

Beata Bal-Domańska

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

KONWERGENCJA WARUNKOWA REGIONÓW PAŃSTW UNII EUROPEJSKIEJ

Streszczenie: Przedmiotem artykułu jest analiza procesów konwergencji regionalnej na poziomie regionów Unii Europejskiej szczebla NUTS-2 z wykorzystaniem struktury modelu Mankiwa-Romera-Weila (MRW). Analiza prowadzona jest z rozróżnieniem regionów państw „starej” UE (UE-15) oraz krajów rozszerzenia z lat 2004/2007 (UE-12). Do badania wykorzystano dane panelowe wraz z odpowiednimi metodami estymacji.

1. Wstęp

Rozwój regionalny jest zjawiskiem złożonym ze względu zarówno na wielość oddziałujących nań czynników, jak i na zróżnicowanie przestrzenne zachodzących procesów. Szczególne zainteresowanie badaczy skierowane jest na zagadnienia dynamiki rozwoju regionalnego i konwergencji.

Przedmiotem artykułu jest analiza procesów konwergencji regionalnej na poziomie regionów Unii Europejskiej szczebla NUTS-2 z wykorzystaniem struktury modelu Mankiwa-Romera-Weila (MRW) [Mankiw, Romer, Weil 1992]. Model MRW jest podstawową konstrukcją wielu badań empirycznych dotyczących roli kapitału ludzkiego we wzroście gospodarczym i samego zjawiska wzrostu. Analiza prowadzona jest z rozróżnieniem regionów państw „starej” UE (UE-15) oraz krajów rozszerzenia z lat 2004/2007 (UE-12). Do badania wykorzystano dane panelowe wraz z odpowiednimi metodami estymacji.

2. Wprowadzenie do problematyki

Jedną z częściej wykorzystywanych konstrukcji modelowych w zakresie rozwoju regionalnego jest neoklasyczny model Solowa-Swana (zwany dalej modelem Solowa) opracowany niezależnie przez R. Solowa [1956] i T. Swana [1956]. Umożliwia on prowadzenie badań w zakresie wzrostu regionalnego (gospodarczego) i jego czynników, zróżnicowania dynamiki rozwoju regionów oraz procesów konwergencji regionalnej. Model można opisać jako:

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

co oznacza, że w każdym punkcie czasu (t) gospodarka dysponuje pewnym zasobem kapitału (K), siły roboczej (L) i wiedzy (A)¹, które są łączone ze sobą w celu wytworzenia produktu/dochodu (Y). Funkcja $A(t)$ obrazuje użyteczną w procesie produkcji zakumulowaną wiedzę, nazywaną także indeksem technologii.

Jeżeli pod uwagę weźmiemy rozszerzony model Solowa zgodnie z ideą MRW – jaki będzie przedmiotem naszych zainteresowań – to funkcję produkcji należy rozszerzyć o kapitał ludzki $H(t)$, co można zapisać jako:

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta A(t)L(t)^{1-\alpha-\beta}, \quad (2)$$

gdzie: α , β to elastyczności względem wybranego czynnika produkcji. W modelu przyjmuje się występowanie malejących przychodów skali względem łącznego kapitału, co można zapisać jako $\alpha + \beta < 1$.

Jak wynika ze struktury modelu Solowa, bez względu na początkowe położenie, gospodarka zmierza w kierunku ścieżki zrównoważonego wzrostu (*steady-state*)², na której inwestycje faktyczne zrównają się z inwestycjami restytucyjnymi, a stopa wzrostu produkcji *per capita* wyznaczona będzie przez stopę postępu technicznego.

Często jako przybliżenia modelu wzrostu Solowa wykorzystuje się funkcję produkcji Cobba-Douglasa. Przy założeniu struktury rozszerzonego modelu MRW jego linearyzowaną postać można zapisać w następujący sposób:

$$\ln \left[\frac{Y(t)}{L(t)} \right] = \ln A(0) + gt - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(g+n+\delta) + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(s_h), \quad (3)$$

gdzie: n – stopa wzrostu siły roboczej/liczby ludności, g – stopa postępu technicznego, wspólna stopa deprecjacji kapitału fizycznego (s_k) i ludzkiego (s_h).

Równanie to obrazuje, jak dochód na pracującego zależy od przyrostu liczby ludności (pracujących) oraz akumulacji kapitału fizycznego (s_k) i ludzkiego (s_h).

Zagadnieniem ściśle związanym ze wzrostem gospodarczym jest próba oceny jego dynamiki i odpowiedzi na pytanie: jak szybko systemy gospodarcze są w stanie osiągnąć stan równowagi długookresowej? Podejmowane są liczne próby udzielania odpowiedzi na to pytanie, m.in. z wykorzystaniem modeli ekonometrycznych. Jednym z ważniejszych nurtów badań jest analiza β konwergencji³, która jest próbą odpowiedzi na pytania o dynamikę dochodzenia gospodarki do stanu wzrostu zrównoważonego oraz o czynniki tego wzrostu.

¹ Określanej także efektywnością pracy, poziomem technologii, łączną produktywnością czynników produkcji (*total factor productivity*).

² Określany także jako stan ustalony, stan stacjonarny lub stan wzrostu zrównoważonego, stan równowagi długookresowej.

³ Oprócz β konwergencji często analizowana jest także σ konwergencja. Przez σ konwergencję rozumiane są procesy wyrównywania się bezwzględniego poziomu dochodu (produktu).

Przez konwergencję typu β rozumie się proces osiągania spójności (zbieżności), gdy regiony słabiej rozwinięte rozwijają się szybciej niż regiony wyżej rozwinięte (efekt doganiania – *catch-up effect*). Dzięki temu możliwe jest zniwelowanie luki między regionami o niskim i wysokim poziomie rozwoju. W przeciwnym przypadku, gdy przepaść między regionami pogłębia się, mówimy o zjawisku dywergencji (polaryzacji). Proces konwergencji i doganiania przebiega dwuetapowo. Na początku gospodarka regionów o niższym poziomie rozwoju rozwija się gwałtownie, w miarę zbliżania się do poziomu stanu stacjonarnego tempo rozwoju słabnie.

Wyróżnia się dwa typy β konwergencji: bezwarunkową (absolutną) i warunkową. Proces osiągania spójności, w którym zakłada się podobieństwo podstawowych parametrów makroekonomicznych opisujących różne rodzaje gospodarki, określa się mianem konwergencji bezwarunkowej. W tym ujęciu zakłada się, że wszystkie systemy gospodarcze charakteryzują się tym samym stanem równowagi długookresowej. Proces, w którym przyjmuje się zróżnicowany poziom podstawowych wskaźników makroekonomicznych między systemami gospodarczymi oraz zakłada się, że każda gospodarka dąży do własnego stanu równowagi, określa się konwergencją warunkową.

Ogólnie model konwergencji bezwarunkowej można zapisać jako:

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

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^k – parametr określający szybkość zbieżności⁴, ε_{it} – składnik losowy.

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

Warto zauważyć, że nie zawsze gospodarka o niższym poziomie dochodu (czyli ta realizująca niższy poziom PKB *per capita*) rozwija się szybciej w porównaniu z gospodarką 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 z jego długookresowym położeniem. Natomiast w sytuacji, gdy gospodarka charakteryzuje się niskim poziomem wyjściowym oraz niskim położeniem w stanie równowagi długookresowej, tempo wzrostu gospodarczego również będzie niskie.

⁴ Dla odróżnienia go od parametru β wykorzystanego powyżej jako oznaczenie udziału kapitału ludzkiego w dochodzie, parametr konwergencji oznaczono dodatkowo literką k w górnym indeksie.

Neoklasyczna teoria wzrostu szybszy wzrost krajów 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 i stymuluje wzrost gospodarczy. Dzięki działaniu prawa malejących przychodów inwestycje w regionach słabiej rozwiniętych dają większy wzrost produkcji niż w regionach o wyższym poziomie dochodu, gdzie kapitału jest dużo. Ponadto kraje o niższym poziomie rozwoju łatwiej mogą zwiększać techniczne uzbrojenie pracy, podczas gdy w krajach rozwiniętych znaczna część inwestycji przeznaczana jest na utrzymanie dużych zasobów narzędzi [Czarny 2000].

Weryfikacja obecności procesów konwergencji nastęrcza wielu trudności. Nie jest łatwo wskazać czynniki sprawcze rozwoju regionalnego oraz wyjaśnić przestrzenne zróżnicowanie jego dynamiki. Wpływ wybranych zmiennych na dynamikę rozwoju jest często wielokierunkowy i niejednoznaczny, uwarunkowany sytuacją polityczną, społeczną, kulturową, ogólną sytuacją makroekonomiczną i poziomem rozwoju regionu, chłonnością rynku, dostępnością kapitału i zasobów, kosztami pracy, transportu i innymi kosztami prowadzenia produkcji, systemem prawnym, obciążeniami podatkowymi itd.

3. Specyfikacja modeli i metod estymacji

Analizę rozwoju regionalnego i jego dynamiki przeprowadzono na podstawie modelu:

$$\ln PKB_{it} = \left(1 - \frac{(1 - e^{-\beta^k T})}{T}\right) \ln PKB_{i(t-1)} + \lambda_1 \ln S_{it} + \lambda_2 \ln(n_{it} + g + \delta) + \lambda_3 \ln S_{kit} + \alpha_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

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.

Wybór zmiennych, regionów i okresu wytypowanych do niniejszego badania w dużej mierze był uwarunkowany dostępnością danych statystycznych w bazie Eurostatu [Internet 1].

Jako przybliżenie wydajności pracy i miarę produktu y_{it} przyjęto produkt krajowy brutto według parytetu siły nabywczej w przeliczeniu na jednego pracującego w wieku 15 lat i więcej w i -tym regionie i t -tym roku (PKB_{it}). Ponadto model rozszerzono o czynniki zgodne z neoklasycznym modelem wzrostu Solowa (stopa inwestycji oraz tempo przyrostu liczby ludności powiększone o stopę deprecjacji kapitału i stopę postępu technicznego) oraz czynniki charakteryzujące kapitał ludzki (co wynika z modelu MRW). W modelu przyjęto, że stopa postępu technicznego i stopa deprecjacji kapitału są dla wszystkich regionów jednakowe i stałe w czasie.

Do analizy przyjęto następujący zestaw zmiennych:

- dla określenia poziomu rozwoju regionalnego i regionalnej wydajności pracy:
 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,
- dla określenia wielkości inwestycji:
 S_{it} – stopa inwestycji definiowana jako udział nakładów inwestycyjnych brutto na środki trwałe w produkcie krajowym brutto w i -tym regionie i t -tym roku,
- dla określenia wielkości kapitału fizycznego:
 $(n_{it} + g + \delta)$ – przyrost liczby pracujących (pracujący według metodologii ESA95) w i -tym regionie i t -tym roku powiększone o stopę deprecjacji kapitału i stopę postępu technicznego⁵,
- dla określenia wielkości kapitału ludzkiego:
 $HRST_{it}$ (*Human Resources in Science and Technology* – zasoby ludzkie w nauce i technice) – liczba osób, które zdobyły wykształcenie na kierunkach objętych kategorią nauka i technika (S&T) lub zatrudnionych w zawodzie, w którym wymagany jest takie wykształcenie⁶, w procentach ludności aktywnej zawodowo w i -tym regionie i t -tym roku,
 $TETR_{it}$ – udział ludności aktywnej zawodowo z wyższym wykształceniem w wieku 25-64 lata w ogólnej liczbie aktywnych zawodowo w i -tym regionie i t -tym roku.

Wykorzystany zestaw zmiennych wynika z podbudowy teoretycznej modeli wzrostu⁷. Uwzględniono w nim – obok tradycyjnych czynników produkcji – kapitał ludzki, który pełni podstawową funkcję w procesie tworzenia i absorpcji wiedzy. Kapitał ludzki i wiedza to czynniki bezpośrednio warunkujące innowacje (postęp techniczny) zarówno te technologiczne, jak i pozatechnologiczne. Postęp techniczny napędza zapotrzebowanie na wykwalifikowanych pracowników wspierających modernizację w całej gospodarce. Z kolei rozwój wykwalifikowanych kadr umożliwia rozwój nowoczesnych technologii i sprzyja mu, przyczyniając się do wzrostu postępu technicznego.

W badaniach przyjęto, że wszystkie czynniki (zmiennie objaśniające) są endogeniczne, co wynika z trudnego do ustalenia w teorii ekonomii wpływu zmiennych na rozwój regionalny. Inwestycje mogą być np. traktowane jako efekt lub przyczyna długookresowego wzrostu.

Do oszacowania modeli wykorzystano informacje o 188 regionach szczebla NUTS-2 państw Unii Europejskiej w latach 1999-2004. Z badania wyłączono regio-

⁵ Stopę deprecjacji kapitału i postępu technicznego ustalono na przyjmowanym standardowo w większości badań poziomie 0,05.

⁶ Ze względu na to, że nie wszystkie uwzględnione osoby pracują w zawodach związanych z nauką i techniką, zmienna ta wskazuje bardziej na potencjalne niż wykorzystywane zasoby ludzkie regionu.

⁷ Zob. m.in.: [Mankin, Romer, Weil 1992], charakterystykę modeli wzrostu regionalnego (gospodarczego) i towarzyszącym ich założen można także znaleźć m.in. w: [Romer 2000; Tokarski 2005; Welfe 2001; Cichy 2008].

ny: bułgarskie, duńskie, austriackie, słoweńskie, regiony Wielkiej Brytanii, 3 regiony niemieckie: Brandenburg – Nordost, Brandenburg – Südwest, Sachsen-Anhalt, 4 regiony zamorskie Francji oraz Luksemburg. Dodatkowo pominięto⁸: rumuński region (Sud-Est), 2 regiony greckie (Voreio Aigaio i Kriti), 3 hiszpańskie (Ciudad Autónoma de Ceuta, Ciudad Autónoma de Melilla, Canarias) oraz 9 z 10 regionów belgijskich (z wyjątkiem Région de Bruxelles-Capitale/Brussels Hoofdstedelijk Gewest). Pojedyncze braki danych dla zmiennych PKB_{it} oraz n_{it} (liczba pracujących w wieku 15 lat i więcej) uzupełniono z wykorzystaniem metod ekstrapolacji.

Dla opisu sytuacji w regionach państw „starej” UE wykorzystano dane o 141 regionach, natomiast kraje rozszerzenia z lat 2004/2007 opisano 47 regionami.

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 z dostępnością danych statystycznych, ze strukturą panelu (wielkość T i N), problemy endogeniczności zmiennych oraz błędów pomiaru. W niniejszym opracowaniu zostaną zaprezentowane wyniki oszacowań z wykorzystaniem metod przewidzianych dla estymacji dynamicznych modeli panelowych – Systemowego Estymatora UMM [Arellano, Bover 1995; Blundel, Bond 1998] – *sys*-UMM. Procedura szacowania ocen parametrów strukturalnych z wykorzystaniem metody Systemowego Estymatora UMM jest dwuetapowa. W niniejszej pracy zaprezentowano wyniki drugiego etapu.

Przy dynamicznych modelach panelowych dla oceny zgodności estymatora wymagane jest zweryfikowanie założenia $E(\Delta \xi_{it} \Delta \xi_{i(t-2)}) = 0$ o braku autokorelacji składnika losowego drugiego rzędu w równaniu dla pierwszych różnic. Do testowania tej hipotezy wykorzystany został test AR zaproponowany przez Arellano i Bonda [1991]. W modelu dopuszczono występowanie heteroskedastyczności składnika losowego. Ponadto do oceny poprawności oszacowanego modelu należy zweryfikować zasadności wprowadzenia dodatkowych instrumentów (restrykcji preidentyfikujących) – co wynika z techniki estymacji modelu. W tym celu wykorzystany został test Sargana (por. m.in. [Baltagi]), który zgodnie z hipotezą zerową zakłada poprawność specyfikacji i zasadność wprowadzenia instrumentów.

4. Wyniki analizy empirycznej

W tabeli 1 podano podstawowe statystyki opisowe analizowanych zmiennych w kolejnych latach badania. Ze względu na umowny charakter zmiennej $(n_t + g + \delta)$ zrezygnowano z jej liczbowej prezentacji.

⁸ Pominięcie wskazanych regionów było konsekwencją dostępności danych dla większej liczby zmiennych (tutaj nieprezentowanych) wykorzystywanych do badania, którego fragment jest prezentowany w niniejszym artykule.

Regionami o najwyższym poziomie produktu na zatrudnionego (PKB_{it}) były regiony UE-15. Przeciętna wartość zmiennej kształtowała się od 46 361 w 1999 r. do 52 936 w roku 2004 (przy średniej dla wszystkich regionów od 40 068 do 47 176). Regiony państw rozszerzenia z lat 2004/2007 (UE-12) zrealizowały w tym samym okresie wartość PKB_{it} o połowę niższą – w porównaniu z regionami państw UE-15 (od 21 189 w 1999 r. do 29 893 w roku 2004). Analizując wartość zmiennej PKB_{it} w czasie, należy zauważyć, że widoczny jest wzrost jej przeciętnej wartości ustalonej dla wszystkich regionów łącznie (Reg) i w ramach poszczególnych klas (UE-15, UE-12).

Trudno wskazać jednoznacznie tendencje w kształtowaniu się poziomu inwestycji (S_{it}). Wynika to z charakteru tego zjawiska. Ogólnie przeciętna stopa inwestycji kształtowała się na zbliżonym poziomie w ramach wyodrębnionych grup regionów oraz w kolejnych latach i przyjmowała wartości z przedziału 21-24%. W obu grupach regionów przeciętny poziom inwestycji w końcu okresu badania był niższy w odniesieniu do początkowych lat.

Tabela 1. Podstawowe statystyki opisowe dla zmiennych PKB_{it} , S_{it} , $HRST_{it}$, $TETR_{it}$ w latach 1999-2004

Zmienne	Klasa	Średnia arytmetyczna					
		1999	2000	2001	2002	2003	2004
PKB_{it}	Reg	40 068	41 521	43 016	44 569	45 183	47 176
	UE15	46 361	47 701	49 303	50 547	50 988	52 936
	UE12	21 189	22 979	24 152	26 637	27 767	29 893
S_{it}	Reg	22,4	23,5	23,2	21,8	21,6	21,8
	UE15	22,0	23,6	23,4	21,8	21,8	21,9
	UE12	23,4	23,1	22,6	21,9	21,0	21,4
$HRST_{it}$	Reg	29,3	30,0	30,5	30,9	31,9	33,0
	UE15	30,6	31,6	32,3	32,7	33,7	34,9
	UE12	25,2	25,3	25,2	25,7	26,7	27,5
$TETR_{it}$	Reg	18,4	19,9	20,5	20,7	21,7	22,9
	UE15	19,7	21,7	22,3	22,4	23,5	24,7
	UE12	14,7	14,9	15,0	15,5	16,4	17,7

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

We wszystkich klasach regionów odnotowano wzrost wartości zmiennych charakteryzujących zasoby kapitału ludzkiego ($HRST_{it}$ i $TETR_{it}$). W 1999 r. dla wszystkich regionów przeciętna wartość zasobów ludzkich w nauce i technice wynosiła 29,3%. W końcowym okresie badania wzrosła o 3,7 punktu procentowego – do poziomu 33%. Większy odsetek zasobów ludzkich w nauce i technice w ludności aktywnej zawodowo odnotowano w regionach państw UE-15. W 1999 r. przeciętnie wynosił on 30,6%, podczas gdy dla krajów rozszerzenia z lat 2004/2007 przyjął wartość o 5,4 punktu procentowego mniejszą. Różnica między tymi dwiema grupa-

mi regionów rosła w kolejnych latach i w 2004 r. wynosiła 7,4 punktu procentowego (przeciętnie zasoby ludzkie w nauce i technice stanowiły 34,9% ludności aktywnej zawodowo w regionach państw UE-15 i 27,5% w regionach państw UE-12).

Regiony państw UE-15 charakteryzują się także wyższym odsetkiem osób z wyższym wykształceniem w porównaniu z regionami państw UE-12. W 1999 r. przeciętny udział osób z wyższym wykształceniem w ludności aktywnej zawodowo w regionach państw UE-15 wynosił 19,7% i był wyższy w porównaniu z regionami państw UE-12 o 5 punktów procentowych. Podobnie jak przypadku zmiennej $HRST_{it}$, również w przypadku osób z wyższym wykształceniem dystans między średnimi udziałami osób z wyższym wykształceniem w aktywnych zawodowo w regionach UE-12 i UE-15 w kolejnych latach rósł i w 2004 r. wyniósł 7%.

W tabeli 2 przedstawiono wyniki estymacji modeli konwergencji warunkowej wraz z parametrem charakteryzującym szybkość konwergencji (β) dla wszystkich regionów łącznie (*Regiony*), dla regionów krajów „starej” UE (UE-15) oraz regionów krajów rozszerzenia z lat 2004/2007 (UE-12).

Tabela 2. Wyniki estymacji modeli β -konwergencji warunkowej

Wyszczególnienie	HRST			TETR		
	Regiony	UE-15	UE-12	Regiony	UE-15	UE-12
$\ln PKB_{it(t-1)}$	0,967** (0,016)	0,911** (0,033)	0,904*** (0,026)	0,956** (0,008)	0,922** (0,034)	0,934** (0,017)
$\ln S_{it}$	0,018 (0,017)	0,001 (0,022)	0,031 (0,36)	0,024* (0,009)	-0,01 (0,017)	0,057* (0,95)
$\ln(n_{it} + g + \delta)$	-1,028** (0,076)	-0,931** (0,16)	-1,07*** (0,81)	-0,954** (0,073)	-0,94** (0,11)	-1,09** (0,83)
$\ln HRST_{it}$	-0,039 (0,031)	0,1 (0,025)	0,058 (0,52)			
$\ln TETR_{it}$				0,015 (0,01)	0,017 (0,012)	0,01 (0,026)
β	0,034	0,093	0,101	0,045	0,081	0,069
n	799	585	214	798	584	214
AR(2)	0,005	0,026	0,223	0,0023	0,018	0,201
Sargan	0,000	0,000	0,10	0,000	0,000	0,379

W nawiasach okrągłych podano odporne, standardowe błędy ocen (*robust standard error*). ** Ocena istotna przy poziomie 0,001. * Ocena istotna przy poziomie 0,05.

Dla wybranych modeli odnotowano pewne problemy ze specyfikacją. Problemy napotkano przy oszacowaniu modeli dla wszystkich regionów łącznie (*Regiony*) oraz dla regionów krajów UE-15. Test Sargana wskazał na niedoskonałość zastosowanych instrumentów. Problem weryfikacji poprawności doboru instrumentów modelu – w przypadku prezentowanych wyników – może wynikać z niestałości wariancji składnika losowego. Test Sargana w przypadku heteroskedastyczności składnika losowego jest obciążony na niekorzyść hipotezy zerowej (zgodnie z którą instru-

menty są poprawne). Na podstawie tych grup regionów trudno sformułować ostateczne wnioski. Dobrymi własnościami natomiast charakteryzują się modele dla regionów UE-12. Wyniki testów modeli regionów UE-12 wskazują na poprawność specyfikacji modeli i poprawność wykorzystanych instrumentów.

Otrzymane oszacowania potwierdzają zachodzenie procesów konwergencji regionalnej w obu grupach regionów. Oszacowana z wykorzystaniem Systemowego Estymatora UMM szybkość konwergencji w zależności od specyfikacji modelu waha się od 0,069 do 0,101 (por. tab. 2). Wyższe tempo zbieżności otrzymano dla specyfikacji uwzględniającej zasoby ludzkie w nauce i technice. Wynik ten oznacza, że gdyby w regionach osiągnięto zbliżony poziom stopy inwestycji, nakładów pracy oraz zasobów ludzkich w nauce i technice, szybkość zbieżności wynosiłaby 10,1% rocznie w regionach UE-12 i 9,3% w regionach UE-15.

Jeżeli weźmiemy pod uwagę specyfikację wykorzystującą udział osób z wyższym wykształceniem, to należy stwierdzić, że oszacowane tempo zbieżności było wyższe w regionach UE-15 i wynosiło 8,1%. Oznacza to, że jeżeli regiony osiągnęłyby tę samą stopę inwestycji, przyrostu pracujących oraz stopień wykształcenia ludności aktywnej zawodowo, szybkość konwergencji wynosiłaby 8,1% rocznie. W regionach UE-12 tempo dochodzenia do stanu równowagi byłoby niższe i kształtowałoby się na poziomie 6,9%.

Wyższe tempo konwergencji w modelach uwzględniających zmienną $HRST$ oznacza, że rozwój zasobów ludzkich w nauce i technice w większym stopniu oddziałuje na dynamikę rozwoju regionalnego niż na poziom wykształcenia ludności.

Spośród rozpatrywanych czynników wzrostu gospodarczego w modelach dla regionów UE-15 statystycznie istotne oceny parametrów strukturalnych niezależnie od specyfikacji udało się otrzymać jedynie dla zmiennej $\ln(n_{it}+g+\delta)$. Zgodnie z oczekiwaniami zmienna ta ujemnie oddziałuje na regionalną wydajność pracy. Jedynie w dwóch specyfikacjach udało się potwierdzić powiązanie inwestycji z dynamiką rozwoju regionalnego. Brak statystycznej istotności może być związany z tym, że inwestycje oddziałują z pewnym opóźnieniem i ich wpływ na rozwój regionalny często ujawnia się w średnim lub długim okresie.

W żadnej ze specyfikacji nie udało się potwierdzić wpływu kapitału ludzkiego ($HRST_{it}$ i $TETR_{it}$) na tempo rozwoju regionalnego. Oznacza to, że na podstawie analizowanych danych nie można potwierdzić statystycznie istotnego związku między bieżącymi wartościami zmiennych $HRST_{it}$ i $TETR_{it}$ a dynamiką rozwoju regionalnego.

5. Podsumowanie i wnioski do dalszych badań

Analiza procesów konwergencji nastęrcza badaczom wiele trudności, począwszy od doboru odpowiednich technik estymacji modeli, przez dobór zmiennych, po rozpoznanie złożoności zachodzących procesów.

Dalszych badań wymagają relacje łączące kapitał ludzki i regionalną wydajność pracy. W modelach nie udało się potwierdzić statystycznie istotnego wpływu zmieni-nych charakteryzujących kapitał ludzki na dynamikę wydajności pracy w skali regionalnej przy standardowym poziomie istotności (0,05).

Możliwe, że wpływ kapitału ludzkiego na wzrost gospodarczy oddziałuje – podobnie jak inwestycje – z pewnym opóźnieniem. Fakt istnienia określonych zasobów kapitału ludzkiego w danym okresie nie jest wystarczającym czynnikiem do zainicjowania szybkiego wzrostu gospodarczego. Dopiero osadzenie go w pewnym otoczeniu i stworzenie warunków rozwojowych (kapitał, rozwiązania prawne itd.) pozwala czerpać korzyści ze wzrostu jego zasobów. Aby rozstrzygnąć ten problem, należy rozważyć specyfikację modelu uwzględniającą opóźnienia regresorów.

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 .
- Arellano M., Bover O., *Another look at the instrumental variables estimation of error-components models*, „Journal of Econometrics” 1995 nr 68.
- Baltagi B.H., *Econometric Analysis of Panel Data*, Third edition, John Wiley & Sons.
- Blundell R., Bond S., *Initial conditions and moment restriction in dynamic panel data models*, „Journal of Econometrics” 1998 no 87.
- Cichy K., *Kapitał ludzki i postęp techniczny jako determinanty wzrostu gospodarczego*, Instytut Wiedzy i Innowacji, Warszawa 2008.
- Czarny B., *Wzrost gospodarczy*, „Bank i Kredyt”, listopad 2000.
- Economic growth and capital accumulation*, „Economic Record” 1956 no 32.
- Mankiw N.G., Romer D., Weil D., *A contribution to the empirics of economic growth*, „American Economic Review” 1992 no 107.
- Romer D., *Makroekonomia dla zaawansowanych*, PWN, Warszawa 2000.
- Solow R., *A contribution to the theory of the economic growth*, „Quarterly Journal of the Economics” 1956 no 70.
- Swan T., *Economic growth and capital accumulation*, „Economic Record” 1956 no 32.
- Tokarski T., *Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania wydajności pracy, zatrudnienia i bezrobocia w Polsce*, PTE, Warszawa 2005.
- Welfe W., *Ekonometryczny model wzrostu gospodarczego*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2001.

Źródło internetowe

[1] <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>.

CONDITIONAL CONVERGENCE OF EUROPEAN UNION REGIONS

Summary: The objective of the hereby article is the analysis of regional convergence processes at the Nuts 2 level of the European Union regions having implemented the structure of Mankiw–Romer–Weil (MRW) model. The analysis was conducted by differentiating the regions representing the countries of “old” EU (EU15) and the countries of 2004/2007 accession (EU12). In the study panel data, as well as adequate estimation methods, are used.