

Beata Bal-Domańska*

EKONOMETRYCZNA IDENTYFIKACJA β KONWERCENCJI REGIONÓW SZCZEBŁA NUTS-2 PAŃSTW UNII EUROPEJSKIEJ

Streszczenie: Przedmiotem artykułu jest ekonometryczna analiza procesów β konwergencji warunkowej i absolutnej regionów szczebla NUTS-2 Unii Europejskiej. Analiza przeprowadzona została dla wszystkich regionów łącznie oraz w ramach grup regionów wyodrębnionych ze względu na poziom rozwoju regionalnego. W analizie uwzględniono czynniki wynikające z konstrukcji rozszerzonego modelu Solowa (model Mankiwa-Romera-Weila).

Do oceny procesów konwergencji wykorzystane zostały wyniki oszacowań otrzymane na podstawie panelu danych z wykorzystaniem Systemowego Estymatora UMM.

1. WPROWADZENIE DO TEMATYKI BADAŃ NAD KONWERCENCJĄ

Pod pojęciem rozwoju regionalnego należy rozumieć „procesy pozytywnego wzrostu ilościowego i postępu jakościowego zachodzące w regionie będącym ponadlokalnym układem społeczno-terytorialnym identyfikującym się specyficznymi cechami przestrzeni, strukturą gospodarki a także więzią społeczną wynikającą ze wspólnej regionalnej tożsamości”.¹ Stopień rozwoju regionalnego jest czynnikiem warunkującym jakość życia mieszkańców i dlatego jest w centrum uwagi decydentów i polityków. Odpowiedź na pytanie o źródło i charakter dynamiki rozwoju regionalnego oraz procesów konwergencji dostarcza cennych informacji dla decydentów o tendencjach oraz czynnikach warunkujących te procesy, tym samym przyczyniając się do poszerzenia wiedzy niezbędnej do określenia kierunków i obszarów priorytetowych w polityce gospodarczej.

Pod pojęciem konwergencji rozumie się wyrównywanie poziomu rozwoju regionów (państw) wyrażonego PKB *per capita* lub wydajnością pracy (PKB na 1 pracującego). W ekonometrycznych analizach wyróżnia się konwergencje typu σ oraz β .

Osiągnięcie wyższych wskaźników tempa wzrostu gospodarczego przez regiony o niższym poziomie wydajności pracy (rozwoju) niż regiony, które początkowo charakteryzowały się wyższą wydajnością (poziomem rozwoju) jest przedmiotem zainteresowania badań dotyczących β konwergencji (*catch-up effect*).

Jeżeli przedmiotem analizy jest wyrównywanie się poziomu dochodów między regionami mamy do czynienia z σ konwergencją. Do identyfikacji procesów sigma konwergencji wykorzystywane jest zazwyczaj odchylenie standardowe logarytmów wydajności pracy między regionami obserwowane w kolejnych okresach. Rozpatrując te dwa typy

* Dr, Katedra Gospodarki Regionalnej, Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu.

¹ Strahl D. (red.), [1998], *Taksonomia struktur w badaniach regionalnych*, Wyd. AE, Wrocław, s. 29.

konwergencji (sigma i beta) należy wskazać, że β konwergencja jest warunkiem koniecznym, ale niewystarczającym do osiągnięcia σ konwergencji².

Wyniki niektórych badań sugerują, że w przestrzeni państw Unii Europejskiej można zaobserwować wyrównywanie się poziomu dochodów między krajami (σ konwergencja), przy jednoczesnym wzroście zróżnicowania poziomu rozwoju na szczeblu regionalnym³.

W zależności od przyjętych założeń, co do wartości podstawowych wskaźników makroekonomicznych wyróżniamy beta konwergencję bezwarunkową (absolutną) lub warunkową. Jednym z pierwszych z badań konwergencji były te dotyczące konwergencji absolutnej przeprowadzone przez Baumola⁴ oraz De Longa⁵. W dalszej kolejności rozpoczęto badania konwergencji warunkowej (m.in. prowadzone przez Mankiwa, Romera, Weila⁶, czy Barro, X. Sala-i-Martina⁷, Islama⁸).

W literaturze przedmiotu wskazuje się także na procesy konwergencji klubowej, zgodnie z którą procesy konwergencji nie są obserwowane w przestrzeni wszystkich regionów czy państw. Zachodzą one tylko między regionami (państwami) wyposażonymi w zbliżonym stopniu w niemobilne czynniki produkcji. Zgodnie z tą koncepcją regiony skupione w ramach poszczególnych klubów konwergencji mogą zbliżać się do swoich ścieżek długookresowego rozwoju, a jednocześnie między klubami mogą zachodzić procesy dywergencji.⁹

Neoklasyczna teoria wzrostu szybszy wzrost regionów słabo rozwiniętych uzasadnia malejącą krańcową produktywnością czynników wytwórczych. Mały zasób kapitału wiąże się z wysoką stopą zwrotu z kapitału, co zachęca do przenoszenia kapitału z regionów bogatszych do biedniejszych, stymulując tym samym wzrost gospodarczy. Ponadto regiony o niższym poziomie rozwoju łatwiej mogą zwiększać techniczne uzbrojenie pracy, podczas gdy w regionach rozwiniętych znaczna część inwestycji przeznaczana jest na utrzymanie dużych zasobów narzędzi.¹⁰

Identyfikacja procesów konwergencji możliwa jest dzięki dwóm podejściom analitycznym. Pierwsze z nich rozważa konwergencję jako stochastyczny proces na bazie czasowych szeregów danych. Drugie z nich skupia się na analizie relacji przestrzennych.

W ostatnich latach jednym z częściej wykorzystywanych narzędzi w analizie wzrostu gospodarczego stały się dane panelowe, czyli dane łączące informacje o tych samych regionach i w kolejnych okresach t , co dla pojedynczej zmiennej symbolicznie możemy

² M. Friedman, [1992], *Do old fallacies ever die?*, Journal of Economic Literature, 30 (December), 2129-32, [za:] K. Lee, M. H. Pesaran, R. Smith, [1997], *Growth and Convergence in a Multi-Country Empirical Stochastic Solow Model*, Journal of Applied Econometrics, vol. 12, No. 12 No. 4 (Jul-Aug), s. 357-392.

³ G. Gorzelak, [2009], *Fakty i mity rozwoju regionalnego*, Studia lokalne i regionalne 2(36).

⁴ W.J. Baumol, [1986], *Productivity Growth, Convergence, and Welfare*, American Economic Review, 76, s. 1072-1085.

⁵ J.B. De Long, [1988], *Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment*, American Economic Review, 78, s. 1138-1154.

⁶ N. Mankiw., D. Romer, D. Weil, [1992], *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, Quarterly Journal of Economics, Vol. 107, No. 2 (May), s. 407-437.

⁷ R.J. Barro, X. Sala-i-Martin, [1992], *Convergence*, Journal of Political Economy, 100(2), s. 223-251.

⁸ N. Islam, [1995], *The Quarterly Journal of Econometrics*, vol. 110, No 4 (Nov.), s. 1127-1170.

⁹ T. Tokarski, [2005], *Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania wydajności pracy, zatrudnienia i bezrobocia w Polsce*, PTE, Warszawa, s. 84.

¹⁰ B. Czarny, [2000], *Wzrost gospodarczy*, Bank i Kredyt (listopad), s. 34-48.

zapisać jako x_{it} . Z ich pomocą możliwe jest przeprowadzenie analiz z wykorzystaniem spektrum podejść.

Identyfikacja procesów konwergencji dla danych panelowych może nastąpić także poprzez wykorzystanie analizy integracji (testy pierwiastka jednostkowego) i analizy kointegracji szeregów. Zgodnie z tym ujęciem konwergencja oznacza kointegrację między dwoma (lub więcej) szeregami czasowymi logarytmów (poziomów) produktu *per capita* lub wydajności pracy. Skointegrowanie jest dowodem na to, że szeregi zmierzają do stanu równowagi w długim okresie, a odchylenia od ścieżki długookresowej są stacjonarne. Analiza ko integracji w kontekście zachodzenia procesów konwergencji prowadzona była m.in. przez Bernarda and Durlaufa¹¹, w literaturze polskiej przez Klutha¹².

Współcześnie do weryfikacji hipotezy konwergencji typu beta klasycznie wykorzystywane są modele dla danych panelowych wraz z technikami estymacji opartymi na klasycznej metodzie najmniejszych kwadratów (*pooled* i ze zmiennymi sztucznymi LSDV) oraz uogólnionej metodzie momentów (UMM). Podejście to pozwala na identyfikację czynników rozwoju regionalnego (wzrostu gospodarczego). Prekursorami tego typu badań byli m.in. Barro i X. Sala-i-Martin¹³, Bond, Hoeffler, Temple¹⁴ oraz Islam¹⁵. Zgodnie z tym podejściem próbę oszacowania tempa wzrostu gospodarczego do stanu równowagi długookresowej oraz wskazanie roli wybranych czynników tego wzrostu podjęli w polskiej literaturze m.in.: Ciołek¹⁶, Próchniak i Witkowski¹⁷, Kliber¹⁸.

Alternatywą wobec klasycznej analizy konwergencji jest metodologia zaproponowana przez Quaha, która polega na analizie pełnego rozkładu produktu (wydajności pracy) i jego zmian w czasie. Pozwala ona oszacować prawdopodobieństwo, z jakim dany region będzie w badanym okresie zwiększał bądź zmniejszał poziom dochodu lub wydajności pracy, ewentualnie jego dochód nie ulegnie zmianie. Analiza pełnego rozkładu umożliwi zaobserwowanie procesów polaryzacji konwergencji klubów. W tym podejściu analizy dokonywana jest za pomocą procesów Markowa i estymacji macierzy przejścia, czyli *de facto* warunkowego rozkładu prawdopodobieństwa w wersji dyskretnej lub też poprzez oszacowanie pełnej warunkowej funkcji gęstości z wykorzystaniem estymacji jądrowej (*ang. kernel density estimation*). Badania w tym zakresie prowadzone były m.in. przez Quaha¹⁹, a w literaturze polskiej Wójcika.²⁰

¹¹ A. Bernard, S.N. Durlauf, [1995], *Convergence in International Output*, Journal of Applied Econometrics 10/1995, s. 97–108.

¹² K. Kluth, [2007], *Konwergencja gospodarcza w zakresie kryteriów Traktatu z Maastricht – analiza ekonometryczna*, Dynamiczne Modele Ekonometryczne, X Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, 4–6 września 2007 w Toruniu, Katedra Ekonometrii i Statystyki, Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu.

¹³ R.J. Barro, X. Sala-i-Martin, [1992].

¹⁴ Por. S. Bond, A. Hoeffler, J. Temple, [2001], *GMM estimation of empirical growth models*, Economics Group, Nuffield College, University of Oxford, Economics Papers Nr 2001-W21.

¹⁵ N. Islam, [1995].

¹⁶ D. Ciołek, [2003], *Badanie konwergencji krajów Europy Środkowo-Wschodniej z wykorzystaniem danych panelowych*, Dynamiczne Modele Ekonometryczne, VIII Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, 9-11 września 2003 r.

¹⁷ M. Próchniak, B. Witkowski, [2006], *Modelowania realnej konwergencji w skali międzynarodowej*, Gospodarka narodowa, nr 10 (182), (październik), s. 1-32.

¹⁸ P. Kliber, [2007], *Ekonometryczna analiza konwergencji regionów Polski metodami panelowymi*, Studia Regionalne i Lokalne, Nr 1(27), s. 74-87.

¹⁹ D. Quah, [1994], *Exploiting Cross-Section Variations for Unit Root Inference in Dynamic Data*, Economics Letters, 44, s. 9-19.

W niniejszym opracowaniu podjęto próbę oceny zachodzenia procesów beta konwergencji absolutnej i warunkowej w regionach państw Unii Europejskiej zgodnie z klasycznym podejściem. Do oceny procesów konwergencji wykorzystano systemowy estymator UMM. Jest to metoda szczególnie polecana w przypadku, gdy dysponujemy małą liczbą obserwacji po czasie i jednocześnie dużą liczbą obiektów. W analizowanym przypadku rozpatrywany jest panel 202 regionów, dla których dostępne są dane z sześciu okresów.

Ogólnie model konwergencji bezwarunkowej (absolutnej) dla danych panelowych²¹ można zapisać jako:

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

gdzie:
$$\theta = -\frac{(1 - e^{-\beta T})}{T}, \quad (2)$$

T – liczba lat, dla których liczona jest stopa wzrostu ($t = 1, \dots, T$),

β – parametr określający szybkość zbieżności,

α_i – specyficzny dla każdego regionu, stały w czasie, początkowy poziom wydajności pracy,

α_t – wspólne dla wszystkich regionów efekty czasowe, obrazujące zmiany w produktywności w czasie,

ε_{it} – składnik losowy.

W modelu beta konwergencji absolutnej zakłada się podobieństwo podstawowych parametrów makroekonomicznych opisujących różne gospodarki a tym samym przyjmuje się, że wszystkie gospodarki charakteryzują się tym samym stanem równowagi długookresowej (*ang. steady-state*). Stan równowagi długookresowej to taki, w którym zasoby kapitału rosną w takim samym tempie jak dochód (produkt). Mówimy wtedy, że gospodarka znajduje się na ścieżce wzrostu zrównoważonego. Warunkiem koniecznym konwergencji absolutnej jest swobodny przepływ kapitału oraz postępu technicznego, wiedzy i innowacji między regionami²².

Proces, w którym przyjmuje się zróżnicowany poziom podstawowych wskaźników makroekonomicznych między gospodarkami oraz zakłada się, że każda z gospodarek dąży do własnego stanu równowagi określa się konwergencją warunkową, co zapisujemy jako:

$$\ln y_{it} = (1 + \theta) \ln y_{i(t-1)} + \lambda' x_{it} + \alpha_i + \alpha_t + \xi_{it}, \quad (3)$$

gdzie: x_{it} – macierz logarytmów zmiennych charakteryzujących czynniki określające położenie ścieżki wzrostu zrównoważonego dla i -tego regionu w t -tym roku.

Uzyskanie istotnej oceny parametru stojącego przy początkowym poziomie dochodów oznacza potwierdzenie zachodzenia procesów beta konwergencji. Wartość tej oceny informuje o kierunku zależności między początkowym poziomem dochodu

²⁰ P. Wójcik, [2008], *Dywergencja czy konwergencja: dynamika rozwoju polskich regionów*, Studnia lokalne i regionalne, 2(32), s. 41-60.

²¹ Szerzej zob. m.in.: D. Ciołek, [2004], *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, s. 11-32.

²² Zob. m.in.: T. Tokarski, [2005].

a tempem wzrostu gospodarczego. O szybkości konwergencji, czyli o ile procent odległości w kierunku hipotetycznego stanu równowagi długookresowej gospodarka pokonuje w ciągu jednego okresu, informuje parametr β otrzymany na podstawie wzoru (2).

Biorąc pod uwagę ideę beta konwergencji warto zauważyć, że nie zawsze gospodarki o niższym poziomie dochodu (czyli te realizujące niższy poziom PKB *per capita*) rozwijają się szybciej w porównaniu do gospodarek o wyższym poziomie dochodu. O tempie rozwoju (wzrostu) decyduje położenie danej gospodarki względem jej stanu równowagi długookresowej. Stopa rozwoju regionalnego będzie wysoka, gdy wyjściowy poziom PKB na pracującego będzie niski w porównaniu do jego długookresowego położenia. Natomiast w sytuacji, gdy gospodarka charakteryzuje się niskim poziomem wyjściowym oraz niskim położeniem w stanie równowagi długookresowej, tempo wzrostu gospodarczego również będzie niskie.

Weryfikacja obecności procesów konwergencji nastrocza szeregu trudności. Nie łatwo jest wskazać czynniki sprawcze rozwoju regionalnego oraz wyjaśnić jego przestrzenne zróżnicowanie. Wpływ wybranych zmiennych na tempo rozwoju regionalnego jest często wielokierunkowy i niejednoznaczny, uwarunkowany sytuacją polityczną, społeczną, kulturową, ogólną sytuacją makroekonomiczną, poziomem rozwoju regionu, chłonnością rynku, dostępnością kapitału i zasobów, kosztami pracy, transportu i innymi kosztami prowadzenia produkcji, systemem prawnym, obciążeniami podatkowymi itd. Współcześnie procesy konwergencji tłumaczy się akumulacją kapitału ludzkiego, wiedzą i/lub innowacjami i postępem technicznym. Każdy z tych czynników inaczej oddziałuje na poziom i tempo rozwoju gospodarczego.²³

Można wskazać, że „... jeśli decydującą rolę w procesie konwergencji odgrywa kapitał, wówczas różnice w poziomach PKB *per capita* między gospodarkami znajdującymi się na różnych poziomach rozwoju powinny z czasem zanikać. Jeśli główną przyczyną konwergencji jest technologia, wtedy należy oczekiwać, że wyrównywanie się poziomów PKB *per capita* wystąpi jedynie wśród krajów (regionów) o zbliżonym poziomie rozwoju.”²⁴

W konstrukcjach modelowych opartych na neoklasycznym modelu Solowa [1956]²⁵ i Swana [1956]²⁶ rozwój regionalny przypisywany jest trzem czynnikom: powiększeniu kapitału rzeczowego dzięki inwestycjom w maszyny i urządzenia produkcyjne, powiększeniu siły roboczej oraz egzogenicznemu postępowi technicznemu następującemu dzięki akumulacji wiedzy i rozwojowi kapitału ludzkiego, które zwiększają produktywność czynników wytwórczych. W rozszerzonej wersji modelu Solowa zaproponowanej przez Mankiw, Romera i Weila (MRW)²⁷ – którego struktura jest podstawą analiz przedstawionych poniżej – podstawowy zestaw czynników produkcji

²³ Zob. m.in.: P.M. Romer, [1986], *Increasing returns and long-run growth*, Journal of Political Economy, (Oct.), s. 1002-1037; P.M. Romer, [1990], *Endogenous technological Change*, Journal of Political Economy no. 5, s. 71-102.

²⁴ W. Nowak, [2006], *Koncepcje konwergencji w teorii wzrostu gospodarczego*, Nierówności społeczne a wzrost gospodarczy. Problemy globalizacji i regionalizacji, cz. I, Zeszyt 8 Uniwersytet Rzeszowski, Katedra Teorii Ekonomii, Rzeszów, s. 253.

²⁵ R. Solow, [1956], *A Contribution to the Theory of the Economic Growth*, Quarterly Journal of the Economics 70, s. 65-94.

²⁶ T. Swan, [1956], *Economic Growth and Capital Accumulation*, Economic Record 32, s. 334-361.

²⁷ N. Mankiw, D. Romer, D. Weil, [1992].

poszerzono o kapitał ludzki, który wprowadzono poprzez uwzględnienie niezależnych zmiennych objaśniających, wskazując tym samym, że postęp następuje głównie poprzez jego wykorzystanie przez pracowników.²⁸ Ogólnie model ten z wykorzystaniem funkcji Cobba-Douglasa zapisać można jako:

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta A(t)L(t)^{1-\alpha-\beta}, \quad (4)$$

co oznacza, że w każdym punkcie czasu (t) gospodarka dysponuje pewnym zasobem kapitału rzeczowego (K), kapitału ludzkiego (H), siły roboczej (L) i wiedzy (A)²⁹, które są łączone ze sobą w celu wytworzenia produktu/dochodu (Y). Symbole α i β oznaczają elastyczności produktu/dochodu względem wybranego czynnika produkcji.

Badania konwergencji na podstawie struktury modelu MRW z wykorzystaniem danych panelowych prowadzone były m.in. przez Islama³⁰.

2. SPECYFIKACJA MODELI KONWERGENCJI – ETAPY I METODY ANALIZY

Do oceny procesów beta konwergencji warunkowej zachodzących między regionami państw Unii Europejskiej wykorzystane zostały modele dla wszystkich regionów łącznie (grupa *REG*) oraz grup regionów wyodrębnionych ze względu na przeciętny poziom wydajności pracy (*WYD*, *PO*) zdefiniowanych w następujących krokach:

- 1) ustalenie wartości zmiennej PKB_{it} , tj. produkt krajowy brutto według parytetu siły nabywczej w przeliczeniu na 1 pracującego w wieku 15 lat i więcej w i -tym regionie ($i = 1, \dots, N$) w t -tym okresie ($t = 1, \dots, T$);
- 2) na podstawie dostępnych danych obliczanie średniej wartości wydajności pracy dla i -tego regionu według formuły:

$$\overline{PKB}_i = \frac{\sum_{t=1}^T PKB_{it}}{T}, \quad (5)$$

gdzie:

\overline{PKB}_i – średni poziom zjawiska w i -tym regionie dla j -tej zmiennej,

PKB_{it} – wartość j -tej zmiennej w okresie t w i -tym regionie,

- 3) podział regionów na dwie grupy według wartości mediany (Me) tak, że:

$$\begin{aligned} WYD : \overline{PKB}_i &\geq Me \\ PO : \overline{PKB}_i &< Me \end{aligned}, \quad (6)$$

Następnie dla każdej z grup przeprowadzono analizę w zakresie wartości podstawowych statystyk opisowych, co pozwoliło na wskazanie poziomu poszczególnych zmiennych w ramach grup oraz określenie ich jednorodności (zróżnicowania).

W ostatnim kroku podjęto próbe identyfikacji procesów beta konwergencji absolutnej na podstawie modelu (1) oraz warunkowej. O zachodzeniu beta konwergencji

²⁸ W. Welfe (red.), [2001], *Ekonometryczny model wzrostu gospodarczego*, Uniwersytet Łódzki, Łódź.

²⁹ Określanej także efektywnością pracy, poziomem technologii, łączną produktywnością czynników produkcji (*total factor productivity*).

³⁰ N. Islam, [1995].

warunkowej wnioskowano na podstawie funkcji produkcji typu Cobba-Dugłasa z uwzględnieniem struktury zmiennych rozszerzonego modelu Solowa, zgodnie z którym model po linearyzacji przyjmuje następującą postać:

$$\ln PKB_{it} = (1 + \theta_1) \ln PKB_{i(t-1)} + \lambda_{11} \ln S_{it} + \lambda_{12} \ln(n_{it} + g + \delta) + \lambda_{13} \ln HRST_{it} + \alpha_{1i} + \alpha_{1t} + \varepsilon_{1it} \quad (7)$$

gdzie poszczególne symbole oznaczają:

PKB_{it} – produkt krajowy brutto według parytetu siły nabywczej na 1 pracującego w wieku 15 lat i więcej w i -tym regionie i t -tym roku;

S_{it} – udział nakładów brutto na środki trwałe (*gross fixed capital formation*) w produkcie krajowym brutto w i -tym regionie i t -tym roku;

$(n_{it} + g + \delta)$ – przyrost liczby pracujących (pracujący według metodologii ESA95) w i -tym regionie i t -tym roku powiększone o stopę deprecjacji i stopę postępu technicznego³¹;

$HRST_{it}$ – udział osób w wieku 15-74 objętych kategorią zasoby ludzkie w nauce i technice (*human resources in science and technology*) w procentach ludności aktywnej zawodowo w i -tym regionie i t -tym roku.

Jeżeli dodatkowo założymy stałe efekty skali to model konwergencji warunkowej po linearyzacji można zapisać w postaci zaproponowanej przez Mankiwę, Romera i Weila w następujący sposób:

$$\ln PKB_{it} = (1 + \theta_2) \ln PKB_{i(t-1)} + \lambda_{21} [\ln S_{it} - \ln(n_{it} + g + \delta)] + \lambda_{23} [\ln HRST_{it} - \ln(n_{it} + g + \delta)] + \alpha_{2i} + \alpha_{2t} + \varepsilon_{2it} \quad (8)$$

Zmienne obrazujące stopę inwestycji i tempo przyrostu pracujących zostały w modelu sformułowane standardowo. Kilka słów wyjaśnienia wymaga dobór zmiennej charakteryzującej kapitał ludzki. Podejmując próbę przybliżenia zasobów kapitału ludzkiego wielu autorów odwołuje się do takich cech jak poziom formalnego wykształcenia i doświadczenie zawodowe. W niniejszej analizie jako przybliżenie zasobów kapitału ludzkiego przyjęto zmienną $HRST_{it}$, która charakteryzuje ogół osób aktualnie zajmujących się lub potencjalnie mogących się zająć pracą związaną z tworzeniem, rozwojem, rozpowszechnianiem i zastosowaniem wiedzy naukowo-technicznej³², tym samym sprzyjając innowacyjności (postępowi technicznemu), co w współcześnie jest jednym z kluczowych czynników wzrostu gospodarczego.

Zatrudnienie na stanowiskach objętych kategorią nauka i technika jest obecnie jednym z dynamiczniej się zwiększających. Jak wskazuje się w raporcie OECD „w ostatnich latach w regionie OECD zatrudnienie w dziedzinie nauki i technologii (HRST) rosło szybciej – a często znacznie szybciej – niż zatrudnienie ogółem. Znaczny udział w liczbie nowych pracowników obszaru HRST mają utalentowani pracownicy zagraniczni. (...) Ponieważ wiele krajów pracuje nad szeroką gamą inicjatyw ułatwiających mobilność, internacjonalizacja rynku pracy HRST będzie prawdopodobnie nadal rosnąć. Jed-

³¹ Stopę deprecjacji i postępu technicznego ustalono na standardowo przyjmowanym w większości badań poziomie 0,05.

³² HRST to liczba osób, które ukończyły edukację w kierunkach objętych kategorią nauka i technika (S&T) lub zatrudnionych w zawodzie, w którym wymagane jest takie wykształcenie.

nocześniej coraz większa konkurencja międzynarodowa w dziedzinie utalentowanych pracowników oznacza, że poszczególne kraje będą zmuszone do dalszego zwiększania inwestycji w zasoby ludzkie³³.

Obserwowane rozprzestrzenianie się osób objętych kategorią HRST sprzyja rozprzestrzenianiu się wiedzy i innowacji. Wraz z przepływem osób następuje wymiana wiedzy i doświadczeń między regionami, co sprzyja procesom konwergencji i doganiania.

Do identyfikacji procesów beta konwergencji na podstawie modeli (1), (6) i (7) wykorzystano systemowego estymatora Uogólnionej Metody Momentów (sys-UMM) [Arellano i Bover³⁴, Blundell i Bond³⁵]. Jest on rozwinięciem estymatora UMM dla modelu w postaci pierwszych różnic Arellano i Bonda³⁶. Standardowy estymator pierwszych różnic UMM Arellano-Bonda daje niesatysfakcjonujące wyniki w przypadku, gdy regresja wzrostu rozważana jest dla dużej liczby obiektów i małej liczby obserwacji po czasie. W takim przypadku w literaturze przedmiotu wskazuje się na systemowy estymator UMM jako właściwy. Wykorzystanie UMM pozwala na rozwiązanie wielu problemów spotykanych przy próbach modelowania regresji wzrostu, a wśród nich: problemu endogeniczności zmiennych, niewystarczająco długich szeregów czasowych oraz błędów pomiaru. Własności poszczególnych metod estymacji dla regresji wzrostu zostały szczegółowo omówione m.in. w pracy Bonda, Hoefflera, Temple'a³⁷ oraz Ciołek³⁸.

Istotą systemowego estymatora UMM jest estymacja układu równań w postaci pierwszych różnic oraz równań dla zmiennych w poziomach. Do oszacowania ocen parametrów strukturalnych wykorzystywana jest odpowiednio skonstruowana macierz obserwacji, w której zmienne niezależne x_i skorelowane ze składnikiem losowych zastępowane są przez instrumenty z_i zdefiniowane odpowiednio jako opóźnione wartości zmiennych, dla równania w postaci pierwszych różnic oraz opóźnione pierwsze różnice dla równań w poziomach.

W badaniach konwergencji często spotykanym problemem jest trudny do określenia kierunek oddziaływania i charakter relacji łączących wydajność pracy z poszczególnymi czynnikami (x_i). Często teoria nie określa jednoznacznie, czy dana zmienna ma charakter endo- czy egzogeniczny. W niniejszym badaniu ze względu na założoną łączną współzależność (*simultaneity*)³⁹ zmienne potraktowane zostały jako endogeniczne.

³³ OECD Science, Technology and Industry Outlook 2008, OECD 2009, www.oecd.org.

³⁴ M. Arellano, O. Bover, [1995], *Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error-components Models*, Journal of Econometrics, vol. 68, s. 29-51.

³⁵ R. Blundell, S. Bond, [1998], *Initial Conditions and Moment Restriction in Dynamic Panel Data Models*, Journal of Econometrics 87 s. 115-143.

³⁶ M. Arellano, S. Bond, [1991], *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equation*, The Review of Econometric Studies Ltd., Vol. 58, No. 2(Apr.), s. 277-297.

³⁷ Por. S. Bond, A. Hoeffler, J. Temple, [2001].

³⁸ D. Ciołek, [2004].

³⁹ To znaczy, że zmienna objaśniająca x_i zdeterminowana jest wielkością zmiennej objaśnianej y . Innymi słowy, zmienna y jest wyjaśniana przez objaśniającą x_i , a jednocześnie wpływa na wartość tej objaśnianej. Szerzej zob. m.in. J.M. Wooldridge, [2002], *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Massachusetts Institute of Technology.

Problem endogeniczności zmiennych w dynamicznych modelach panelowych rozwiązany jest poprzez odpowiednie dobranie opóźnień tych zmiennych w macierzy instrumentów Z ⁴⁰.

Procedura szacowania ocen parametrów strukturalnych z wykorzystaniem metody *sys*-UMM jest dwuetapowa. W niniejszej pracy zaprezentowano wyniki drugiego kroku estymacji. Do oceny istotności ocen parametrów strukturalnych wykorzystano błędy średnie ocen otrzymane na podstawie odpornego estymatora zaproponowanego przez Windmeijera (WC)⁴¹.

Poprawność otrzymanych oszacowań z wykorzystaniem *sys*-UMM wymaga weryfikacji zasadności wprowadzenia dodatkowych instrumentów (restrykcji przeidentyfikujących, ang. *overidentifying restrictions*). W tym celu wykorzystywany jest test Sargana⁴², który zgodnie z hipotezą zerową zakłada brak korelacji między zmiennymi instrumentalnymi i składnikiem losowym, a tym samym poprawność specyfikacji i zasadność wprowadzenia instrumentów.

Przy dynamicznych modelach panelowych dla oceny zgodności estymatora wymagane jest także zweryfikowanie założenia o braku autokorelacji składnika losowego drugiego rzędu w równaniach dla pierwszych różnic. Do weryfikacji tej hipotezy wykorzystany został test zaproponowany przez Arellano i Bonda (AR(2))⁴³.

Wszystkie obliczenia wykonano w programie STATA 11.

Dobór regionów i lat oraz zdefiniowanie zmiennych wykorzystanych w niniejszym badaniu był uwarunkowany dostępnością danych statystycznych w bazie EUROSTATU⁴⁴ w wystarczająco długim szeregu czasowym i dla dużej liczby regionów. Ostatecznie badanie konwergencji przeprowadzono na podstawie niezbilansowanego panelu danych o 208 regionach szczebla NUTS-2 państw Unii Europejskiej w dwóch okresach obejmujących:

- 1) lata 1996-2007 – w zakresie konwergencji absolutnej, oraz
- 2) lata 1999-2004 – w zakresie konwergencji absolutnej i warunkowej.

Dobór dwóch okresów badania był spowodowany brakiem danych o nakładach inwestycyjnych brutto na środki trwałe w ostatnich latach analizy. Dlatego też w pierwszym okresie 1999-2007 możliwe było jedynie oszacowanie procesów konwergencji absolutnej. Wyniki te następnie odniesiono do rezultatów uzyskanych dla lat 1999-2004.

Ze względu na liczne braki w danych statystycznych z badania wyłączono regiony: bułgarskie, duńskie, austriackie, słoweńskie, regiony Wielkiej Brytanii, 3 regiony niemieckie: *Brandenburg – Nordost*, *Brandenburg – Südwest*, *Sachsen-Anhalt*, oraz Luxemburg. Pojedyncze braki danych dla zmiennych *PKB* oraz liczby pracujących uzupełniono z wykorzystaniem metod ekstrapolacji.

⁴⁰ Por. S. Bond, A. Hoeffler, J. Temple, [2001].

⁴¹ F. Windmeijer, [2005], *A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators*, Journal of Econometrics 2005/126, s. 25–51.

⁴² Por. m.in.: M. Arellano, S. Bond, [1991] oraz B.H. Baltagi, [2005], *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd edition, John Wiley & Sons, Ltd.

⁴³ M. Arellano, S. Bond, [1991].

⁴⁴ <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>

3. WYNIKI ANALIZY β -KONWERCENCJI REGIONÓW PAŃSTW UNII EUROPEJSKIEJ

Procesy osiągania spójności (konwergencja) mogą mieć różny przebieg w zależności od warunków panujących w danym regionie. Rozpatrując przykład regionów państw Unii Europejskiej podzielonych na dwie grupy (*WYD* i *PO*) ze względu na medianę poziomu wydajności pracy w badanym okresie (por. tab. 1), obserwujemy relatywnie niski poziom zróżnicowania zmiennej PKB_{it} w grupie *WYD* regionów o wysokiej wydajności pracy przy jednoczesnej tendencji do jego wzrostu w kolejnych latach (współczynnik zmienności z poziomu 11,6% w 1996 roku wzrósł do 15,1% w 2006 roku), za wyjątkiem ostatniego, 2007 roku. Odmienne tendencje obserwujemy w regionach *PO* o relatywnie niskiej wydajności pracy. Przy wyższym poziomie zróżnicowania, począwszy od 1998 roku w grupie tej obserwujemy spadek zróżnicowania (współczynnik zmienności z poziomu 38,7% w 1998 roku zmalał do 26,9% w 2007 roku).

Tab. 1. Podstawowe statystyki opisowe zmiennej PKB_{it} w latach 1996-2007

Klasa	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Średnia arytmetyczna												
<i>REG</i>	38528	38419	37893	40259	42087	43538	45048	45640	47401	49015	51122	53302
<i>WYD</i>	45186	46852	48219	50427	52600	54074	55527	55866	57933	59791	62162	64531
<i>PO</i>	30275	29488	28759	30091	31573	33003	34568	35413	36870	38239	40081	42073
Współczynnik zmienności w % ^a												
<i>REG</i>	26,6	30,7	34,8	33,7	32,9	32,2	31,2	30,1	29,7	29,8	29,5	28,8
<i>WYD</i>	11,6	11,6	11,4	12,0	12,2	13,2	13,6	13,4	13,7	14,5	15,1	14,7
<i>PO</i>	29,2	33,4	38,7	37,0	34,8	33,3	31,5	29,9	28,5	28,6	27,9	26,9

a - klasyczny współczynnik zmienności oparty na odchyleniu standardowym i średniej arytmetycznej.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych EUROSTATU.

Jednocześnie regiony o wyższej wydajności pracy w latach 1999-2004 charakteryzowały się niższą przeciętną stopą inwestycji (S_{it}) oraz mniejszym zróżnicowaniem jej poziomu (por. tab. 2). W obu grupach międzyregionalne zróżnicowanie przeciętnej stopy inwestycji było wyższe pod koniec badanego okresu w stosunku do lat początkowych.

Tab. 2. Podstawowe statystyki opisowe zmiennych S_{it} , $HRST_{it}$ w latach 1999-2004

Zmienne	Klasa	Średnia arytmetyczna						Współczynnik zmienności w % ^a					
		1999	2000	2001	2002	2003	2004	1999	2000	2001	2002	2003	2004
S_{it}	<i>REG</i>	22,3	23,4	23,1	21,8	21,6	21,8	21,5	25,2	24,2	25,2	27,8	28,9
	<i>WYD</i>	20,4	21,5	21,3	20,1	19,9	19,6	17,6	22,3	20,2	23,0	24,1	23,5
	<i>PO</i>	24,2	25,2	24,8	23,8	23,4	23,8	21,1	23,4	25,0	23,9	28,6	29,0
$HRST_{it}$	<i>REG</i>	29,6	30,3	30,8	31,2	32,2	33,3	31,1	31,0	30,2	29,5	28,6	27,0
	<i>WYD</i>	33,8	34,8	35,6	35,8	36,9	37,9	22,8	21,8	20,5	20,7	19,8	18,7
	<i>PO</i>	25,0	25,6	25,9	26,4	27,3	28,6	34,0	34,0	33,2	31,8	30,8	29,0

Oznaczenia jak w tab. 1

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych EUROSTATU.

Uzyskane wyniki wskazują na rosnącą rolę zasobów HRST w regionach państw Unii Europejskiej, o czym świadczy wzrastający w kolejnych latach ich udział w ludności aktywnej zawodowo. Przy czym w regionach *WYD* udział ten kształtował się na znacznie wyższym poziomie (około 8 p.p.) w porównaniu do regionów *PO*. W 2004 roku przeciętna wartość zmiennej $HRST_{it}$ w regionach *WYD* wyniosła 37,9% (przy wartości 33,8% w 1999 roku) podczas, gdy w grupie *PO* jedynie 28,6% (przy wartości 25,0% w 1999 roku). Jednocześnie w regionach o wyższej wydajności pracy odnotowa-

no mniejsze zróżnicowanie jej poziomu. Duże różnice w poziomach zmiennej $HRST_{it}$ dla poszczególnych grup sugerują, że jest to czynnik, który może odgrywać istotną rolę w procesach konwergencji. W obu grupach regionów zróżnicowanie przeciętnego poziomu zmiennej $HRST_{it}$ zmniejszało się w czasie, co wskazuje na wyrównywanie poziomu tego rodzaju kapitału ludzkiego między regionami.

Ostatnim etapem analizy było oszacowanie modeli beta konwergencji bezwarunkowej (por. tab. 3 i 4) oraz warunkowej (por. tab. 5).

Tab. 3. Wyniki estymacji modeli β -konwergencji bezwarunkowej w latach 1996-2007

Wyszczególnienie	REG	WYD	PO
$\ln PKB_{i(t-1)}$	0,9156*** (0,014)	0,9942*** (0,048)	0,8992*** (0,016)
Liczba obserwacji	2195	1102	1093
AR(2)	0,5508	0,2705	0,3723
SARGAN	0,0019	0,0875	0,0213

W nawiasach () podano odporne błędy ocen (WC). Dla testów AR(2) oraz testu Sargana podano empiryczne poziomy istotności. ***ocena istotna przy poziomie 0,001, ** istotne przy poziomie 0,01, * istotne przy poziomie 0,1.

Źródło: opracowanie własne w programie STATA 11.

Tab. 4. Wyniki estymacji modeli β -konwergencji bezwarunkowej w latach 1999-2004

Wyszczególnienie	REG	WYD	PO
$\ln PKB_{i(t-1)}$	0,9368*** (0,01)	0,9546*** (0,063)	0,9364*** (0,022)
Liczba obserwacji	1040	520	520
AR(2)	0,1413	0,9791	0,1449
SARGAN	0,033	0,1009	0,1439

Oznaczenia, jak do tab. 3.

Źródło: opracowanie własne w programie STATA 11.

Tab. 5. Wyniki estymacji modeli (7) β -konwergencji warunkowej wynikającej z rozszerzonego modelu Solowa w latach 1999-2004

Wyszczególnienie	REG	WYD	PO
$\ln PKB_{i(t-1)}$	0,966*** (0,017)	0,9695*** (0,041)	0,972*** (0,019)
$\ln S_{it}$	-0,063** (0,024)	-0,001 (0,028)	-0,006 (0,025)
$\ln(n_{it}+g+\delta)$	-0,299* (0,141)	-0,793*** (0,225)	-0,715*** (0,134)
$\ln HRST_{it}$	-0,085* (0,039)	0,031* (0,016)	-0,107** (0,04)
Liczba obserwacji	897	450	447
AR(2)	0,0646	0,0106	0,0351
SARGAN	0,000	0,001	0,0526

Oznaczenia, jak do tab. 3.

Źródło: opracowanie własne w programie STATA 11.

Wyniki testu AR(2) wskazują na poprawność specyfikacji modeli konwergencji bezwarunkowej na poziomie istotności co najmniej 0,25 dla lat 1996-2007, natomiast dla lat 1999-2004 – 0,15. Dla większości modeli konwergencji warunkowej (por. tab. 5 i 6) empiryczny poziom istotności wynosi jedynie od 0,01 do 0,06. Przy równie liberalnym poziomie istotności można potwierdzić istotność zastosowanych instrumentów w więk-

szości oszacowanych modeli (za wyjątkiem trzech, dla których test Sargana wskazuje na niepoprawność zastosowanych instrumentów nawet przy poziomie 0,01)⁴⁵. Ze względu na dość niski empiryczny poziom istotności dla testów na autokorelację drugiego rzędu AR(2) oraz Sargana dla wybranych modeli wartości otrzymanych oszacowań należy podchodzić z ostrożnością. Otrzymane rezultaty mogą także być konsekwencją niedoskonałości testu Sargana, który jest zgodny tylko w przypadku gdy składnik losowy jest homoskedastyczny. Przy nie spełnieniu założenia o stałości wariancji zakłóceń losowych, test Sargana jest obciążony na niekorzyść hipotezy zerowej wskazującej na poprawność specyfikacji instrumentów⁴⁶.

Oszacowane modeli potwierdzają zachodzenie procesów beta konwergencji (absolutnej i warunkowej) przy każdym poziomie istotności zarówno dla wszystkich regionów łącznie, jak i w ramach wyodrębnionych grup *WYD* i *PO*.

Dla modeli beta konwergencji warunkowej (tab. 5) otrzymane oszacowania potwierdzają istotność większości zmiennych, za wyjątkiem stopy inwestycji w grupach *WYD* i *PO*. Niestety niektóre ze zmiennych w wybranych modelach przyjęły znaki niezgodne z oczekiwaniami. Dotyczy to stopy inwestycji oraz zmiennej obrazującej zasoby kapitału ludzkiego HRST.

W tabeli 6 podano oszacowania modeli konwergencji warunkowej z założeniem, że suma elastyczności przy zmiennych modelu $\ln S_{it}$, $\ln HRST_{it}$ oraz $\ln(n_{it}+g+\delta)$ wynosi 1, a więc zakładając stałe efekty skali. Podobnie jak dla specyfikacji (7) także i w tym przypadku otrzymano niesatysfakcjonujące wyniki w teście Sargana dla modeli klasy *REG* i *WYD*, co może wskazywać na problemy z doбором instrumentów.

Tab. 6. Wyniki estymacji modeli (8) β -konwergencji warunkowej wynikającej z rozszerzonego modelu Solowa w latach 1999-2004

Wyszczególnienie	<i>REG</i>	<i>WYD</i>	<i>PO</i>
$\ln PKB_{it(t-1)}$	0,944*** (0,01)	0,961*** (0,053)	0,934*** (0,016)
$\ln S_{it} - \ln(n_{it} + g + \delta)$	-0,055* (0,028)	0,006 (0,046)	-0,028 (0,036)
$\ln HRST_{it} - \ln(n_{it} + g + \delta)$	-0,055* (0,03)	0,055** (0,019)	-0,044 (0,039)
Liczba obserwacji	897	450	447
AR(2)	0,1223	0,8357	0,0471
SARGAN	0,0002	0,0001	0,4241

Oznaczenia, jak do tab. 3.

Źródło: opracowanie własne w programie STATA 11.

Oszacowana szybkość konwergencji różni się w zależności od okresu badania i struktury modelu (por. tab. 7). Ze względu na niejednoznaczne wyniki otrzymane w teście Sargana i AR(2) trudno ściśle określić szybkość konwergencji warunkowej w poszczególnych grupach regionów (dlatego też oszacowania uzyskane dla modeli, dla których uzyskano skrajnie niezgodne z oczekiwaniami wyniki testów Sargana lub AR(2), pominięto w tab. 6).

⁴⁵ Wyniki próbowano skorygować redukując liczbę wykorzystanych instrumentów, niestety zabieg ten jedynie w niewielkim stopniu wpłynął na poprawę oszacowań.

⁴⁶ Zob. m.in.: D. Roodman, *A Note on the Theme of Too Many Instruments*, Center for Global Development, Working Paper Number 125, May 2008 (www.cgdev.org).

Tabela 7. Szybkość β -konwergencji w regionach państw Unii Europejskiej

Wyszczególnienie	REG	WYD	PO
Bezwarunkowa w latach 1996-2007	-	0,006	0,106
Bezwarunkowa w latach 1999- 2004	0,065	0,046	0,066

Źródło: opracowanie własne.

Przyjmując, za najbardziej prawdopodobne wyniki otrzymane dla grupy PO można by powiedzieć na podstawie regresji (7), że gdyby w regionach tych osiągnięto zbliżony poziom nakładów inwestycyjnych, zasobów kapitału ludzkiego HRST i zmiennej $\ln(n_{it}+g+\delta)$ to szybkość zbieżności do stanu równowagi długookresowej wynosiłaby 3% rocznie. Nieco wyższe tempo zbieżności wynika z regresji (8) zakładającej stałe efekty skali. W tym przypadku szybkość zbieżności wynosiłaby 6,8% i byłaby bardzo zbliżona do tej wynikającej z modelu konwergencji absolutnej, zakładającej taki sam poziom podstawowych wskaźników makroekonomicznych i dążenie do wspólnego stanu równowagi długookresowej.

3. PODSUMOWANIE

Uzyskane wyniki z wykorzystaniem *sys*-UMM wskazują na zachodzenie procesów konwergencji oraz jednocześnie zróżnicowanie ich przebiegu w przekroju regionów. Świadczy o tym różne tempo zbieżności w poszczególnych grupach regionów (REG, WYD, PO). Większość wykorzystanych konstrukcji modelowych (modele konwergencji absolutnej i warunkowej z założeniem stałych korzyści skali) wskazuje, że szybciej w kierunku stanu równowagi długookresowej rozwijały się regiony o niższej wydajności pracy (niezależnie od okresu badania).

Spośród oszacowanych modeli konwergencji lepszą jakością charakteryzują się modele konwergencji absolutnej, dla których szybkość dążenia do stanu równowagi długookresowej wahała się od 0,6% (lub 4,6% dla modelu z lat 1999-2004) w regionach o wysokim poziomie wydajności pracy do 10,6% (6,6% dla modelu z lat 1999-2004)) w pozostałych regionach. Przyjmując rezultaty dla lat 1996-2007 oznacza to, że pokonanie połowy dystansu do stanu równowagi długookresowej regionom o wysokiej wydajności pracy zajmie około 118 lat, podczas gdy pozostałym regionom jedynie 6,5 roku.

LITERATURA

- Arellano M. , Bond S., [1991], *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equation*, The Review of Econometric Studies Ltd., Vol. 58, No. 2 (Apr.), s. 277-297.
- Arellano M., Bover O., [1995], *Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error-components Models*, Journal of Econometrics, vol. 68, s. 29-51.
- Baltagi B. H., [2005], *Econometric Analysis of Panel Data*, Third edition, John Wiley & Sons, Ltd.
- Barro R. J., Sala-i-Martin X., [1992], *Convergence*, Journal of Political Economy, 100(2), s. 223–251.
- Baumol W.J., [1986], *Productivity Growth, Convergence and Welfare*, American Economic Review, 76, s. 1072–1085.

- Blundell R., Bond S., [1998], *Initial Conditions and Moment Restriction in Dynamic Panel Data Models*, Journal of Econometrics, 87/1998, s. 115-143.
- Bond S., Hoeffler A., Temple J., [2001], *GMM estimation of empirical growth models*, Economics Group, Nuffield College, University of Oxford, Economics Papers Nr 2001-W21.
- Ciołek D., [2003], *Badanie konwergencji krajów Europy Środkowo-Wschodniej z wykorzystaniem danych panelowych*, Dynamiczne Modele Ekonometryczne, VIII Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, 9-11 września 2003 r.
- 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.
- Czarny B., [2000], *Wzrost gospodarczy*, Bank i Kredyt, listopad 2000, s. 34-48.
- De Long J.B., [1988], *Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment*, American Economic Review, 78, s. 1138-1154.
- Friedman M., [1992], *Do old fallacies ever die?*, Journal of Economic Literature, 30 (Dec.), 2129-32, [za:] Lee K., Pesaran M.H., Smith R., [1997], *Growth and Convergence in a Multi-Country Empirical Stochastic Solow Model*, Journal of Applied Econometrics, vol. 12, No. 12 No. 4 (Jul.-Aug.), s. 357-392.
- Gorzela G., [2009], *Fakty i mity rozwoju regionalnego*, Studia Lokalne i Regionalne, 2(36)/2009.
- Islam N., [1995], *The Quarterly Journal of Econometrics*, vol. 110, No 4 (Nov.), s. 1127-1170.
- Kliber P., [2007], *Ekonometryczna analiza konwergencji regionów Polski metodami panelowymi*, Studia Regionalne i Lokalne Nr 1(27)/2007, s. 74-87.
- Kluth K., [2007], *Konwergencja gospodarcza w zakresie kryteriów Traktatu z Maastricht – analiza ekonometryczna*, Dynamiczne Modele Ekonometryczne, X Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, 4-6 września 2007 r. w Toruniu, Katedra Ekonometrii i Statystyki, Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu.
- Mankiw N., Romer D., Weil D., [1992], *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, The Quarterly Journal of Economics, Vol. 107, No. 2 (May), s. 407-437.
- Nowak W., [2006], *Koncepcje konwergencji w teorii wzrostu gospodarczego*, Nierówności społeczne a wzrost gospodarczy. Problemy globalizacji i regionalizacji, cz. I, Zeszyt 8 Uniwersytet Rzeszowski, Katedra Teorii Ekonomii, Rzeszów, s. 253.
- OECD Science, [2009], *Technology and Industry Outlook 2008*, OECD, www.oecd.org.
- Próchniak M., Witkowski B., [2006], *Modelowanie realnej konwergencji w skali międzynarodowej*, Gospodarka narodowa, nr 10 (182), Październik, s. 1-32.
- Rodríguez-Pose A. i Fratesi U., [2004], *Między rozwojem regionalnym a polityką społeczną: oddziaływanie europejskich funduszy strukturalnych a regionach celu 1*, Studia Regionalne i Lokalne nr 3(17)/2004, s. 5-31.
- Romer P.M., [1990], *Endogenous technological change*, Journal of Political Economy no 5, s. 71-102.
- Romer P.M., [1986], *Increasing returns and long-run growth*, Journal of Political Economy, (Oct.), s. 1002-1037.
- Roodman D., [2008], *A Note on the Theme of Too Many Instruments*, Center for Global Development, Working Paper Number 125, (May) (www.cgdev.org).
- Solow R., [1956], *A Contribution to the Theory of the Economic Growth*, Quarterly Journal of the Economics 70, s. 65-94.
- Strahl D. (red.), [1998], *Taksonomia struktur w badaniach regionalnych*, Wyd. AE, Wrocław, s. 29.
- Swan T., [1956], *Economic Growth and Capital Accumulation*, Economic Record 32, s. 334-361.
- Tokarski T., [2005], *Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania wydajności pracy, zatrudnienia i bezrobocia w Polsce*, PTE, Warszawa.
- Welfe W. (red.), [2001], *Ekonometryczny model wzrostu gospodarczego*, Uniwersytet Łódzki, Łódź.

-
- Windmeijer F., [2005], *A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators*, Journal of Econometrics 2005/126, s. 25–51.
- Wooldridge J.M., [2002], *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Massachusetts Institute of Technology.
- Wójcik P., [2008], *Dywergencja czy konwergencja: dynamika rozwoju polskich regionów*, Studia Lokalne i Regionalne, 2(32)/2008, s. 41-60.

ECONOMETRIC IDENTIFICATION OF β CONVERGENCE IN NUTS-2 LEVEL REGIONS OF EUROPEAN UNION MEMBER COUNTRIES

The objective of the hereby article is econometric analysis of β unconditional and conditional convergence processes in NUTS-2 level regions of the European Union member countries. The analysis was conducted for all regions jointly, as well as within the groups of regions distinguished with regard to the level of regional development. The analysis includes factors resulting from the construction of the extended Solow model (Mankiw-Romer-Weil model).

The results of estimation obtained on the basis of data panel system GMM estimator were used in order to evaluate convergence processes.