

DYNAMICZNE MODELE EKONOMETRYCZNE

VIII Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, 9-11 września 2003 w Toruniu
Katedra Ekonometrii i Statystyki, Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu

Dorota Ciołek
Uniwersytet Gdański

Badanie konwergencji krajów Europy Środkowo- Wschodniej z wykorzystaniem danych panelowych

1. Wstęp

Neoklasyczny model wzrostu Solowa-Swana¹ stał się podstawą teoretycznych analiz i szeregu badań empirycznych dotyczących ważnych kwestii makroekonomicznych. Jednym z najważniejszych i najczęściej poruszanych zagadnień jest hipoteza konwergencji gospodarczej zakładająca, że w gospodarce światowej obecne są pewne mechanizmy, które prowadzą do wyrównywania poziomów bogactwa pomiędzy różnymi krajami. Wprowadzonych zostało wiele różnorodnych definicji konwergencji, wśród nich najbardziej znane to konwergencja typu σ i konwergencja typu β . Pierwsze podejście definiuje konwergencję gospodarczą jako proces, który prowadzi do zmniejszenia dyspersji dochodów *per capita*² w badanej grupie gospodarek³. Konwergencja typu β natomiast zakłada, że kraje o niższym początkowym poziomie dochodu *per capita* charakteryzują się szybszym tempem wzrostu niż kraje początkowo bogatsze, co z czasem prowadzi do wyrównania poziomów dochodu *per capita*. W podejściu β rozróżnia się konwergencję absolutną i warunkową⁴. Pierwsza z nich sugeruje, że wszystkie badane gospodarki dążą do tego samego stanu

¹ Solow (1956), Swan, Cass (1965), Koopmans (1965).

² Najczęściej konwergencja testowana jest w oparciu o szeregi dochodu *per capita*, a dokładniej realnego porównywalnego PKB *per capita*, ale są również badania, w których wykorzystuje się PKB na zatrudnionego.

³ W większości analiz jednostkami badania są kraje, ale badana była też konwergencja mniejszych gospodarek: stanów USA, prefektur w Japonii, regionów w Unii Europejskiej. (Sala-i-Martin (1996)).

⁴ Taka systematyka definicji konwergencji wprowadzona została przez Sala-i-Martina (1996), ale znaleźć można również inne klasyfikacje m.in. u Bernarda, Durlaupa (1996).

wzrostu zrównoważonego⁵, czyli również do tego samego poziomu zamożności wyrażonego dochodem *per capita*. Jeżeli natomiast założymy, że każdy kraj zdąża do właściwego sobie stanu wzrostu zrównoważonego, który zależy od cech jego gospodarki, wówczas mówimy o warunkowej β konwergencji. Inaczej mówiąc, kraje dążą do tego samego poziomu bogactwa wówczas, kiedy mają zbliżone wartości czynników determinujących *steady state*.

Hipoteza konwergencji testowana była dla wielu różnych grup gospodarek, a duża część tych analiz dotyczyła krajów należących do OECD⁶. Niestety, poza nielicznymi wyjątkami⁷, w badaniach pomijane były kraje Europy Środkowo-Wschodniej (EŚW), obecnie kraje w okresie transformacji gospodarczej⁸, chociaż proces zbliżania się tych gospodarek do poziomu bogactwa krajów rozwiniętych powinien wzbudzać szczególne zainteresowanie zwłaszcza w kontekście akcesji do UE. W niniejszym badaniu szczególna uwaga została zwrócona właśnie na kraje EŚW, a głównym celem analizy było znalezienie odpowiedzi na pytanie, czy obserwujemy warunkową β -konwergencję w grupie składającej się z 15 krajów Unii Europejskiej i wybranych krajów kandydujących do tego ugrupowania.

W paragrafie drugim przedstawiona zostanie regresja wzrostu zbudowana dla danych panelowych, której szacowanie jest najczęstszym sposobem testowania prawdziwości hipotezy konwergencji. Paragraf trzeci poświęcimy krótkiemu omówieniu metod estymacji regresji wzrostu, które stosowane były w literaturze przedmiotu. Wyjaśnione zostanie również dlaczego najlepszą metodą szacowania w tym przypadku jest systemowy estymator Uogólnionej Metody Momentów zaproponowany przez Blundella i Bonda (1998). W części ostatniej zaprezentowane i omówione zostaną wyniki uzyskane z estymacji regresji wzrostu dla wybranych 22 krajów: 15 krajów Unii Europejskiej i 7 krajów w okresie transformacji.

2. Regresja wzrostu – model konwergencji warunkowej

W początkowej fazie badań poświęconych konwergencji gospodarczej stosowano przekrojowe regresje wzrostu⁹, co oznacza, że tracone były informacje związane ze zmiennością gospodarek i opisujących je czynników w czasie. Ponadto powodowało to pominięcie indywidualnych nieobserwowalnych ce-

⁵ ang. *steady state*

⁶ Przegląd tzw. regresji wzrostu gospodarczego dla krajów należących do OECD przedstawiony został w pracy Bassanini, Scarpetta, Hemmings (2001).

⁷ np. Estrin, Urga (1997).

⁸ Należy przypomnieć, że takie kraje jak Czechy, Polska, Węgry i Słowacja w połowie lat 90-tych stały się członkami OECD.

⁹ Wyniki szacowania takich modeli znaleźć można m.in. w pracach Kormendiego i Meguire (1985), Baumola (1986), Barro (1991), Barro, Sala-i-Martina (1992), Mankiwa, Romera i Weila (1992), Levine'a i Renelta (1992).

chy poszczególnych gospodarek. Nie uwzględnienie tych cech w modelu sprawiło, że stawały się one składnikami czynnika zakłócającego, co prowadziło do nie spełnienia warunku o braku skorelowania zmiennych objaśniających ze składnikiem losowym. Fakt ten nie był zazwyczaj brany pod uwagę w badaniach i dlatego wyniki estymacji takich regresji uzyskiwane MNK lub metodami od niej pochodzącymi można uznać za niezgodne i obciążone¹⁰. Dodatkowym problemem związanym z regresjami przekrojowymi, który napotkany został we wcześniejszych badaniach poświęconych konwergencji krajów EŚW, jest mała ilość obserwacji, a przez to niewielka liczba stopni swobody, co prowadzi do ograniczenia ilości zmiennych objaśniających, które mogłyby być ujęte w modelu.

W pewnym stopniu rozwiązaniem obu problemów jest zastosowanie danych panelowych, które zwiększają dostępną liczbę stopni swobody oraz pozwalają na uwzględnienie efektów indywidualnych specyficznych dla każdego kraju. Dlatego w niniejszym badaniu zastosowany został następujący model:

$$\gamma_{it} = \alpha - \beta \ln(Y_{i,t-1}) + X_{it}\delta + \eta_i + v_t + u_{it} \quad (2.1)$$

gdzie: Y_{it} - poziom dochodu *per capita* dla *i-tego* kraju w okresie *t*,

$\gamma_{it} = \ln\left(\frac{Y_{it}}{Y_{i,t-1}}\right)$ - stopa wzrostu, $X_{i,t}$ - macierz obserwacji na zmiennych, które

reprezentują *steady state* dla *i-tej* gospodarki, η_i - efekt indywidualny dla *i-tego* kraju, v_t - efekt okresowy dla roku *t*, u_{it} - czysto losowy składnik zakłócający.

Zastosowanie paneli danych pozwala na uwzględnienie w modelu takich elementów, których nie można ująć bezpośrednio w postaci konkretnych zmiennych ekonomicznych. I tak efekty indywidualne η_i oznaczają istnienie wspomnianych wcześniej, nieobserwowalnych specyficznych dla każdego kraju cech, które w kontekście neoklasycznego modelu wzrostu, obok zmiennych ujętych w macierzy *X* determinują poziom dochodu właściwy dla stanu wzrostu zrównoważonego. Obok efektów indywidualnych w modelu panelowym uwzględnione są również efekty okresowe, odzwierciedlające wydarzenia w gospodarce światowej, które wpływają jednocześnie na wszystkie badane gospodarki, takie jak kryzysy finansowe, wojny, szoki naftowe, czy też epidemie. W kontekście hipotezy warunkowej β -konwergencji interesującym nas elementem jest oszacowana wartość parametru β w regresji (2.1). Parametr ten w tak określonym modelu definiowany jest następująco:

$$\beta = (1 - e^{-\beta^* T}) \frac{1}{T}, \quad (2.2)$$

gdzie *T* oznacza ilość obserwacji po czasie, natomiast β^* to szybkość konwergencji warunkowej. Gdy po oszacowaniu otrzymamy istotną dodatnią wartość

¹⁰ Caselli, Esquivel, Lefort (1996).

parametru β (a także β^*), powiemy wówczas, że ten zbiór danych potwierdza istnienie warunkowej konwergencji typu β .

W modelu (2.1) wśród zmiennych objaśniających znajduje się opóźniony o jeden okres poziom dochodu *per capita*. Ten sam poziom dochodu znajduje się również po lewej stronie modelu, ponieważ służy do wyliczenia stopy wzrostu γ_{it} , wynika stąd, że mamy do czynienia z modelem autoregresyjnym. Zatem (2.1) możemy zapisać jako model dynamiczny:

$$y_{it} = \alpha + (1 - \beta) y_{i,t-1} + X_{it} \delta + \eta_i + v_t + u_{it}, \quad (2.3)$$

gdzie $y_{it} = \ln Y_{it}$ - logarytm dochodu *per capita* dla *i-tego* kraju w okresie *t*. Przyjmijmy również następujący zestaw założeń dotyczących sferyczności składnika losowego u_{it} oraz własności efektów indywidualnych η_i i okresowych v_t :

$$E(u_{it}) = 0, \text{ dla } i = 1, \dots, N \text{ oraz } t = 1, \dots, T \quad (2.4)$$

$$E(u_{it} u_{is}) = 0, \text{ dla } i = 1, \dots, N \text{ oraz } t \neq s \quad (2.5)$$

$$E(u_{it} u_{it}) = \delta_u^2 = \text{const.}, \text{ dla } i = 1, \dots, N \text{ oraz } t = 1, \dots, T \quad (2.6)$$

$$E(u_{it} \eta_i) = 0, \text{ dla } i = 1, \dots, N \text{ oraz } t = 1, \dots, T \quad (2.7)$$

$$E(u_{it} v_t) = 0, \text{ dla } i = 1, \dots, N \text{ oraz } t = 1, \dots, T \quad (2.8)$$

Przyjmijmy również, że w modelu (2.3) efekty indywidualne η_i są efektami losowymi¹¹ skorelowanymi po czasie dla każdej *i-tej* jednostki, natomiast v_t to ustalone efekty okresowe¹². Takie określenie obu grup efektów jest zgodne z wynikami testu Hausmana (1978) dla estymatora wewnątrzgrupowego.

3. Metody estymacji regresji wzrostu dla danych panelowych

Regresje wzrostu uwzględniające hipotezę β -konwergencji są modelami dynamicznymi, a zatem do oszacowania parametrów tych modeli powinny być zastosowane odpowiednie metody estymacji. Tradycyjne estymatory dla modeli panelowych takie jak klasyczna MNK (lub UMNK w przypadku niesferyczności składnika zakłócającego) bądź też estymator wewnątrzgrupowy¹³ dają obciążone oceny parametrów. Zastosowanie estymatora MNK do oszacowania parametrów modelu (2.3) oznacza przyjęcie restrykcyjnego założenia, że w modelu nie występują efekty indywidualne i efekty okresowe. Można wykazać, że w tym przypadku ocena parametru autoregresyjnego $(1 - \beta)$ jest przeszacowana, a co za tym idzie, otrzymujemy niedoszacowaną szybkość konwergencji. Jeżeli natomiast model (2.3) szacowany jest przy pomocy esty-

¹¹ ang. random effects

¹² ang. fixed effects

¹³ ang. within

matora wewnątrzgrupowego, nie występuje problem pominiętych zmiennych i efektów indywidualnych, jednakże to podejście nie rozwiązuje problemu endogeniczności zmiennych objaśniających w regresji wzrostu¹⁴, co prowadzi do znacznego obciążenia również tego estymatora. Jak to zostało pokazane m.in. w pracy Blundella, Bonda i Windmeijera (2000) w przypadku estymatora *within* uzyskujemy niedoszacowane wartości parametru autoregresyjnego, a zatem wyliczona szybkość konwergencji jest zawyżona.

Do estymacji panelowych modeli dynamicznych zaproponowanych zostało szereg metod, w których uwzględniona jest endogeniczność zmiennych objaśniających. Ogólny przegląd tych metod można znaleźć m.in. w książce Baltagi (1995) w rozdziale 8. Większość z tych estymatorów jest rezultatem zastosowania Uogólnionej Metody Momentów oraz wynikających z niej zmiennych instrumentalnych. W przypadku regresji wzrostu stosowane były przede wszystkim dwa podejścia: UMM dla modelu w postaci pierwszych różnic oraz systemowy estymator UMM będący jej rozwinięciem.

Opracowana przez Holtz-Eakina, Newey'a i Rosena (1988), a następnie rozwinięta przez Arellano i Bonda (1991). Uogólniona Metoda Momentów dla modelu w postaci pierwszych różnic po raz pierwszy do szacowania regresji wzrostu została zastosowana przez Caselli, Esquivela i Leforta (1996). Pierwszy krok tego podejścia polega na przekształceniu modelu. Jeżeli (2.3) dla okresu t ma postać:

$$y_{it} = \alpha + (1 - \beta) y_{i,t-1} + X_{it} \delta + \eta_i + v_t + u_{it}$$

oraz dla okresu $t-1$:

$$y_{i,t-1} = \alpha + (1 - \beta) y_{i,t-2} + X_{i,t-1} \delta + \eta_i + v_{t-1} + u_{i,t-1}$$

możemy zapisać następujący model w postaci pierwszych różnic:

$$\Delta y_{it} = (1 - \beta) \Delta(y_{i,t-1}) + \Delta X_{it} \delta + \Delta v_t + \Delta u_{it}, \quad (2.9)$$

gdzie wszystkie różnice zdefiniowane są następująco: $\Delta x_{it} = x_{it} - x_{i,t-1}$. W modelu na pierwszych różnicach nie występują efekty indywidualne, co powoduje, że założenie, iż efekty indywidualne są nieskorelowane ze zmiennymi objaśniającymi, jest zbędne.

Podstawową ideą podejścia jest zastosowanie w procesie estymacji odpowiednich instrumentów dla zmiennych objaśniających, które są skorelowane ze składnikiem losowym. Odpowiednie instrumenty wynikające z szeregu warunków ortogonalności, które mogą być nałożone na model (2.9) zapisywane są w postaci konkretnej macierzy instrumentów. I tak dla UMM w modelu na pierwszych różnicach dla każdej i -tej jednostki budujemy następującą macierz instrumentów Z_i^D (w celu uproszczenia zapisu przyjmijmy, że macierz X tworzona jest tylko przez jedną zmienną):

¹⁴ Caselli, Esquivel, Lefort (1996).

$$Z_i^D = \begin{bmatrix} y_{i1} & x_{i1} & \dots & x_{is} & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & y_{i1} & y_{i2} & x_{i1} & \dots & x_{is} & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & y_{i1} & y_{i2} & \dots & y_{i,T-2} & x_{i1} & \dots & x_{is} \end{bmatrix} \begin{matrix} t=3 \\ t=4 \\ \vdots \\ t=T \end{matrix} \quad (2.10)$$

gdzie dla zmiennych ściśle egzogenicznych $s = T$, dla z góry ustalonych $s = t - 1$, natomiast dla endogenicznych $s = t - 2$. Jeżeli zmienne x_{it} są egzogeniczne, do macierzy Z_i dołączone są kolumny obserwacji na pierwszych przyrostach tych zmiennych, które zgodnie z tradycyjną metodologią zmiennych instrumentalnych są instrumentami „dla samych siebie”.

Uogólniona Metoda Momentów minimalizuje kwadratową odległość $\Delta u' Z^D W_N Z^D \Delta u$ ¹⁵,

gdzie: $\Delta u' = (\Delta u_1', \Delta u_2', \dots, \Delta u_N')$, $Z^D = (Z_1^D, Z_2^D, \dots, Z_N^D)$, natomiast W_N jest macierzą wag. Wynikiem minimalizacji jest następujący estymator parametrów modelu (2.9):

$$\hat{\alpha}_D = (\Delta \tilde{X}' Z^D W_N Z^D \Delta \tilde{X})^{-1} \Delta \tilde{X}' Z^D W_N Z^D \Delta y, \quad (2.11)$$

gdzie $\hat{\alpha}_D = \begin{bmatrix} (1-\beta) \\ \delta \end{bmatrix}$, $\Delta y' = (\Delta y_1', \Delta y_2', \dots, \Delta y_N')$, $\Delta y_i' = (\Delta y_{i3}, \Delta y_{i4}, \dots, \Delta y_{iT})$,

$$\Delta \tilde{X}' = \begin{bmatrix} \Delta y_{-1}' \\ \Delta X' \end{bmatrix}.$$

W zależności od przyjętej macierzy wag W_N możliwe jest określenie wielu różnych estymatorów UMM opartych na wzorze (2.11), które będą zgodne dla dużej liczby N i skończonej liczby obserwacji T , ale różnić się będą pod względem asymptotycznej efektywności¹⁶. W naszym przypadku przyjmiemy macierz zaproponowaną przez Hansena (1982), zdefiniowaną następująco¹⁷:

$$W_N = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i^D \Delta u_i \Delta u_i' Z_i^D \right)^{-1} \quad (2.12)$$

gdzie Δu_i są resztami wyliczonymi dla dowolnego, zgodnego początkowego estymatora. Oznacza to, że mamy do czynienia z dwustopniową UMM. Arellano i Bond (1991) zaproponowali, aby dla pierwszego stopnia estymatora UMM macierz wag była określona następująco:

$$W_N = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i^D H_D Z_i^D \right)^{-1} \quad (2.13)$$

gdzie H_D jest macierzą o wymiarach $(T-2) \times (T-2)$:

¹⁵ Hansen (1982).

¹⁶ Blundell, Bond, Windmeijer (2000).

¹⁷ Taki sposób definiowania macierzy W_N zgodny jest z metodologią UMM podaną przez Greena (1995).

$$H_D = \begin{bmatrix} 2 & -1 & 0 & \dots & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \dots & 0 \\ 0 & -1 & 2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 2 \end{bmatrix} \quad (2.14)$$

Konstrukcja tej macierzy wynika z przyjętego założenia (2.5) o braku skorelowania składników losowych u_{it} w czasie, a co za tym idzie z faktu, że Δu_{it} są generowane przez proces MA(1).

Istnieją jednak takie przypadki, dla których estymator UMM modelu w postaci pierwszych różnic staje się estymatorem obciążonym. Ma to miejsce wówczas kiedy wartość parametru autoregresyjnego zbliża się do jedności jak również wtedy, gdy wariancja efektów indywidualnych jest znacząco większa od wariancji składnika losowego. Obciążenie to wynika z faktu, że opóźnione wartości zmiennych są tylko słabymi instrumentami dla równań w postaci pierwszych różnic ponieważ są słabo skorelowane z następującymi po nich pierwszymi różnicami zmiennych¹⁸. Szczególnie duże obciążenie ma miejsce wówczas, gdy instrumentami są tylko opóźnione wartości zmiennej objaśnianej y , a pominięte są dodatkowe zmienne objaśniające. Symulacje zaprezentowane przez Blundella i Bonda (1998) wykazują, że w takich przypadkach estymator UMM dla pierwszych różnic daje znacząco niedoszacowane wartości parametru autoregresyjnego, szczególnie wówczas, gdy liczba dostępnych okresów T jest mała.

W przypadku, kiedy przedmiotem szacowania jest model konwergencji warunkowej (2.3), takie obciążenie ma właśnie miejsce ponieważ jak wynika z wielu dotychczasowych badań parametr autoregresyjny $(1 - \beta)$ może przyjmować wartości bliskie jedności. Ponadto można spodziewać się, że wariancja efektów indywidualnych η_i w heterogenicznych grupach krajów jakie obejmuje zazwyczaj badanie konwergencji, może być duża. Co więcej bardzo często dostępna liczba okresów T jest raczej mała¹⁹. Oznacza to, że w przypadku estymacji regresji wzrostu należy stosować inne estymatory, które pozwalałyby uniknąć obciążenia wynikającego z zastosowania słabych instrumentów. Takim estymatorem, który jest w zasadzie rozwinięciem przedstawionej UMM dla równań w pierwszych różnicach, jest zaproponowany przez Blundella i Bonda (1998) systemowy estymator UMM.

Główną ideą systemowego estymatora UMM jest estymacja układu $(T - 2)$ równań w postaci pierwszych różnic (2.13.) oraz $(T - 2)$ równań w poziomach. Należy jednak pamiętać, że dla równań w poziomach w modelu występują efekty indywidualne, co oznacza konieczność nałożenia dodatkowych restryk-

¹⁸ Blundell, Bond, Windmeijer (2000), Bond, Hoeffler, Temple (2001).

¹⁹ Wynika to m. in. z faktu, że wielu badaczy stosuje w analizie panele danych, gdzie obserwacje po czasie oddalone są od siebie o pięć lat. Uzasadnieniem takich interwałów czasowych jest chęć uniknięcia wpływu cykli koniunkturalnych na wyniki oszacowania.

cji. Według Blundella i Bonda (1998) warunkiem, który musi być spełniony dla systemowego UMM jest:

$$E(\eta_i \Delta y_{i2}) = 0 \quad \text{dla } i = 1, \dots, N. \quad (2.15)$$

Można wykazać, że warunek ten jest spełniony, jeżeli proces generujący wartości początkowe y_{i1} jest stacjonarny co do średniej²⁰. Jeżeli spełniony jest warunek (2.15) to w przypadku równań w poziomach dla i -tej obserwacji możemy zapisać następującą macierz instrumentów Z_i^L :

$$Z_i^L = \begin{bmatrix} \Delta y_{i2} & \Delta x_{i2} & \Delta x_{i3} & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Delta y_{i3} & \Delta x_{i3} & \Delta x_{i4} & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & \Delta y_{i,T-1} & \Delta x_{i,T-1} & \Delta x_{iT} \end{bmatrix} \begin{matrix} t=3 \\ t=4 \\ \vdots \\ t=T \end{matrix} \quad (2.16)$$

jeżeli dodatkowa zmienna objaśniająca jest ściśle egzogeniczna lub z góry ustalona, albo:

$$Z_i^L = \begin{bmatrix} \Delta y_{i2} & \Delta x_{i2} & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Delta y_{i3} & \Delta x_{i3} & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & \Delta y_{i,T-1} & \Delta x_{i,T-1} \end{bmatrix} \begin{matrix} t=3 \\ t=4 \\ \vdots \\ t=T \end{matrix} \quad (2.17)$$

jeżeli x_{it} jest zmienną endogeniczną. Macierz instrumentów dla wszystkich równań, zarówno w pierwszych różnicach jak i w poziomach zapiszemy jako:

$$Z_i^S = \begin{bmatrix} Z_i^D & 0 \\ 0 & Z_i^L \end{bmatrix} \quad (2.18)$$

Zatem systemowy estymator UMM możemy zapisać następująco:

$$\hat{\alpha}_D = (\tilde{X}_s' Z^S W_N Z^S \tilde{X}_s)^{-1} \tilde{X}_s' Z^S W_N Z^S \tilde{y}, \quad (2.19)$$

gdzie $\hat{\alpha}_D = \begin{bmatrix} (1-\beta) \\ \delta \end{bmatrix}$, $\tilde{X}_s' = \begin{bmatrix} \Delta y_{-1}' \\ \Delta X' \\ y_{-1}' \\ X \end{bmatrix}$, $\tilde{y} = \begin{bmatrix} \Delta y \\ y \end{bmatrix}$.

Blundell, Bond i Windmeijer [2000] zaproponowali by macierz H dla pierwszego kroku estymacji zdefiniowana była następująco:

$$H_S = \begin{bmatrix} H_D & 0 \\ 0 & I_{T-2} \end{bmatrix} \quad (2.20)$$

I_{T-2} jest macierzą jednostkową o wymiarze $(T - 2)$, natomiast H_D określona jest wzorem (2.14)²¹. Systemowy estymator UMM zastosowany został do oszacowania regresji wzrostu przez Bonda, Hoefflera i Temple (2001). Należy również zaznaczyć, że obok opisanych powyżej estymatorów UMM istnieją jeszcze

²⁰ Blundell, Bond (1998).

²¹ Windmeijer (2000) przedstawił analizę potencjalnej utraty efektywności estymatorów UMM, wynikającej z wyboru konkretnej macierzy wag dla wstępnego estymatora.

inne, które także mogą być stosowane do szacowania dynamicznych modeli panelowych. Należą do nich symetrycznie znormalizowany estymator UMM dla modelu w pierwszych różnicach zaproponowany przez Alonso-Borrego i Arellano (1999) oraz nieliniowa UMM autorstwa Ahna i Schmidta (1995).

4. Wyniki estymacji regresji wzrostu

Przejdziemy teraz do omówienia wyników estymacji regresji wzrostu, na podstawie których zweryfikowana zostanie hipoteza warunkowej β -konwergencji w grupie 22 krajów. W badaniu wykorzystane zostały obserwacje na zmiennych pochodzące z Penn World Tables wersja 6.0, autorstwa Summersa i Hestona. Estymacja modelu wzrostu poszczególnymi metodami dokonana została przy pomocy procedur Gaussa należących do modułów Panel.1 i Panel.2. napisanych przez Kuan Pin Lina oraz programu w języku pakietu Gauss autorstwa Marii Blangiewicz z Katedry Ekonometrii Uniwersytetu Gdańskiego.

Celem badania było testowanie hipotezy warunkowej β -konwergencji w latach 1993–2000 w grupie składającej się z 15 krajów Unii Europejskiej i 7 krajów kandydujących. Z grona wszystkich krajów kandydujących wybrane zostały te, dla których dostępne są odpowiednie dane statystyczne, czyli Czechy, Estonia, Litwa, Łotwa, Polska, Słowacja i Węgry. Testowanie przeprowadzono poprzez oszacowanie dwóch regresji wzrostu typu (2.3). Wszystkie zmienne z modelu (2.3) przekształcone zostały do postaci odchyłeń od średnich okresowych²², co pozwala uniknąć szacowania nie będących przedmiotem zainteresowania efektów okresowych.

Pierwsza regresja odpowiada tradycyjnemu ujęciu neoklasycznego modelu Solowa²³, dlatego wśród zmiennych objaśniających obok logarytmu początkowego poziomu dochodu znajdują się logarytm stopy inwestycji²⁴ w roku początkowym ($s_{i,t-1}$), oraz logarytm tempa przyrostu liczby ludności ($n_{i,t}$) powiększonego o 0,05, gdzie 0,05 reprezentuje sumę wspólną dla wszystkich krajów egzogenicznej stopy postępu technicznego (g) oraz, również wspólnej, stopy deprecjacji (δ). Wartość 0,05 jest zgodna z teorią Solowa i potwierdzona badaniami empirycznymi²⁵. Efekty estymacji tego modelu różnymi metodami przedstawione zostały w Tablicy 1.

²² Każda średnia liczona jest następująco: $\bar{x}_t = \sum_{i=1}^N x_{it} \frac{1}{N}$

²³ Regresje takiej postaci były przedmiotem badań przedstawionych m.in. w pracach Caselliego, Esquivela i Leforta (1996) oraz Bonda, Hoefflera i Temple (2000)

²⁴ Stopa inwestycji określona jest stosunkiem realnych inwestycji do realnego PKB.

²⁵ Caselli, Esquivel i Lefort (1996) wykazali, że przyjęcie innej wartości tego parametru np. 0,07 nie wpłynęło w istotny sposób na otrzymane wyniki oszacowania.

Tabela 1. Estymacja neoklasycznego modelu Solowa

Metoda Estymacji	(1) BETWEEN	(2) MNK	(3) WITHIN	(4) FD GMM A	(5) FD GMM B	(6) SYS GMM A	(7) SYS GMM B
$\ln(Y_{i,t-1})$	0,9916 (86,2960)	0,9912 (160,510)	0,8702 (19,9730)	0,8698 (8,4031)	0,8013 (5,5840)	0,9903 (80,8863)	0,9905 (65,0889)
β^*	0,0087	0,0091	0,3418	0,3462	-	0,0100	0,0099
$\ln(s_{i,t-1})$	-0,0271 (1,1603)	-0,0059 (0,6084)	0,0283 (2,2439)	0,0436 (1,2577)	0,0379 (2,0772)	0,0069 (0,3372)	0,0121 (0,5689)
$\ln(n_{i,t} + g + \delta)$	1,5181 (1,5920)	0,8906 (1,9031)	-0,2582 (0,3597)	-1,2953 (1,1350)	-1,2715 (-1,2411)	0,1666 (0,1582)	0,0626 (0,0683)
l. kolumn w macierzy instrumentów Z	-	-	-	17	35	22	50
l. kolumnów	22	22	22	22	22	22	22
l. obserwacji	22	154	154	110	110	220	220

Źródło: Obliczenia własne w programie GAUSS.

Uwagi: Poniżej parametrów podane są ilorazy statystyki testu t-Studenta, jednakże nie można przeprowadzić standardowego wnioskowania ponieważ nie znany jest rozkład składnika zakłócającego modelu.

(1) BETWEEN oznacza estymator międzygrupowy, który jest równoważny z oszacowaniem regresji przekrojowej, (2) WITHIN – estymator wewnątrzgrupowy, (3) MNK – oszacowanie modelu restrykcyjnego, (4) i (5) FD GMM – estymator UMM modelu w postaci pierwszych różnic, (6) i (7) SYS GMM – systemowy estymator UMM.

W wersji A estymatora FD GMM jako instrumenty zostały zastosowane opóźnione poziomy zmiennej $\ln(Y_{it})$ oraz pierwsze przyrosty $\ln(s_{i,t-1})$ i $\ln(n_{i,t} + g + \delta)$ jako zmiennych egzogenicznej w postaci kolumn w macierzy Z. W wersji B estymatora FD GMM jako instrumenty zostały zastosowane opóźnione poziomy zmiennej $\ln(Y_{it})$, opóźnione poziomy zmiennej $\ln(s_{i,t-1})$ oraz opóźnione $\ln(n_{i,t} + g + \delta)$.

W wersji A estymatora SYS GMM jako instrumenty dodatkowo zastosowano opóźnione o jeden okres pierwsze przyrosty zmiennej $\ln(Y_{it})$ oraz poziomy $\ln(s_{i,t-1})$ i $\ln(n_{i,t} + g + \delta)$ jako zmiennych egzogenicznych w postaci kolumn w macierzy Z.

W wersji B estymatora SYS GMM jako instrumenty dodatkowo zastosowano opóźnione o jeden okres pierwsze przyrosty zmiennej $\ln(Y_{it})$, zmiennej $\ln(s_{i,t-1})$ oraz zmiennej $\ln(n_{i,t} + g + \delta)$.

Dla estymatorów UMM przedstawione zostały wyniki uzyskane w drugim kroku estymacji.

Zanim przejdziemy do interpretacji otrzymanych wyników oszacowania przyjrzymy się ocenom parametru autoregresyjnego i szybkości konwergencji otrzymanym przez zastosowanie różnych estymatorów. Jak daje się zauważyć, przeprowadzone wcześniej porównanie własności poszczególnych metod znajduje potwierdzenie w uzyskanych ocenach parametrów. MNK daje wysoką wartość parametru autoregresyjnego, a co za tym idzie, niską szybkość konwergencji, natomiast estymator wewnątrzgrupowy przeciwnie. Potwierdza to wnioski jakie można wysnuć z wyprowadzenia asymptotycznych własności obu estymatorów: MNK przeszacowuje, a *within* niedoszacowuje parametru autoregresyjnego. Ponadto okazuje się, że w przypadku szacowanej regresji stosując UMM dla modelu w pierwszych różnicach uzyskaliśmy oceny $(1 - \beta)$ niższe niż oceny estymatora *within*, co oznacza znaczne niedoszacowanie parametru auto-

regresyjnego. Z kolei oceny uzyskane systemowym estymatorem UMM mieszczą się w przedziale wyznaczonym przez oceny MNK i *within*, a zatem użycie tej metody poprawia wyniki estymacji. Zgodnie z klasycznym zastosowaniem zmiennych instrumentalnych w estymacji, większa ilość instrumentów poprawia efektywność estymatora, dlatego też wnioskowanie dotyczące prawdziwości warunkowej β -konwergencji i określenie jej szybkości przeprowadzone zostanie dla wyników uzyskanych systemowym estymatorem UMM, w którym instrumentami dla zmiennych endogenicznych są poprzednie obserwacje logarytmu dochodu *per capita* oraz poprzednie obserwacje logarytmu stopy inwestycji i logarytmu stopy przyrostu liczby ludności powiększonej o 0,05. Należy jednak zauważyć, że w tym przypadku oba systemowe estymatory UMM dały zbliżone oceny parametrów.

Otrzymana wartość parametru $(1 - \beta) = 0,9905$ oznacza, że w badanym okresie w grupie 22 krajów zaobserwowana została warunkowa konwergencja typu β , ponieważ istniała istotna ujemna korelacja cząstkowa między stopą wzrostu gospodarczego, a początkowym poziomem dochodu *per capita*²⁶. Wnioskujemy zatem, że kraje o początkowo niższym poziomie bogactwa charakteryzowały się szybszym wzrostem gospodarczym niż kraje początkowo bogatsze. Jeżeli założymy, że kraje należące do badanej grupy mają zbliżone wartości stopy inwestycji oraz tempa przyrostu liczby ludności to odległość od stanu wzrostu zrównoważonego zmniejsza się przeciętnie o około 1% rocznie.

W drugim modelu warunkowej konwergencji do poprzednio szacowanej regresji dołączone zostały zmienne opisujące strukturę gospodarki: udział wydatków rządowych w PKB (GOV_{it}) oraz zmienna opisująca otwartość danej ekonomii ($OPEN_{it}$). Wyniki estymacji poszerzonego modelu zamieszczone zostały w Tabelicy 2.

Okazuje się, że jeżeli wszystkie kraje należące do badanej grupy miałyby zbliżone wartości, omówionych wcześniej stopy inwestycji i tempa przyrostu liczby ludności oraz podobny udział wydatków rządowych w PKB i otwartość gospodarki, to szybkość zbliżania się do wspólnego dla wszystkich krajów stanu wzrostu zrównoważonego wyniosłaby około 3% rocznie. Porównując tą wartość z uzyskaną wcześniej 1%, możemy stwierdzić, że im bardziej gospodarki są do siebie podobne tym szybciej osiągną wspólny *steady state*, a zatem również ten sam poziom zamożności wyrażony przez PKB *per capita*.

²⁶ Por. równanie (2.1).

Tabela 2. Estymacja regresji wzrostu z dodatkowymi zmiennymi egzogenicznymi

Metoda Estymacji	(1) BETWEEN	(2) MNK	(3) WITHIN	(4) FD GMM A	(5) FD GMM B	(6) SYS GMM A	(7) SYS GMM B
$\ln(Y_{i,t-1})$	0,9834 (98,773)	0,9812 (161,36)	0,8453 (18,889)	0,8328 (4,1031)	0,7894 (5,9790)	0,9465 (10,0711)	0,9734 (58,3460)
β^*	0,0176	0,0202	-	-	-	0,0670	0,0294
$\ln(s_{i,t-1})$	-0,0323 (1,7905)	-0,0098 (1,0875)	0,0279 (2,2096)	0,0417 (1,3834)	0,0374 (1,2854)	0,0008 (0,0098)	0,0034 (0,1206)
$\ln(n_{i,t}+g+\delta)$	-0,4499 (0,4401)	-0,3989 (0,8036)	-0,1020 (0,1446)	-1,0991 (0,8652)	-1,0581 (1,2088)	-0,0596 (0,0129)	-1,0359 (1,0375)
GOV_{it}	-0,0021 (2,6171)	-0,0016 (4,4159)	-0,0014 (2,4753)	-0,0009 (0,6757)	-0,0015 (1,5087)	-0,0022 (0,5205)	-0,0019 (1,4648)
$OPEN_{it}$	0,0003 (3,2866)	0,0003 (5,5983)	0,0005 (2,2656)	0,0004 (1,3161)	0,0005 (2,0575)	0,0003 (0,8178)	0,0003 (2,2923)
<i>l. kolumn w macierzy instrumentów Z</i>	-	-	-	19	47	24	62
<i>l. krajów</i>	22	22	22	22	22	22	22
<i>l. obserwacji</i>	22	154	154	132	132	132	132

Źródło: Obliczenia własne w programie GAUSS.

Uwagi: Poniżej parametrów podane są ilorazy statystyki testu *t*-Studenta, jednakże nie można przeprowadzić standardowego wnioskowania ponieważ nie znany jest rozkład składnika zakłócającego modelu.

(1) BETWEEN oznacza estymator międzygrupowy, (2) WITHIN – estymator wewnątrzgrupowy, (3) MNK – oszacowanie modelu restrykcyjnego, (4) i (5) FD GMM – estymator UMM modelu w postaci pierwszych różnic, (6) i (7) SYS GMM – systemowy estymator UMM.

W wersji A estymatora FD GMM jako instrumenty zostały zastosowane opóźnione poziomy zmiennej $\ln(Y_{it})$ oraz pierwsze przyrosty wszystkich dodatkowych zmiennych objaśniających, jako zmiennych egzogenicznych, w postaci kolumn macierzy Z.

W wersji B estymatora FD GMM jako instrumenty zostały zastosowane opóźnione poziomy zmiennej $\ln(Y_{it})$, opóźnione poziomy zmiennej $\ln(s_{i,t-1})$ i opóźnione poziomy $\ln(n_{i,t}+g+\delta)$. Pozostałe dwie zmienne egzogeniczne są instrumentami tylko dla samych siebie.

W wersji A estymatora SYS GMM jako instrumenty dodatkowo zastosowano opóźnione o jeden okres pierwsze przyrosty zmiennej $\ln(Y_{it})$ oraz poziomy wszystkich pozostałych zmiennych objaśniających w postaci kolumn macierzy Z.

W wersji B estymatora SYS GMM jako instrumenty dodatkowo zastosowano opóźnione o jeden okres pierwsze przyrosty zmiennej $\ln(Y_{it})$ i zmiennych $\ln(s_{i,t-1})$, $\ln(n_{i,t}+g+\delta)$. Dwie pozostałe zmienne są instrumentami tylko dla samych siebie.

Dla estymatorów UMM przedstawione zostały wyniki uzyskane w drugim kroku estymacji.

5. Wnioski

Badanie konwergencji gospodarczej było i wciąż jest przedmiotem wielu badań empirycznych. W obliczy odrzucenia prawdziwości konwergencji absolutnej w gospodarce światowej, szuka się odpowiedzi na pytanie, czy mamy do czynienia z konwergencją warunkową. Narzędziem umożliwiającym udzielenie odpowiedzi na to pytanie są regresje wzrostu, jednakże obok właściwego skonstruowania takiej regresji równie ważny jest wybór odpowiedniej metody szacowania jej parametrów. Wykazaliśmy, że ponieważ modele uwzględniające hipotezę konwergencji są modelami dynamicznymi, powinny być szacowane

właściwymi w takim przypadku metodami. Potwierdziliśmy prawdziwość stwierdzenia zawartego w pracy Bonda, Hoefflera i Temple [2001], że dla regresji wzrostu właściwą metodą szacowania parametrów jest systemowym estymator Uogólnionej Metody Momentów.

W wyniku oszacowania dwóch regresji wzrostu systemowym estymatorem UMM uzyskaliśmy wyniki, które świadczą o tym, że w grupie składającej się z 15 krajów Unii Europejskiej i 7 krajów w okresie transformacji w latach 1993-2000 obserwowaliśmy proces warunkowej β -konwergencji, jednakże szybkość tego procesu była nieznacząca. Okazało się również, że szybkość konwergencji jest tym większa im bardziej badane gospodarki są do siebie podobne, tzn. im więcej zmiennych charakteryzujących poszczególne kraje ma zbliżone wartości w całej grupie. I tak, jeżeli kraje byłyby podobne do siebie pod względem stopy oszczędności i tempa przyrostu liczby ludności, szybkość dążenia do wspólnego poziomu zamożności wyniosłaby 1% rocznie. Natomiast jeżeli ponadto wszystkie kraje miałyby zbliżone wartości udziału wydatków rządowych w PKB i podobną otwartość gospodarki, wówczas szybkość konwergencji wyniosłaby około 3% rocznie.

Literatura

- Ahn, S.C., Schmidt, P. (1995), Efficient estimation of models for dynamic panel data, *Journal of Econometrics*, 68, 5-28.
- Alonso-Borrego, C., Arellano, M. (1999), Symmetrically normalized instrumental-variable estimation using panel data, *Journal of Business and Economic Studies*, 17(1), 36-49.
- Arellano, M., Bond, S. (1991), Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equation, *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Baltagi, B.H. (1995), *Econometric analysis of panel data*, John Wiley & Sons Ltd., Chichester.
- Barro, R.J. (1991), Economic growth in a cross-section of Countries, *Quarterly Journal of Economics*, 106, 407-443.
- Barro, R.J., Sala-i-Martin, X. (1992), Convergence, *Journal of Political Economy*, 100, 223-251.
- Bassanini, A., Scarpetta, S., Hemmings, P. (2001), Economic growth: the role of policies and institutions. Panel data evidence from OECD countries, OECD Economic Department Working Papers Nr 283.
- Baumol, W.J. (1986), Productivity growth, convergence and welfare: What the long-run data show, *American Economic Review*, 76, 1072-1085.
- Bernard, A.B., Durlauf, S.N. (1996), Interpreting tests of the convergence hypothesis, *Journal of Econometrics*, 71, 161-173.
- Blundell, R., Bond, S. (1998), Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data model, *Econometric Review*, 19(3), 321-340.
- Blundell, R., Bond, S., Windmeijer, F. (2000), Estimation in dynamic panel data models: improving on the performance of the standard GMM estimator, w B. Baltagi

- (red.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, Elsevier Science.
- Bond, S., Hoeffler, A., Temple, J. (2001), GMM estimation of empirical growth models, *Mimeo*.
- Caselli, F., Esquivel, G., Lefort, F. (1996), Reopening the convergence debate: a new look at cross-country growth empirics, *Journal of Economic Growth*, 1, 363-389.
- Cass, D. (1965), Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation, *Review of Economic Studies*, 32, 233-240.
- Estrin, S., Urga, G. (1997), Convergence in output in transition economies Central and Eastern Europe, 1970-1995, Centre for Economic Forecasting London Business School, Discussion Paper Nr DP 09-97.
- Green, W.E. (1995), *Econometric analysis*, Macmillan, New York.
- Hansen, L.P. (1982), Large sample properties of generalized method of moments estimators, *Econometrica*, 50, 1029-1054.
- Hausman, J.A. (1978), Specification tests in econometrics, *Econometrica*, 46, 1251-1271.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W., Rosen, H. (1988), Estimating vector autoregressions with panel data, *Econometrica*, 56, 1371-1395.
- Koopmans, T.C. (1965), On the concept of optimal economic growth, w: *The Economic approach to Development Planning*, North-Holland, Amsterdam.
- Kormendi R., Mequire, P. (1985), Macroeconomic determinants of growth: cross-country evidence, *Journal of Monetary Economics*, 16 (2), 141-163.
- Levine R., Renelt, D. (1992), A sensitivity analysis of cross-country growth regressions, *American Economic Review*, 82(4) 942-963.
- Mankiw, N., Romer, D., Weil, D.N. (1992), A contribution to the empirics of economic growth, *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407-437.
- Sala-i-Martin, X. (1996), The classical approach to convergence analysis, *The Economic Journal*, 106, 1019-1036.
- Solow, R.M. (1956), A contribution to the theory of economic growth, *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.
- Summers, R., Heston, A. (1991), The penn world table (mark 5): an expanded set of international comparison, 1950-1988, *Quarterly Journal of Economics*, 106, 327-361.
- Swan, T.W. (1956), Economic growth and capital accumulation, *Economic Record*, 32, 334-361.
- Windmeijer, F. (2000), Efficiency comparison for system GMM estimator in dynamic panel data models, W. Heijmans, R.D.H., D.S.G. Pollock, A. Satorra (wyd.), *Innovations in Multivariate Statistical Analysis. A Restschrift for Heinz Neudecker*, Kluwer Academic Publishers, 175-184.