. Wśród nich wymienić można m.in. UMM dla modeli w postaci pierwszych różnic (*dif*-UMM) i systemowy estymator UMM (*sys*-UMM). Estymatory uogólnionej metody momentów są często wykorzystywanym narzędziem w analizie danych panelowych z dużą liczbą obiektów i relatywnie małą jednostek czasu.

Idea UMM dla modelu w postaci pierwszych różnic – rozwiniętej dla danych panelowych przez Arellano i Bonda – jest przekształcenie modelu (9) do pierwszych różnic, co pozwala na eliminację efektów indywidualnych, a następnie zastosowanie w procesie estymacji odpowiednich instrumentów dla zmiennej $y_{i(t-1)}$ występującej w roli objaśniającej przy założeniu, że efekty czasowe w modelu na poziomach nie są ze sobą skorelowane. Instrumenty dobieramy tak, aby były skorelowane z zastępowaną zmienną a jednocześnie były nieskorelowane ze składnikiem losowym. W metodzie tej funkcję instrumentów spełniają poziomy zmiennej objaśnianej sprzed dwóch lub więcej okresów. W przypadku modelu (8) dodatkowo wykorzystywane są instrumenty dla zmiennych objaśniających. Ich zdefiniowanie uzależnione jest od charakteru zmiennych (egzogogeniczne, endogeniczne). Zaletą tego podejścia jest wyeliminowanie obciążenia oszacowań wynikającego z pominięcia stałych w czasie czynników specyficznych dla poszczególnych obiektów (regionów). Ponadto dzięki wykorzystaniu zmiennych-instrumentów możliwe jest otrzymanie zgodnych ocen parametrów strukturalnych, także w razie wystąpienia zmiennych endogenicznych po prawej stronie równania. Kolejną zaletą jest zgodność estymatora nawet w przypadku wystąpienia błędów pomiaru [Bond, Hoeffler, Temple 2001]. Niestety przy krótkim szeregu czasowym (np. $T = 5$) estymator UMM (Arellano i Bonda) jest obciążony, czego przyczyną jest słaba korelacja opóźnionych poziomów zmiennych z kolejnymi pierwszymi różnicami.

Do szacowania modeli wzrostu wykorzystywany jest także systemowy estymator UMM Blundella i Bonda. Jego idea jest estymacja układu równań w postaci pierwszych różnic oraz równań o niezróżnicowanych poziomach zmiennych, przy czym instrumentami wykorzystywanymi w równaniach na poziomach są opóźnione pierwsze różnice. Do oszacowania ocen parametrów strukturalnych wykorzystywana jest odpowiednio skonstruowana macierz obserwacji, które wykorzystywane są jako instrumenty. Konstrukcja takiej macierzy opiera się na zbiorze odpowiednich warunków ortogonalności co do konkretnych momentów. Wykorzystanie systemowego estymatora UMM wymaga od badacza przyjęcia dodatkowych założeń (m.in.

$E(\alpha_i \Delta y_{i,t-2}) = 0$). Ich szersze omówienie można znaleźć w literaturze przedmiotu (m.in. w pracy [Bond, Hoeffler, Temple 2001]).

Ponieważ w estymatorach UMM liczba warunków ortogonalności jest większa niż liczba szacowanych parametrów, oznacza to, że mamy do czynienia z tzw. restrykcjami przeidentyfikującymi (*overidentifying restrictions*). Ich obecność wymaga potwierdzenia zasadności wprowadzenia dodatkowych instrumentów (restrykcji przeidentyfikujących). W tym celu możliwe jest wykorzystanie testu Sargana³, który zgodnie z hipotezą zerową zakłada poprawność specyfikacji i zasadność wprowadzenia instrumentów. Jednakże gdy nie jest spełnione założenie o stałości wariancji zakłóceń losowych, wówczas test Sargana jest obciążony na niekorzyść hipotezy zerowej.

Przy dynamicznych modelach panelowych do oceny zgodności estymatora wymagane jest zweryfikowanie założenia $E(\Delta \xi_{it} \Delta \xi_{i(t-2)}) = 0$ o braku autokorelacji składnika losowego rzędu drugiego w równaniu dla pierwszych różnic. Do testowania tej hipotezy w niniejszym badaniu wykorzystano test zaproponowany przez Arellano i Bonda (1991) – w tab. 1 i 2 oznaczony jako AR(2).

Procedura szacowania ocen parametrów strukturalnych z wykorzystaniem metody Arellano i Bonda oraz systemowego estymatora UMM jest dwuetapowa. Jak sugerują m.in. [Bond, Hoeffler, Temple 2001], wyniki uzyskane w drugim kroku estymacji metodą *dif*-UMM są jednakże mniej wiarygodne ze względu na możliwość obciążenia błędów średnich ocen w dół, a co za tym idzie – mogą one prowadzić do błędnych wniosków. W niniejszej pracy zaprezentowano wyniki pierwszego kroku estymacji dla *dif*-UMM i drugiego w przypadku systemowego estymatora *sys*-UMM.

4. Wyniki analizy ekonometrycznej

Analizę konwergencji przeprowadzono na podstawie modelu (8), który rozszerzono o czynniki zgodne z neoklasycznym modelem wzrostu Solowa (stopa inwestycji z roku poprzedniego oraz tempo przyrostu ludności powiększone o stopę deprecjacji kapitału i stopę postępu technicznego). W modelu przyjęto, że stopy postępu technicznego i deprecjacji kapitału są dla wszystkich regionów jednakowe i stałe w czasie.

Modele oszacowano na bazie niezbilansowanego panelu danych o 269 regionach państw Unii Europejskiej szczebla NUTS2 w latach 1995-2005 (z pominięciem dwóch regionów Wielkiej Brytanii: North Eastern Scotland i Highlands and Islands).

Wyniki oszacowań z wykorzystaniem poszczególnych estymatorów podano w tab. 1 i 2. Wszystkie obliczenia wykonano z wykorzystaniem programu GRETL i PcGIVE.

³ Por. m.in. [Baltagi].

Wyniki estymacji modeli konwergencji absolutnej (tab. 1) wskazują, że regiony państw Unii Europejskiej dążą do stanu długookresowej równowagi. Potwierdzeniem istnienia konwergencji absolutnej jest dodatnia, istotna ocena parametru autoregresyjnego. Wyniki oszacowania modeli KMNK oraz WG sugerują, że wyższe wartości początkowego poziomu PKB *per capita* o 1% wiążą się ze spadkiem tempa wzrostu PKB *per capita* od 0,02 do 0,16 pp. Otrzymane wartości pozwalają na wskazanie przedziału, w którym znajduje się wartość parametru β . Tempo zbieżności kształtuje się na poziomie od 2 do 17%. Zestawiając otrzymane wyniki z estymatorami UMM, można wskazać, że tempo zbieżności wynosi ok. 5,1% rocznie. Niestety oszacowanym estymatorem *dif*-UMM nie udało się otrzymać poprawnej oceny parametru autoregresyjnego. Wskazana wartość tempa zbieżności wynika z szacunków otrzymanych z wykorzystaniem *sys*-UMM. Jednakże estymator ten wydaje się poprawniejszą metodą dla modeli panelowych o małym T (jak w analizowanym przypadku).

Tabela 1. Wyniki estymacji modeli β -konwergencji absolutnej*

Wyszczególnienie	KMNK	WG	<i>dif</i> -UMM	<i>sys</i> -UMM
$\ln Y_{i,t-1}$	0,981** [0,002]	0,8423** [0,018]	1,05 [0,038]	0,95** [0,008]
β	0,019	0,172		0,051
Liczba obserwacji	2607	2607	2343	2607
Skor. R ²	0,9947	0,9958		
Kryterium Schwarza	-10385,7	-9159,31		
Test Sargana			262,1 (0,000)	139,3 (0,000)
AR(2)			0,7922 (0,428)	0,804 (0,422)

* W nawiasach kwadratowych podano standardowe błędy ocen (*robust standard errors*), w nawiasach okrągłych – empiryczny poziom istotności. Dla *dif*-GMM podano wyniki pierwszego kroku estymacji, natomiast dla *sys*-GMM – drugiego.

** Zmienna istotna na poziomie 0,001.

Po rozszerzeniu modeli o czynniki wzrostu zgodne z podstawowym modelem wzrostu Solowa otrzymano oszacowania modelu konwergencji warunkowej (tab. 2). Uzyskane wyniki potwierdzają istnienie konwergencji. Oszacowane wartości parametrów oceny informującej o kierunku zależności między początkowym poziomem dochodu a tempem wzrostu gospodarczego jedynie nieznacznie się różnią od tych otrzymanych w modelu konwergencji absolutnej. Właściwie otrzymane na podstawie oszacowań KMNK i WG przedziały wartości parametru autoregresyjnego można uznać za zgodne z otrzymanymi powyżej. Co interesujące, otrzymane wyniki z wykorzystaniem estymatorów UMM, chociaż mieszczą się w przedziale wyznaczonym przez estymatory KMNK i WG, wydają się ciężać w kierunku poszczegół-

nych estymatorów. Estymator *dif*-UMM dał wyniki zbliżone do WG, a *sys*-UMM – do KMNK. Sugerowane tempo zbieżności otrzymane na podstawie estymatorów UMM wynosi więc od 4,1 do 11,9%. Niemniej jednak nie są to wartości ostateczne ze względu na niedoskonałość otrzymanych rezultatów.

Tabela 2. Wyniki estymacji modeli β -konwergencji warunkowej*

Wyszczególnienie	KMNK	WG	<i>dif</i> -UMM	<i>sys</i> -UMM
$\ln Y_{i,t-1}$	0,9808*** [0,003]	0,8454*** [0,027]	0,888*** [0,05]	0,9598*** [0,07]
β	0,019	0,168	0,119	0,041
$\ln s_{i,t-1}$	0,0008 [0,004]	0,001 [0,006]	0,025 [0,015]	0,019** [0,009]
$\ln(n_{i,t} + g + \delta)$	-0,137 [0,132]	-0,352** [0,186]	-0,446 [0,274]	-0,082 [0,335]
Liczba obserwacji	1773	1773	1526	1772
Skor. R ²	0,9931	0,9949		
Kryterium Schwarz	-7102,0	-6008,1		
Test Sargana			216,9 (0,000)	230,0 (0,000)
AR(2)			1,93 (0,053)	1,87 (0,061)

* W nawiasach kwadratowych podano standardowe błędy ocen (*robust standard errors*), w nawiasach okrągłych – empiryczny poziom istotności. Dla *dif*-GMM podano wyniki pierwszego kroku estymacji, natomiast dla *sys*-GMM – drugiego.

** Zmienna istotna na poziomie 0,1.

*** Zmienna istotna na poziomie 0,001.

Otrzymane zbliżone wyniki tempa zbieżności na podstawie modeli konwergencji warunkowej i absolutnej wynikają z nieuwzględnienia czynników istotnych dla zróżnicowania i kształtowania się omawianych relacji. W modelu wzięto pod uwagę jedynie czynniki wynikające z podstawowego modelu Solowa (inwestycje oraz tempo przyrostu siły roboczej powiększone o stopę deprecjacji kapitału i stopę postępu technicznego). Kierunki zależności między PKB a poszczególnymi czynnikami są zgodne niezależnie od wykorzystanego estymatora. Ich kierunek jest także zgodny z wynikami otrzymanymi przez innych autorów [Mankiw, Romer, Weil 1992]. I tak, inwestycje z roku poprzedniego wpływają dodatnio na poziom PKB, natomiast wyrażenie $\ln(n_{i,t} + g + \delta)$ wpływa na niego ujemnie. Jak wynika z danych zaprezentowanych w tab. 2, w większości przypadków zmienne te są nieistotne przy standardowym poziomie istotności. Ze względu na wyniki testu Sargana otrzymane

rezultaty wymagają dalszej analizy. Przed wyciągnięciem ostatecznych wniosków należy rozwiązać problem z doborem i poprawnością estymatora.

Wyniki testu AR(2) pozwalają wierzyć, że w modelu nie wystąpił problem autokorelacji.

Jak wspomniano, wyniki oszacowań na podstawie estymatorów UMM są obciążone błędami. Wskazuje na to test Sargana ważności zastosowanych instrumentów. Jedną z przyczyn odrzucenia hipotezy zerowej w teście Sargana może być heteroskedastyczność składnika losowego. W tym przypadku test może dać niepoprawne wskazania. Niestety w badanej próbie – z wykorzystaniem testu Breucha i Pagana [Verbeek 2000] – potwierdzono wystąpienie heteroskedastyczności składnika losowego, co w konsekwencji mogło mieć negatywny wpływ na wyniki testu na niekorzyść hipotezy zerowej. Inną przyczyną może być wadliwość wykorzystanych instrumentów czy niekompletność modelu. Niestety problem doboru instrumentów (*overparametrized models*) w modelach dla danych panelowych jest często spotykany [Arellano 2003].

Otrzymane wyniki mają charakter analizy wstępnej. Pozostaje do rozwiązania jeszcze kilka kwestii, m.in. endogeniczność zmiennych objaśniających, dobór instrumentów, identyfikacja czynników wzrostu gospodarczego na szczeblu regionalnym, które będą przedmiotem dalszych badań.

Literatura

- Arellano M., Bond S., *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equation*, "The Review of Econometric Studies Ltd." 1991, vol. 58, no 2, s. 277-297.
- Arellano M., *Modelling optimal instrumental variables for dynamic panel data models*, CEMFI Working Paper no 0310, July 2003.
- Baltagi B.H., *Econometric analysis of panel data*, third edition, John Wiley & Sons, Ltd.
- Barro R.J., *Makroekonomia*, PWE, Warszawa 1997.
- Blundell R., Bond S., *Initial conditions and moment restriction in dynamic panel data models*, "Journal of Econometrics" 1998 no 87, s. 115-143.
- Bond S., Hoeffler A., Temple J., *GMM estimation of empirical growth models*, Economics Group, Nuffield College, University of Oxford, Economics Papers no 2001-W21.
- Ciołek D., *Szacowanie regresji wzrostu i konwergencji na podstawie danych panelowych*, [w:] A. Welfe (red.), *Metody ilościowe w naukach ekonomicznych, Czwarte Warsztaty Doktorskie z Zakresu Ekonometrii i Statystyki*, SGH, Warszawa 2004, s. 11-32.
- Dziechciarz J., *Ekonometryczne modelowanie procesów gospodarczych. Modele ze zmiennymi i losowymi parametrami*, Monografie i Opracowania nr 95, Wrocław 1993.
- Greene W.H., *Econometric analysis*, Pearson Education International, New Jersey 2003.
- Herbst M. (red.), *Kapitał ludzki i kapitał społeczny a rozwój regionalny*, Scholar, Warszawa 2007.
- Hsiao Ch., *Analysis of panel data*, Cambridge University Press, Cambridge 1986.
- Kliber P., *Ekonometryczna analiza konwergencji regionów polski metodami panelowymi*, „Studia Regionalne i Lokalne” 2007 nr 1(27), s. 74-87.
- Malaga K., Kliber P., *Konwergencja i nierówności regionalne w Polsce w świetle neoklasycznych modeli wzrostu*, AE, Poznań 2007.

- Mankiw N., Romer D., Weil D., *A contribution to the empirics of economic growth*, "The Quarterly Journal of Economics" 1992, vol. 107, no 2, s. 407-437.
- Nickell S., *Biases in dynamic models with fixed effects*, "Econometrica" 1981, 49, s. 1417-1426.
- Próchniak M., Witkowski B., *Modelowania realnej konwergencji w skali międzynarodowej*, „Gospodarka Narodowa” 2006 nr 10(182), s. 1-32.
- Romer D., *Makroekonomia dla zaawansowanych*, PWN, Warszawa 2000.
- Verbeek M., *A guide to modern econometric*, John Wiley & Sons Ltd., New York 2000.
- Welfe W., *Ekonometryczne model wzrostu gospodarczego*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2001.

ECONOMETRIC ANALYSIS OF CONVERGENCE OF THE EUROPEAN UNION COUNTRIES' REGIONS BASED ON PANEL DATA

Summary: The article discusses the problem of convergence models estimation. The selected estimation methods of dynamic panel data models are characterized out of the estimation techniques based on Generalized Method of Moment GMM (First-Differences GMM Arellano and Bona Estimator, Combined GMM Blundell and Bond Estimator). Additionally an attempt to evaluate the obtained results is taken up with regard to convergence models constructed for NUTS 2 level regions of the European Union countries.