



Mariusz PRÓCHNIAK*
Bartosz WITKOWSKI*

Modelowanie realnej konwergencji w skali międzynarodowej**

Wprowadzenie

Zagadnienia związane ze wzrostem gospodarczym stanowią od wielu lat jeden z podstawowych obszarów badawczych wśród ekonomistów zarówno w ujęciu teoretycznym, jak i empirycznym. Jednym z celów tych badań jest znalezienie odpowiedzi na dwa kluczowe pytania dotyczące zjawiska wzrostu gospodarczego: od czego zależy długookresowy wzrost gospodarczy oraz dlaczego występują duże różnice w poziomie dochodów realnych między krajami. Badania nad procesem realnej konwergencji (zbieżności) są jednym ze sposobów odpowiedzi na pytanie o przyczyny wzrostu gospodarczego.

W literaturze istnieje wiele definicji procesu konwergencji gospodarek, jak również wiele metod wykorzystywanych przy badaniu tego zjawiska¹. Zgodnie z najczęściej stosowaną definicją, zbieżność występuje wtedy, gdy kraje słabiej rozwinięte (o niższym poziomie PKB na 1 mieszkańca) rozwijają się szybciej niż kraje wyżej rozwinięte (o wyższym poziomie dochodu na 1 mieszkańca). Powyższa zbieżność jest w literaturze nazywana zbieżnością typu β . Druga często stosowana definicja mówi, że zbieżność występuje wtedy, gdy zróżnicowanie dochodów (mierzone np. wariancją lub odchyleniem standardowym realnego

* M. Próchniak jest pracownikiem Katedry Ekonomii II Kolegium Gospodarki Światowej a B. Witkowski – Instytutu Ekonometrii Kolegium Analiz Ekonomicznych Szkoły Głównej Handlowej. Artykuł wpłynął do redakcji w sierpniu 2006 r.

** Artykuł jest zmodyfikowaną wersją badania pt. „Modelowanie ścieżek realnej konwergencji krajów świata z wykorzystaniem danych panelowych”, sfinansowanego ze środków rektora SGH.

¹ Dobry przegląd literatury na temat konwergencji znajduje się m.in. w: [de la Fuente, 1997], [Barro, Sala-i-Martin, 2003], [Islam, 2003].

PKB *per capita* między krajami) maleje w czasie. Tak zdefiniowana zbieżność jest nazywana zbieżnością typu σ .

W niniejszym badaniu analizujemy konwergencję typu β 126 krajów świata w okresie 1975-2003 (z pewnymi lukami dla niektórych krajów). Celem pracy jest konstrukcja modelu, który prawidłowo pozwoli opisać to zjawisko. W większości badań empirycznych zakłada się, że parametr konwergencji, czyli współczynnik informujący o zależności tempa wzrostu gospodarczego od początkowego poziomu dochodu, nie zmienia się zarówno w ujęciu czasowym, jak i przekrojowym². Prawidłowość tego założenia nie jest jednak oczywista, gdyż konwergencja – podobnie jak wzrost gospodarczy – wydaje się być zjawiskiem kształtowanym przez wiele czynników. Dlatego też główna hipoteza badawcza tego badania głosi, że parametr konwergencji nie jest stały.

Omawiany w niniejszej pracy model został oparty na danych panelowych, co umożliwi uwzględnienie czynników niemożliwych do wprowadzenia w przypadku dysponowania danymi jednowymiarowymi. Zastosowane w pracy metody estymacji oparte są na uogólnionej metodzie momentów, której zastosowanie wydaje się w przypadku takich danych najlepsze i pozwala na otrzymanie wyników dużo bardziej wiarygodnych niż przy wykorzystaniu technik opartych na metodzie najmniejszych kwadratów.

Praca składa się z ośmiu części. Pierwszą jest wprowadzenie. W części drugiej przedstawiono teoretyczne podstawy występowania zjawiska konwergencji typu β , wykorzystując do tego celu modele wzrostu gospodarczego, jak również przegląd badań empirycznych dotyczących zbieżności, ze wskazaniem na najważniejsze wady estymacji tego zjawiska przez innych autorów. Następnie omówiony został proponowany w niniejszej pracy model konwergencji oraz zastosowane metody estymacji wraz z towarzyszącymi im założeniami. W części czwartej omówiono dane wykorzystywane w badaniu, ostatecznie wybrane zmienne oraz przyczyny zastosowania przyjętej parametryzacji. W części piątej podane są wyniki estymacji modelu, które zinterpretowano w części szóstej. Część siódma przedstawia analizę oszacowanych czynników indywidualnych dla poszczególnych gospodarek i próbę ich interpretacji. Ostatnia ósma część zawiera najważniejsze wnioski.

Do estymacji modelu wykorzystano pakiet STATA 8.0.

Konwergencja w teorii i w badaniach empirycznych

Analizowana w niniejszym artykule zbieżność warunkowa typu β jest potwierdzona przez wszystkie neoklasyczne modele wzrostu gospodarczego: model Solowa [Solow, 1956], [Swan, 1956], [Mankiw, Romer, Weil, 1992], [Nonneman, Vanhoudt, 1996], model Ramseya [Ramsey, 1928], [Cass, 1965], [Koopmans, 1965] oraz model [Diamonda, 1965]. Zgodnie z tymi modelami, gospodarki słabiej rozwinięte wykazują wyższe tempo wzrostu gospodarczego niż gospodarki lepiej rozwinięte pod warunkiem, że wszystkie z nich dążą do

² W celu przeglądu literatury – zob. pkt 2 opracowania.

tego samego stanu równowagi długookresowej³. Jeśli stan równowagi długookresowej poszczególnych gospodarek nie jest taki sam, zbieżność nie musi występować.

Głównym czynnikiem powodującym wyrównywanie się poziomów dochodów są – zakładane w modelach neoklasycznych – malejące przychody z kapitału. Kraje, w którym zasób kapitału jest niewielki, wykazują wysoką produktywność tego czynnika. Przyczynia się to do wzmożonej aktywności inwestycyjnej i pozwala na osiągnięcie szybkiego wzrostu gospodarczego.

Zjawisko konwergencji warunkowej omówione zostanie w oparciu o podstawowy model Solowa. Równanie przedstawiające dynamikę gospodarki przyjmuje tu postać⁴

$$\dot{k}(t) = s \cdot f(k(t)) - (n + a + \delta) \cdot k(t), \quad (2.1)$$

gdzie: $k(t)$ – kapitał na jednostkę efektywnej pracy⁵, $\dot{k}(t)$ – przyrost kapitału na jednostkę efektywnej pracy⁶, $f(\cdot)$ – funkcja produkcji na jednostkę efektywnej pracy, n – tempo wzrostu liczby ludności, a – postęp techniczny, δ – stopa amortyzacji, t – czas. Zakładając, że neoklasyczna funkcja produkcji jest funkcją Cobba-Douglasa o postaci⁷ $f(k) = k^\alpha$ ($0 < \alpha < 1$), równanie (2.1) można zapisać następująco:

$$\frac{\dot{k}}{k} = sk^{\alpha-1} - (n + a + \delta). \quad (2.2)$$

Równanie (2.2) przedstawia tempo wzrostu kapitału na jednostkę efektywnej pracy w trakcie okresu przejściowego w modelu Solowa. Pozwala ono na zobrazowanie koncepcji zbieżności. Pochodna równania (2.2) względem k wynosi

$$\frac{d}{dk}(\dot{k}/k) = s(\alpha - 1)k^{\alpha-2} < 0. \quad (2.3)$$

Powyższe wyrażenie przyjmuje wartość ujemną, co oznacza, że tempo wzrostu gospodarczego maleje wraz ze wzrostem poziomu dochodu.

³ Ang. *steady-state*, określane też jako stan ustalony, stan stacjonarny lub stan równowagi dynamicznej.

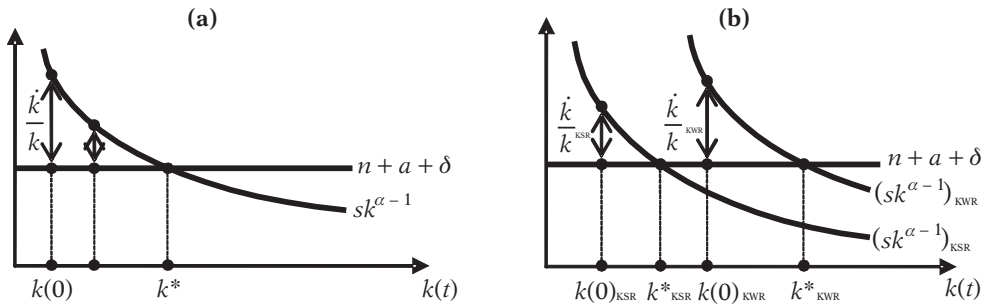
⁴ Wyprowadzenie równania (2.1) znajduje się w wielu podręcznikach do makroekonomii i teorii wzrostu (zob. np. [Romer, 2000], [Heijdra, van der Ploeg, 2002], [Barro, Sala-i-Martin, 2003]).

⁵ Efektywna praca to iloczyn liczby pracowników (rzeczywistej pracy) i poziomu technologii.

⁶ Kropka nad daną zmienną oznacza jej pochodną po czasie.

⁷ W celu zachowania większej przejrzystości wzorów pominięte zostają indeksy czasowe t .

Rysunek 1. Wzrost gospodarczy w modelu Solowa



$k(0)$ – początkowy zasób kapitału na jednostkę efektywnej pracy,
 k^* – zasób kapitału na jednostkę efektywnej pracy w stanie równowagi długookresowej.

Zbieżność można także przedstawić graficznie. Rysunek 1a przedstawia oba wyrażenia znajdujące się po prawej stronie równania (2.2). Z równania tego wynika, że tempo wzrostu kapitału jest równe mierzonej w pionie odległości między krzywymi $sk^{\alpha-1}$ i $(n+a+\delta)$. Na rysunku 1a widać, że w miarę wzrostu poziomu kapitału z $k(0)$ do k^* odległość pomiędzy obydwiema krzywymi maleje, co oznacza, że tempo wzrostu kapitału jest coraz mniejsze.

Zbieżność wyjaśniona przez modele neoklasyczne jest warunkowa. Jeżeli dwie gospodarki będą dążyły do dwóch różnych stanów ustalonych, gospodarka słabiej rozwinięta nie musi rozwijać się szybciej. Jest to zilustrowane na rysunku 1b.

Załóżmy, że np. różnice w poziomie technologii lub stopie oszczędności sprawiają, iż krzywa $sk^{\alpha-1}$ dla kraju wysoko rozwiniętego (KWR) leży dalej od początku układu współrzędnych niż krzywa $sk^{\alpha-1}$ dla kraju słabo rozwiniętego (KSR). Oznacza to, że wielkość kapitału w stanie równowagi długookresowej dla KWR jest większa niż dla KSR. W takim przypadku kraj wysoko rozwinięty, startujący z punktu początkowego o wyższym poziomie kapitałów, może rozwijać się szybciej.

Powyżej zilustrowana koncepcja zbieżności warunkowej typu β dotyczy wszystkich modeli neoklasycznych. Poszczególne modele różnią się między sobą ocenami współczynnika β , informującego o szybkości zbieżności gospodarek, zgodnie ze wzorem

$$\frac{\dot{y}}{y} = \beta(\ln y^* - \ln y), \quad (2.4)$$

gdzie: y – wielkość produkcji na jednostkę efektywnej pracy w okresie t ,
 y^* – wielkość produkcji na jednostkę efektywnej pracy w stanie ustalonym.
 Z równania (2.4) wynika, że tempo wzrostu gospodarczego zależy od odległości dzielącej gospodarkę od jej stanu ustalonego. Parametr β określa, jaki procent

odległości w kierunku stanu równowagi długookresowej gospodarka pokonuje w ciągu jednego okresu⁸.

Całkowicie odmienne wnioski na temat występowania zjawiska konwergencji wynikają z modeli endogenicznych (zob. np. [Uzawa, 1964, 1965], [Romer, 1986, 1990], [Lucas, 1988], [Grossman, Helpman, 1991], [Rebelo, 1991], [Aghion, Howitt, 1992]). Modele endogeniczne nie zakładają występowania malejących przychodów z odnawialnych czynników produkcji, co sprawia, że nie wyjaśniają one zjawiska zbieżności⁹.

Jak widać zatem, zjawisko wyrównywania się poziomów dochodu nie wynika jednoznacznie z teorii ekonomii. Teoria nie dostarcza też jednoznacznej odpowiedzi na pytanie o szybkość procesu konwergencji. Rozbieżności te wskazują na konieczność prowadzenia badań empirycznych nad konwergencją. W szczególności, w badaniach takich należy położyć nacisk na kwestię zbieżności warunkowej oraz na poprawne skonstruowanie modelu konwergencji, który uwzględniałby fakt, że rzeczywiste zależności między pewnymi zmiennymi ekonomicznymi mogą odbiegać od zależności uwzględnionych w modelach wzrostu, opartych na wielu upraszczających założeniach.

Wyniki badań empirycznych nad konwergencją typu β zaczęły pojawiać się w literaturze ekonomicznej w latach 80. XX w. Jedno z pierwszych takich badań zostało przeprowadzone przez [Baumola, 1986]. W swojej analizie autor ten pokazał, że świat jako całość nie rozwija się zgodnie z hipotezą konwergencji (w kategoriach absolutnych). Niemniej jednak, w grupach w przybliżeniu homogenicznych (np. kraje wysoko rozwinięte) daje się zauważyć tendencje konwergencyjne. Mimo iż to badanie zostało skrytykowane przez [De Longa, 1988], wyniki uzyskane przez Baumola są zgodne z wynikami wielu późniejszych badań empirycznych.

Jednymi z najszerzych analiz empirycznych dotyczących zjawiska wzrostu gospodarczego i konwergencji są badania prowadzone od końca lat osiemdziesiątych przez Roberta Barro wraz z zespołem (zob. np. [Barro, Sala-i-Martin, 2003]). Autorzy ci w równaniach regresji tempa wzrostu gospodarczego uwzględniają, oprócz początkowego poziomu dochodu, wiele innych zmiennych będących potencjalnymi czynnikami wzrostu, takich jak np. inwestycje, wydatki konsumpcyjne państwa, osiągnięcia naukowe, oczekiwana długość

⁸ Teoretyczną wartość parametru β w poszczególnych modelach uzyskuje się dokonując log-linearyzacji wokół stanu ustalonego równań przedstawiających dynamikę gospodarki w trakcie okresu przejściowego. Procedura log-linearyzacji jest opisana m.in. przez [Romera, 2000] oraz Barro i Sala-i-Martina [2003].

⁹ Na przykład z modelu *learning-by-doing* Romera wynika, że tempo wzrostu gospodarczego rośnie wraz ze wzrostem poziomu dochodu, co oznacza występowanie tendencji dywergencyjnych. Podobne wnioski wynikają z modelu Romera ze zwiększającą się liczbą dóbr. Z kolei analiza dynamiki okresu przejściowego modelu Lucasa informuje, że kraje słabo rozwinięte mogą rozwijać się szybciej lub wolniej niż kraje wysoko rozwinięte. Zależy to od tego, czy niski poziom rozwoju wynika z niedoboru kapitału fizycznego (wówczas kraje słabo rozwinięte będą rozwijać się szybciej) czy ludzkiego (wówczas kraje słabo rozwinięte będą wykazywać wolniejszy wzrost). Natomiast model Aghiona-Howitta z poprawiającą się jakością dóbr wskazuje na brak zależności między poziomem dochodu i tempem wzrostu gospodarczego.

życia, stopa urodzeń, jakościowy wskaźnik prawa, poziom demokracji, otwartość gospodarki, *terms of trade*, inflacja. Wyniki badań potwierdzają występowanie konwergencji warunkowej na świecie w tempie ok. 2% rocznie. Do podobnych wniosków doszli [Mankiw, Romer i Weil, 1992], którzy jako pierwsi przeprowadzili analizę konwergencji bazując ściśle na modelu Solowa. Badania przeprowadzone przez Barro oraz przez Mankiwa, Romera i Weila stanowią podstawę wielu innych badań empirycznych (zob. np. [Cárdenas, Pontón, 1995], [Nonneman, Vanhoudt, 1996], [Murthy, Chien, 1997], [Murthy, Upkolo, 1999], [Silvestriadou, Balasubramanyam, 2000], [Freeman, Yerger, 2001], [Maurseth, 2001], [Balisacan, Fuwa, 2003], [Carrington, 2003], [de la Fuente, 2003]).

Od połowy lat dziewięćdziesiątych coraz bardziej popularne stają się badania z użyciem danych panelowych. W modelach opartych na danych panelowych uzyskuje się zazwyczaj znacznie wyższe wartości współczynników tempa zbieżności niż w modelach wykorzystujących dane przekrojowe (zob. np. [Barro, Sala-i-Martin, 2003, s. 495], [Islam, 1995], [Engelbrecht, Kelsen, 1999], [Di Liberto, Symons, 2003]).

Wiele artykułów poświęconych zjawisku konwergencji pojawiło się także w polskiej literaturze ekonomicznej. Wśród najważniejszych prac należy wymienić następujące pozycje: [Wojtyna, 1995], [Tokarski, 1997], [Liberda, Tokarski, 1999, 2004], [Kwiatkowski, Rogut, Tokarski, 2001], [Gawlikowska-Hueckel, 2002], [Liberda, Rogut, Tokarski, 2002], [Zienkowski, 2003], [Kwiatkowski, Roszkowska, Tokarski, 2004], [Malaga, 2004], [Próchniak, 2004, 2006b], [Rokicki, 2004], [Growiec, 2005], [Listkiewicz, 2005], [Matkowski, Próchniak, 2005, 2006], [Siwiński, 2005].

Dostępne badania empiryczne pozwalają na wskazanie dwóch prawidłowości cechujących proces realnej konwergencji. Po pierwsze, zbieżność w kategoriach absolutnych wykazują gospodarki w miarę homogeniczne (np. kraje OECD) oraz regiony niektórych państw, natomiast zróżnicowane grupy krajów wykazują co najwyżej zbieżność warunkową. Po drugie, współczynniki szybkości zbieżności w wielu badaniach empirycznych przyjmują wartość ok. 2%, co wskazuje, że zbieżność gospodarek jest bardzo wolna.

Badania empiryczne nad konwergencją nie są wolne od wad. [Friedman, 1992] i [Quah, 1993] pokazali niezależnie, że równania regresji typu Barro obarczone są tzw. błędem Galtona, związanym z automatycznym dążeniem ku średniej (por. [Boyle, McCarthy, 1997], [Bliss, 1999], [Maurseth, 2001]). [Mankiw, 1995] i [Quah, 1996] zarzucają z kolei, że większość badań empirycznych traktuje poszczególne gospodarki oddzielnie nie uwzględniając wzajemnych powiązań między nimi (por. [Maurseth, 2001]). Należy także zaznaczyć, że w wielu badaniach empirycznych zjawisko konwergencji analizuje się na danych uśrednionych obejmujących pięcio- lub dziesięcioletnie okresy (por. np. [Andrés, Doménech, Molinas, 1996], [Islam, 1995], [Engelbrecht, Kelsen, 1999], [Barro, Sala-i-Martin, 2003]). Takie podejście, którego jednym z celów jest usunięcie wahań cyklicznych, należy poddać w wątpliwość, głównie z dwóch powodów. Po pierwsze, cykle koniunkturalne w poszczególnych krajach nie muszą być ze sobą zsynchronizowane. Po drugie, nie można przyjmować w sposób arbitralny

długości trwania cyklu bez uprzedniego zbadania tego zjawiska¹⁰. Wszystkie badania empiryczne nad konwergencją zakładają także, że współczynnik konwergencji jest stały.

Model – konstrukcja, metoda estymacji i założenia

Testowanie zbieżności w ujęciu warunkowym wymaga odpowiedniej specyfikacji modelu konwergencji. Do analizy zbieżności absolutnej wykorzystuje się równanie regresji, w którym zmienną objaśnianą jest tempo wzrostu gospodarczego, a zmienną objaśniającą – początkowy poziom dochodu. Zbieżność warunkowa wymaga wprowadzenia do modelu dodatkowych zmiennych objaśniających, pozwalających wyodrębnić stan równowagi długookresowej poszczególnych gospodarek.

W celu zbadania występowania konwergencji warunkowej oprzemy się na danych panelowych obejmujących panel niezbilansowany złożony ze 126 krajów obserwowanych w latach 1975-2003. W opisanych w literaturze modelach konwergencji przyjmuje się, że stopa konwergencji jest stała w czasie, a także jednakowa dla wszystkich państw obejmowanych badaniami. Zakładając wynikającą z modeli wzrostu gospodarczego (por. np. [Mankiw, Romer, Weil, 1992]) wyjściową postać potęgową zależności, prowadzi to do modelu o postaci:

$$\Delta \ln PKB_{it} = \beta \ln PKB_{i,t-1} + \gamma' \mathbf{x}_{it} (+ \alpha_i + v_t) + \varepsilon_{it}, \quad (3.1)$$

gdzie x_{it} jest wektorem charakterystyk danego i -tego kraju w okresie t , mających wpływ na tempo wzrostu gospodarczego¹¹. α_i oznacza efekty indywidualne przyjmujące stałe w czasie wartości dla poszczególnych krajów, lecz potencjalnie różne między poszczególnymi państwami, zaś v_t – efekty czasowe przyjmujące takie same wartości dla wszystkich krajów w danym okresie, lecz potencjalnie różne w poszczególnych latach (włączenie do modelu α_i i v_t wymaga dysponowania panelem). Po transformacji model można zapisać w postaci

$$\ln PKB_{it} = (1 + \beta) \ln PKB_{i,t-1} + \gamma' \mathbf{x}_{it} (+ \alpha_i + v_t) + \varepsilon_{it}. \quad (3.2)$$

Autorzy badań często dochodzą do wniosku, że elastyczność stopy wzrostu PKB względem początkowego poziomu dochodu, wynikająca z oceny parametru β , jest ujemna, lecz nieznacząca¹² (choć z reguły statystycznie istotna po przyjęciu standardowego poziomu istotności). Jednakże pewne wątpliwości może budzić fakt przyjęcia wspólnej dla wszystkich rozważanych jednostek i niezmiennej w czasie wartości parametru konwergencji. [Barro i Sala-i-Martin, 2003] podają

¹⁰ Fakty te potwierdza analiza danych z lat 1975-2003 wykorzystanych do niniejszego badania.

¹¹ Efekty indywidualne i czasowe podane w nawiasie nie mogą być i nie są obecne w modelach opartych jedynie na danych przekrojowych, ani w modelach opartych na danych panelowych szacowanych za pomocą KMNK (tzn. estymatora określanego mianem *pooled*).

¹² Por. wyniki innych badań opisane w części drugiej.

empiryczne argumenty popierające słusność takiego założenia: po podzieleniu analizowanej przez nich próby na dwa subpanele złożone z krajów, w których początkowy poziom PKB był odpowiednio powyżej i poniżej mediany w rozkładzie, a następnie oszacowaniu osobnych modeli opartych na rozłącznych subpanelach stwierdzają, że rozpatrując poszczególne parametry, w przypadku większości z nich (a w szczególności w przypadku parametru konwergencji) nie stwierdzono statystycznie istotnych różnic między odpowiednimi parametrami szacowanymi na podstawie tak utworzonych dwóch podprób. Jednakże należy zwrócić uwagę na trzy argumenty, które poddają w wątpliwość ich wnioski:

- 1) Podział próby na subpanele krajów na niższym i wyższym poziomie rozwoju na podstawie kryterium mediany w rozkładzie PKB ma charakter arbitralny. W opisywanych w niniejszym badaniu analizach stwierdzono, że w rzeczywistości podział krajów według innych kryteriów bądź też rozgraniczenie na podstawie innego niż mediana kwantyla w rozkładzie PKB, prowadzi do odmiennych wniosków (por. tablica 1).
- 2) Barro i Sala-i-Martin przyznają, że w teście łącznego zróżnicowania parametrów w obu subpanelach stwierdza się jednak, że różnice między nimi mają charakter statystycznie istotnych (na przyjętym poziomie istotności 0,05).
- 3) Opisywana przez nich procedura ma charakter testu wstępnego (pretestu), tymczasem nie jest oczywiste, czy przy tego typu testach przyjęty poziom istotności 0,05 jest rzeczywiście odpowiedni (por. np. [Lindley, 1957]). W przypadku testów wstępnych stwierdzono, że często należałoby przyjąć znacznie wyższy poziom istotności (por. [Maddala, 2001, s. 32]), co przy podawanej przez Barro i Sala-i-Martina wartości p równej 0,12 w znaczący sposób zmienia ostateczne wnioski.

W niniejszej pracy uchylimy założenie o stałości parametru konwergencji na rzecz założenia o jego potencjalnej zależności od pewnych zmiennych objaśniających. Tym samym, kierując się wymienionymi wyżej przesłankami, uchylamy przyjmowane w niemal wszystkich badaniach założenie o jednakowym tempie czystego procesu konwergencji (przy danych warunkach początkowych), co stanowi jeden z głównych elementów oryginalnych przeprowadzonych analiz. Zdaniem autorów trudno wskazać inne niż łatwość obliczeniowa i wyniki empiryczne powody, dla których jest ono konsekwentnie stosowane, przy czym pierwszy z wymienionych nie jest trafny, o czym pisaliśmy powyżej.

Model przyjmuje więc postać

$$\begin{aligned} \Delta \ln PKB_{it} &= \theta_{it} \ln PKB_{i,t-1} + \gamma' x_{it} + \alpha_i + v_t + \varepsilon_{it}, \\ \theta_{it} &= \beta_0 + \beta' z_{it} \end{aligned} \quad (3.3)$$

gdzie x_{it} jest wektorem zmiennych mających bezpośredni wpływ na tempo wzrostu, zaś z_{it} – wektorem zmiennych mających wpływ na tempo wzrostu poprzez parametr konwergencji będący ich funkcją. Część zmiennych może przy tym należeć do obu kategorii jednocześnie. Kwestia doboru odpowiednich zmiennych i parametryzacji modelu do wektorów x_{it} i z_{it} jest przedmiotem kolejnego punktu artykułu.

Istotną kwestią jest dobór odpowiedniej metody estymacji powyższego modelu. Dysponowanie danymi panelowymi umożliwia wprowadzenie do modelu efektów indywidualnych, określających charakterystyczne cechy poszczególnych gospodarek (a także potencjalnie cechy poszczególnych społeczeństw), co – w sytuacji ich skorelowania ze zmiennymi objaśniającymi modelu – pozwala na uniknięcie problemu braku zgodności estymatorów (por. [Mundlak, 1963]). Ponadto możliwe jest wprowadzenie do modelu efektów czasowych umożliwiających uwzględnienie wpływu na tempo wzrostu czynników wspólnych dla wszystkich gospodarek w danym okresie (jak np. kryzysy naftowe) lub też efektów czasowych w ujęciu regionalnym, uwzględniających czynniki mające określony wpływ na pewną grupę państw (nie na wszystkie) w danym okresie, co częściowo rozwiązuje problem zakładanej w baniach opartych na danych przekrojowych niezależności gospodarek, wskazywany m.in. przez [Maursetha, 2001]. W wielu opracowaniach autorzy dysponując danymi panelowymi stosowali do estymacji modeli konwergencji klasyczne podejścia *fixed* lub *random effects* (por. np. [Islam, 1995], [Engelbrecht, Kelsen, 1999], [Di Liberto, Symons, 2003]). Łatwo pokazać, że estymatory oparte na tych podejściach są jednak w modelach autoregresyjnych obciążone, a także niezgodne w sytuacji, gdy N (liczba krajów) dąży do nieskończoności, lecz T (liczba okresów) jest skończona. Warto przy tym zauważyć, że przy $T \rightarrow \infty$ estymator *fixed effects* jest zgodny (por. [Verbeek, 2000]). Z uwagi na dużą, jak na typowy zbiór panelowy, liczbę okresów uwzględnionych w badaniu, wyniki uzyskane za pomocą tego estymatora zostaną podane, jednak opieranie na nich interpretacji jest ryzykowne, gdyż nawet taka liczba okresów nie gwarantuje satysfakcjonującej precyzji.

W tej sytuacji estymacja modelu powinna być oparta na metodach zmiennych instrumentalnych. W celu zwiększenia efektywności, korzystnym rozwiązaniem będzie zastosowanie estymatora uogólnionej metody momentów. *Rozwinięty* wariant tej metody do estymacji autoregresyjnych modeli opartych na danych panelowych zastosowali jako pierwsi [Arellano i Bond, 1991]. Idea metody polega na zapisaniu szacowanego modelu w postaci pierwszych różnic a następnie znalezieniu odpowiednich instrumentów skorelowanych ze zmienną objaśniającą, jaką w takim modelu jest opóźniony przyrost zmiennej objaśnianej, zaś nieskorelowanych ze składnikiem losowym (będącym przyrostem ε_{it} z pierwotnego modelu). W metodzie Arellano i Bonda rolę instrumentów spełniają wartości (poziomy) zmiennej objaśnianej sprzed co najmniej 2 okresów. Odpowiednie instrumenty zostają także wprowadzone dla pozostałych zmiennych objaśniających, w zależności od tego czy mają one charakter zmiennych ściśle egzogenicznych, słabo egzogenicznych, czy też endogenicznych. Niektórzy autorzy (por. [Ciołek, 2004]) sugerują zastosowanie bardziej rozbudowanego, tzw. systemowego estymatora uogólnionej metody momentów (por. [Blundell i Bond, 1998]), którego idea polega na wykorzystaniu instrumentów zaproponowanych przez Arellano i Bonda oraz opóźnionych pierwszych przyrostów zmiennej objaśnianej jako instrumentów dodatkowych dla równań w poziomach, proponowanych przez [Arellano i Bover, 1995]. Blundell i Bond rozważają także wykorzystanie dalszych instrumentów proponowanych przez [Ahna i Schmidta,

1995]. Metody te w niniejszej pracy nie zostaną jednak zastosowane z dwóch przyczyn. Po pierwsze, ich zastosowanie wymaga przyjęcia dodatkowych założeń, których spełnienie wydaje się wątpliwe (instrumenty Arellano i Bover wymagają w kontekście omawianego modelu założenia niezależności liniowej $\Delta \ln PKB_{i2}$ oraz α_i dla $i = 1, \dots, N$, co, jak zostanie pokazane w części siódmej, nie jest spełnione, zaś instrumenty Ahna i Schmidta wymagają dodatkowo założenia homoskedastyczności składnika losowego w czasie dla poszczególnych szeregów). Po drugie, przewaga efektywności estymatorów opartych na instrumentach Arellano-Bover i Ahna-Schmidta nad estymatorem Arellano-Bonda ujawnia się (przy założeniu spełnienia wszystkich wymienianych założeń) w szczególności wówczas, gdy $N \rightarrow \infty$, zaś T jest relatywnie małe (Blundell i Bond podają wyniki symulacji dla $T = 4$ i $T = 11$). Wtedy estymator Arellano-Bonda jest szczególnie mało efektywny. Tymczasem w przeprowadzonym badaniu średnia liczba okresów dostępnych dla każdego kraju wynosi blisko 20, co – w przypadku danych panelowych – jest liczbą znaczącą.

Aby możliwe było zastosowanie metody Arellano-Bonda, konieczne jest przyjęcie założeń:

$$E(\alpha_i) = 0, E(\varepsilon_{it}) = 0, E(\varepsilon_{it}\alpha_i) = 0, E(\varepsilon_{it}v_t) = 0 \text{ dla } i = 1, \dots, N \text{ oraz } t = 1, \dots, T, \quad (3.4)$$

$$E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}) \text{ dla } i = 1, \dots, N \text{ oraz } \forall s \neq t. \quad (3.5)$$

Założenie (3.5) dotyczące braku autokorelacji składnika losowego może nie być spełnione i wymaga zweryfikowania, zaś pozostałe założenia wydają się być naturalne. Dopuszczamy jednocześnie występowanie heteroskedastyczności składnika losowego oraz potencjalną endogeniczność zmiennych objaśniających, ostatni z problemów rozwiązując poprzez zastosowanie odpowiednich instrumentów.

Pełna procedura ma charakter iteracyjny, przy czym w kolejnych krokach metody wyznacza się wartość estymatora, w oparciu o nią – wartości reszt dla kolejnych obserwacji, które z kolei wykorzystuje się do konstrukcji macierzy wag w kolejnym kroku i wyznaczenia kolejnej wartości estymatora, powtarzając proces do uzyskania zbieżności. Arellano i Bond sugerują jednak, że lepszych wyników dostarczyć może procedura jednostopniowa, w której przyjmuje się *a priori* określoną postać macierzy wag. W pracy zostaną zatem podane wyniki uzyskane za pomocą metody jednokrokowej, której prawidłowość można w znacznej mierze ocenić na podstawie wyników testu Sargana, do czego wrócimy w części piątej.

Dane wykorzystane w modelu i dobór zmiennych¹³

Zmienną objaśnianą w konstruowanym modelu jest tempo wzrostu realnego PKB *per capita* według parytetu siły nabywczej, liczone jako różnica logarytmów naturalnych.

¹³ Wszystkie zmienne pochodzą z bazy danych Banku Światowego *World Development Indicators*.

Zmienne uwzględnione w modelu w charakterze zmiennych objaśniających można podzielić na 4 grupy. W pierwszej grupie znajduje się początkowy poziom dochodu, a dokładniej – poziom realnego PKB *per capita* według parytetu siły nabywczej z okresu poprzedniego. Jest to podstawowa zmienna wykorzystywana w badaniach nad zbieżnością, gdyż jej zależność z tempem wzrostu gospodarczego pozwala określić stopień konwergencji gospodarek. Drugą grupę stanowią tzw. zmienne kontrolne, których celem jest wyodrębnienie wpływu innych niż początkowy poziom dochodu czynników wzrostu gospodarczego. Trzecią grupę stanowią zmienne wpływające przede wszystkim na szybkość procesu konwergencji. Zmienne te występują w modelu w iloczynie z początkowym poziomem dochodu. Czwartą grupę stanowią zmienne binarne, wyróżniające poszczególne lata (z pominięciem zmiennej dla roku 2003 jako okresu referencyjnego) oraz kraje o zróżnicowanym udziale analfabetów w społeczeństwie. Do modelu zostały też wprowadzone efekty indywidualne dla poszczególnych krajów.

Głównym problemem dotyczącym empirycznego zastosowania modelu opisanego w poprzednim punkcie jest ustalenie dokładnej listy zmiennych zaliczanych do grupy drugiej i trzeciej. Trudności wynikają z tego, że teoria ekonomii oraz badania empiryczne nie pozwalają na jednoznaczne określenie determinant wzrostu gospodarczego i konwergencji.

Dobór zmiennych kontrolnych do modelu został przeprowadzony na podstawie 3 kryteriów: (a) istnienia teoretycznego wpływu danej zmiennej na wzrost, (b) potwierdzenia występowania tego wpływu w prowadzonych wcześniej badaniach empirycznych, (c) dostępności danych.

W efekcie do modelu zostały włączone następujące zmienne objaśniające z grupy drugiej i trzeciej:

- *A* – akumulacja kapitału brutto¹⁴ (w % PKB),
- *WRK* – logarytm naturalny wielkości wydatków konsumpcyjnych państwa na 1 mieszkańca,
- *SHZ* – saldo bilansu handlowego (w % PKB),
- *M3* – podaż szerokiego pieniądza M3 (w % PKB),
- *PZ* – logarytm naturalny wielkości pomocy na 1 mieszkańca,
- *UNA* – logarytm naturalny odsetka osób umiejących czytać i pisać wśród osób powyżej 15 lat,
- *SNP* – logarytm naturalny stosunku liczby osób w wieku nieprodukcyjnym do liczby osób w wieku produkcyjnym,
- *ŚTB* – akumulacja środków trwałych brutto¹⁵ (w % PKB).

Włączanie zlogarytmowanych wartości zmiennych wynika z linearyzacji postaci potęgowej funkcji produkcji. Taką postać funkcji produkcji przyjmuje się w wielu pracach teoretycznych i empirycznych z zakresu wzrostu gospodarczego, zaś argumentem popierającym słuszność tego podejścia są z pewnością zależne od wartości wszystkich zmiennych objaśniających przyrosty krańcowe zmiennej objaśnianej względem poszczególnych ujętych w modelu czynników.

¹⁴ Ang. *gross capital formation*.

¹⁵ Ang. *gross fixed capital formation*.

Przyjęto, że spośród powyższych ośmiu zmiennych pierwsze cztery wpływają bezpośrednio na tempo wzrostu gospodarczego, zaś wpływ pozostałych zmiennych na wzrost odbywa się w sposób pośredni, poprzez ich oddziaływanie na szybkość procesu konwergencji gospodarek.

Do modelu włączono także zmienną określającą logarytm naturalny PKB z okresu wcześniejszego (zmienna $PKB(t-1)$), efekty czasowe dla poszczególnych lat (zmiennie $r_{1977-r2002}$; w modelu (3.3) schematycznie oznaczane jako v_t) oraz efekty indywidualne dla poszczególnych krajów (w modelu (3.3) oznaczane α_i) umożliwiające uwzględnienie zróżnicowanych, lecz stałych w czasie charakterystyk poszczególnych gospodarek. Z grupy czwartej włączono zmienne określające podział krajów pod względem udziału analfabetów w społeczeństwie (zmienna binarna AN_G1 , pominięta w celu uniknięcia współliniowości dokładnej zmiennych objaśniających, przyjmuje wartość 1 dla krajów, dla których udział nieanalfabetów w społeczeństwie znajduje się poniżej pierwszego kwartyla w rozkładzie udziału takich osób w społeczeństwach w całym panelu, zmienna AN_G2 wyróżnia obserwacje, dla których udział nieanalfabetów znajduje się między pierwszym a drugim kwartylem w swoim rozkładzie, AN_G3 wyróżnia obserwacje, dla których udział nieanalfabetów znajduje się między drugim a trzecim kwartylem w swoim rozkładzie, wreszcie AN_G4 wyróżnia obserwacje o udziale nieanalfabetów przekraczającym trzeci kwartył rozkładu). Przyjęto, że zmienne te – będące pewnym przybliżeniem poziomu rozwoju społeczeństwa, a więc poziomu kadr roboczych – wpływają na zmienną objaśnianą poprzez parametr konwergencji, zatem będą – podobnie jak zmienne z grupy trzeciej – stanowić „składowe” tego parametru.

Wyniki estymacji modelu

W części trzeciej wspomniano argumentację Barro i Sala-i-Martina, potwierdzającą stabilność parametru konwergencji w grupie krajów bogatszych i biedniejszych, jednocześnie jednak nadmieniliśmy, że dalszy podział panelu na mniejsze grupy krajów prowadzi do wniosku o zróżnicowaniu tego parametru w zmniejszonych podpróbach. Dodatkowo, podział krajów na podpróby pod względem wartości zmiennych, o których zakładamy, że mają wpływ na wartość samego parametru konwergencji, także prowadzi do uzyskania znacząco różnych wyników w tak uzyskanych subpanelach. W tabelicy 1 podano oszacowania części parametrów (z pominięciem efektów czasowych i indywidualnych oraz wyrazu wolnego) dla opartego na założeniu stałości parametru konwergencji modelu (3.2), w którym

$$\mathbf{x}_{it} = [A_{it}, WRK_{it}, SHZ_{it}, M3_{it}]. \quad (5.1)$$

Kolejne kolumny podają oszacowania parametrów uzyskane za pomocą estymatora Arellano-Bonda w modelu opartym na próbie złożonej z obserwacji, dla których wartość zmiennej SNP była niższa od mediany w jej rozkładzie (A), wartość SNP była wyższa od mediany (B), wartość UNA była niższa od mediany

(C), wartość *UNA* była wyższa od mediany (D), wartość opóźnionego PKB znajdowała się odpowiednio poniżej pierwszego kwartyła w rozkładzie PKB (E), między pierwszym a drugim kwartyłem (F), między trzecim a czwartym kwartyłem (G) lub powyżej czwartego kwartyła (H). Poniżej poszczególnych ocen podano błędy standardowe.

Tablica 1

Częstkowe wyniki estymacji modelu (3.2) z zestawem zmiennych objaśniających (5.1)

	A	B	C	D	E	F	G	H
	SNP-	SNP+	UNA-	UNA+	PKB(1)	PKB(2)	PKB(3)	PKB(4)
PKB (<i>t</i> - 1)	0,84346	0,77296	0,76649	0,83251	0,85265	0,79038	0,76043	0,70340
	0,01222	0,00986	0,01396	0,00935	0,01750	0,01753	0,01525	0,01929
A	0,00321	0,00344	0,00284	0,00366	0,00394	0,00366	0,00470	0,00598
	0,00025	0,00028	0,00032	0,00024	0,00036	0,00038	0,00039	0,00048
WRK	0,03980	0,06094	0,06172	0,04485	-0,00901	0,08509	0,07321	0,17601
	0,00714	0,00633	0,00836	0,00571	0,00866	0,01016	0,00839	0,01449
SHZ	0,00191	0,00146	0,00279	0,00167	0,00208	0,00268	0,00213	0,00649
	0,00022	0,00024	0,00028	0,00020	0,00034	0,00030	0,00032	0,00034
M3	-0,00092	-0,00023	-0,00093	-0,00049	-0,00009	-0,00098	-0,00035	-0,00095
	0,00017	0,00009	0,00023	0,00009	0,00027	0,00016	0,00016	0,00013

Na podstawie danych zawartych w tablicy 1 wyraźnie widać znaczne różnice w ocenach poszczególnych parametrów. W szczególności w przypadku oceny parametru przy opóźnionej wartości logarytmu PKB różnice są na tyle istotne, że nie mogą być wytłumaczone jedynie błędami szacunku i są statystycznie istotne na praktycznie dowolnym poziomie istotności. Na szczególną uwagę zasługuje fakt istotności różnic w ocenie tego parametru przy – odpowiednio – niskich i wysokich wartościach zmiennych *SNP* i *UNA*, co zdaje się potwierdzać słuszność uwzględnienia ich wpływu *stricte* na wartość parametru przy zmiennej $PKB_{i,t-1}$ i, w konsekwencji, na parametr konwergencji.

Ostateczny model przyjmuje więc postać określoną wzorem (3.3) po uwzględnieniu elementu trendu, wymagającego włączenia do modelu autoregresyjnego wyrazu wolnego. Jego estymacja wymaga dokonania drobnych przekształceń polegających na przeniesieniu $\ln PKB_{i,t-1}$ na prawą stronę równania oraz włączeniu składowych θ_{it} do głównego modelu i ich wymnożeniu, co prowadzi do zapisu

$$\ln PKB_{it} = \mu + (\beta_0 + 1)\ln PKB_{i,t-1} + \gamma'x_{it} + \beta'(z_{it} \cdot \ln PKB_{i,t-1}) + \alpha_i + v_t + \varepsilon_{it}, \quad (5.2)$$

gdzie $x_{it} = [A_{it}, WRK_{it}, SHZ_{it}, M3_{it}]$, $z_{it} = [PZ_{it}, UNA_{it}, SNP_{it}, \acute{S}TB_{it}, AN_G2_{it}, AN_G3_{it}, AN_G4_{it}]$.

Wyniki estymacji modelu (5.2) przedstawia tablica 2. W kolumnie A podane są wyniki estymacji przy zastosowaniu estymatora *fixed effects*¹⁶. Kolejna kolumna zawiera oceny parametrów otrzymane za pomocą estymatora Arellano-Bonda. Wartości zapisane małym drukiem oznaczają błędy standardowe szacunku. W kolumnie C podano krytyczne poziomy istotności (wartości *p*) dla wartości z kolumny B.

Tablica 2

Wyniki estymacji modelu (5.2)

	A	B	C	D	E	F
	FE	UMM	<i>p</i>	UMM 0,75	UMM 0,50	UMM 0,25
ln PKB (t - 1)	0,86295	0,83357	0,000	0,85551	0,86619	0,90223
	0,01204	0,01162		0,00802	0,00493	0,00238
Zmienne wpływające bezpośrednio na przyrost PKB						
A	0,00288	0,00295	0,000	0,00217	0,00139	0,00067
	0,00043	0,00040		0,00027	0,00017	0,00008
WRK	0,04923	0,06097	0,000	0,04838	0,03991	0,02755
	0,00545	0,00524		0,00362	0,00227	0,00110
SHZ	0,00183	0,00187	0,000	0,00151	0,00120	0,00078
	0,00020	0,00018		0,00012	0,00008	0,00004
M3	-0,00036	-0,00017	0,057	-0,00020	-0,00018	-0,00011
	0,00010	0,00009		0,00006	0,00004	0,00002
stała	0,86272	0,00180	0,010	0,00075	0,00192	0,00096
	0,06064	0,00070		0,00231	0,00146	0,00071
Zmienne wpływające na parametr konwergencji						
PZ	-1,72E-08	-4,17E-09	0,530	-1,26E-08	-2,02E-08	-1,96E-08
	7,08E-09	6,65E-09		4,57E-09	2,85E-09	1,37E-09
UNA	-0,00877	-0,01237	0,000	-0,00620	0,00162	0,00668
	0,00208	0,00208		0,00143	0,00088	0,00041
SNP	-0,00874	-0,01362	0,000	-0,01111	-0,00959	-0,00665
	0,00204	0,00202		0,00140	0,00088	0,00043
ŚTB	4,25E-05	2,01E-05	0,711	0,0000901	1,41E-04	1,20E-04
	5,87E-05	0,0000543		0,0000373	0,0000234	0,0000114
AN_G2	0,00142	0,00096	0,175	0,00065	-0,00017	-0,00078
	0,00071	0,00071		0,00049	0,00031	0,00015
AN_G3	0,00032	-0,00098	0,324	-0,00079	-0,00114	-0,00115
	0,00101	0,00099		0,00069	0,00043	0,00021
AN_G4	0,00686	0,00983	0,001	0,01051	0,01031	0,00702
	0,00260	0,00296		0,00204	0,00128	0,00063

¹⁶ Wyniki uzyskane za pomocą innych klasycznych estymatorów – *pooled* i *random effect* zostały pominięte z uwagi na dość oczywiste naruszenie założeń, których spełnienie jest konieczne do uzyskania zgodności tych estymatorów. Przy tak dużej liczbie okresów wyniki uzyskane za pomocą estymatora *fixed* mogą zaś przedstawiać pewną wartość.

Istotnym pytaniem jest, czy opieranie modelu na obserwacjach o częstotliwości rocznej nie doprowadzi do sytuacji, w której wyniki zostaną zaburzone przez błędy pomiaru zmiennych, wahania przypadkowe w pojedynczym okresie bądź występowanie cykli koniunkturalnych. W celu rozwiązania pierwszych dwóch problemów zastosowano wyrównywanie wykładnicze szeregu wartości zmiennej objaśnianej. Wyniki dla różnych wartości stałej wygładzania (odpowiednio 0,75, 0,5 i 0,25) zawarte są odpowiednio w kolumnach D, E oraz F. Problem występowania cykli koniunkturalnych został częściowo rozwiązany poprzez włączenie do modelu efektów czasowych v_t , które pozwalają na wykrycie sytuacji, w której w danym okresie następuje spadek tempa wzrostu (lub wręcz spadek) PKB o charakterze ogólnosiwiatowym bądź – analogicznie – poprawa sytuacji gospodarczej o charakterze globalnym. Jednak ta metoda nie rozwiązuje kwestii występowania cykli koniunkturalnych swoistych dla poszczególnych krajów bądź regionów. Ich wyeliminowanie wymagałoby bądź osobnego rozpatrywania szeregów dla każdego z rozpatrywanych krajów z osobna i usuwania w ten sposób ich indywidualnych cykli, bądź przyjęcia restrykcyjnych założeń odnośnie jednakowej długości cykli dla wszystkich państw, przy czym już sama obserwacja poszczególnych szeregów PKB każe takie założenie odrzucić. Jednak nawet w przypadku szeregów z niewyeliminowanymi wahaniami cyklicznymi zastosowany estymator zachowuje zgodność przy założeniu, że faza w cyklu, w której w danym momencie znajduje się kraj, nie zmienia charakteru zależności między zmiennymi objaśniającymi a zmienną objaśnianą.

Szczegółowe wnioski wynikające z uzyskanych oszacowań i ich trafność w kontekście teorii zostaną omówione w kolejnej części pracy. W tym miejscu warto zwrócić uwagę na w znacznym stopniu zbliżone wartości ocen poszczególnych parametrów uzyskane przy zastosowaniu „klasycznego” podejścia *fixed effects* i uzyskanych za pomocą estymatora Arellano i Bonda, za wyjątkiem zmiennych statystycznie nieistotnych na racjonalnych poziomach istotności. Należy zaznaczyć, że oceny wyrazu wolnego w kolumnach A i B nie są porównywalne z podanymi w kolumnach D-F, gdyż zastosowanie wykładniczego wyrównywania szeregów wymusza wyeliminowanie dodatkowego efektu czasowego z uwagi na współliniowość zmiennych, a tym samym efekt ów staje się częścią wyrazu wolnego. W przypadku estymacji w oparciu o wyrównane szeregi, wraz ze zmniejszaniem stałej wygładzania wartość oceny parametru przy zmiennej PKB ($t - 1$) dąży do jedności, a tym samym ocena samego komponentu stałego stopy konwergencji zbliża się do zera. Jest to spowodowane przez sam proces wygładzania i nie stoi w sprzeczności z wynikami podanymi w kolumnie B. Jednak wyniki podane w kolumnach D-F pozwalają wierzyć, że uzyskana ocena parametru przy zmiennej PKB ($t - 1$) na szeregu niewygładzonym, jak też pozostałe oceny parametrów podane w kolumnie B, a zwłaszcza ich istotność, nie są skutkiem jedynie przypadkowego odchylenia w pojedynczych okresach bądź pojedynczych, lecz znaczących błędów pomiarów, zaś faktycznej zależności.

Istotne pytanie dotyczy adekwatności szacowanego modelu i przyjmowanych w nim założeń. Spośród zestawu relatywnie słabych założeń (3.4)-(3.5)

podstawowym wymagającym zweryfikowania jest założenie braku autokorelacji składnika losowego ε_{it} . Na podstawie proponowanego przez Arellano i Bonda testu należy stwierdzić, że założenie to jest spełnione¹⁷. Pozytywny (na dowolnym poziomie istotności) jest także wynik testu nadidentyfikacji Sargana, co pozwala wierzyć w adekwatność postaci funkcyjnej zastosowanego modelu i w jego kompletność.

Interpretacja uzyskanych wyników¹⁸

Ocenę parametru θ_{it} , pokazującego zależność między początkowym poziomem dochodu i tempem wzrostu gospodarczego, oblicza się na podstawie następującego równania:

$$\hat{\theta}_{it} = 0,83357 - 4,17E-09PZ_{it} - 0,01237UNA_{it} - 0,01362SNP_{it} + \\ + 2,01E-05\acute{S}TB_{it} + 0,00096AN_G2_{it} - 0,00098AN_G3_{it} + 0,00983AN_G4_{it} - 1. \quad (6.1)$$

W kategoriach standardowego równania regresji dotyczącego konwergencji, $\hat{\theta}$ jest oceną parametru przy zmiennej objaśniającej reprezentującej początkowy poziom dochodu. Znając parametr θ_{it} , można obliczyć współczynnik β -zbieżności według następującego wzoru:¹⁹

$$\theta = -(1 - e^{-\bar{\beta}}). \quad (6.2)$$

W modelu zakładamy, że parametr konwergencji zmienia się zarówno w czasie, jak i między krajami. Dlatego też na podstawie modelu wyznaczone zostały różne oceny parametru θ_{it} w zależności od kraju i od roku. Dla przeprowadzenia interpretacji wyników obliczone zostały dla każdego kraju średnie oceny parametru θ i na tej podstawie – średnie oceny parametru $\bar{\beta}$.

Wartości średnich ocen współczynników konwergencji θ i $\bar{\beta}$ dla poszczególnych 126 krajów uwzględnionych w modelu są zawarte w aneksie. Tablica 3 zawiera zbiorcze charakterystyki współczynników konwergencji dla różnych grup krajów. Kraje zostały podzielone w dwojaki sposób w zależności od położenia geograficznego i poziomu rozwoju. Podział oparty na drugim kryterium został przeprowadzony na podstawie wysokości PKB *per capita* wg parytetu siły nabywczej w 1998 r. Kraje zostały podzielone na sześć jednakowej wielkości grup oznaczonych numerami od 1 do 6. Numer 1 odpowiada grupie

¹⁷ W tej i następnej części omówimy wyniki wszystkich testów przyjmując poziom istotności 0,05.

¹⁸ Zajmiemy się interpretacją ocen parametrów modelu szacowanego za pomocą estymatora Arellano-Bonda.

¹⁹ Współczynnik informujący o szybkości zbieżności, oznaczany w części drugiej przez β , we wzorze (6.2) został oznaczony symbolem $\bar{\beta}$. Zmiana ta wynika z tego, że β pojawiło się już przy specyfikacji modelu ekonometrycznego w równaniach (3.1)-(3.3).

o najniższym poziomie dochodu, zaś numer 6 grupie o najwyższym poziomie dochodu.

Analiza danych zawartych w tablicy 3 prowadzi do kilku wniosków. Przeprowadzone badanie potwierdza występowanie zjawiska zbieżności warunkowej na świecie. Średnia ocena parametru β informującego o kierunku zależności między początkowym poziomem dochodu i tempem wzrostu gospodarczego jest dla wszystkich państw ujemna i wynosi od $-0,20$ do $-0,22$. Oznacza to, że PKB na 1 mieszkańca wyższe o 1% wiąże się ze spadkiem tempa wzrostu PKB *per capita* o 0,20-0,22 punktu procentowego. Współczynnik β informujący o tempie zbieżności wynosi od 22% do 25%²⁰.

Oszacowana zbieżność warunkowa wskazana przez model jest o wiele szybsza niż wynika z wielu innych badań empirycznych zarówno opartych na danych przekrojowych, jak i badań z wykorzystaniem danych panelowych, ale bez zastosowania dekompozycji współczynnika konwergencji. Uzyskane wysokie oceny współczynnika szybkości zbieżności wynikają z dwóch powodów. Po pierwsze, już samo zastosowanie danych panelowych prowadzi do otrzymania znacznie szybszych szacunków tempa konwergencji (zob. np. wyniki badań [Islama, 1995] oraz [Di Liberto i Symonsa, 2003])²¹. Po drugie, nawet w porównaniu z innymi badaniami wykorzystującymi dane panelowe, nasz model dostarcza o wiele wyższych szacunków szybkości zbieżności, co wynika z przyjętej przez nas metody badań. Jak widać zatem, założenie zmiennego współczynnika konwergencji pozwoliło na dokładniejsze wyodrębnienie silnej w rzeczywistości zależności między początkowym poziomem dochodu i tempem wzrostu gospodarczego. Przyjęcie tego założenia, stanowiącego główną hipotezę badawczą, staje się zatem w pełni uzasadnione.

Warto dodać, że pominięcie zmiennych kontrolnych i oszacowanie modelu na podstawie tej samej próby prowadzi do oszacowania wartości parametru θ na poziomie zbliżonym do najczęściej pojawiających się w literaturze. Właśnie wykorzystanie danych panelowych (a więc możliwość wprowadzenia efektów indywidualnych i czasowych), większa liczba zmiennych kontrolnych, a dodat-

²⁰ Przy interpretacji wyników trzeba jednak pamiętać, iż w badaniu analizowana jest konwergencja warunkowa. Idea konwergencji warunkowej wyłącza wpływ innych niż początkowy poziom dochodu czynników na wzrost gospodarczy. W rzeczywistości zmiany poziomu dochodu zachodzą wraz ze zmianami innych determinant wzrostu gospodarczego, dlatego też zjawisko tak szybkiej konwergencji warunkowej nie jest bezpośrednio widoczne.

²¹ Islam [1995] analizuje konwergencję warunkową przy wykorzystaniu różnych procedur ekonometrycznych (KMNK, *correlated effects*, *fixed effects*). Wprowadzenie danych panelowych z efektami indywidualnymi *fixed effects* spowodowało otrzymanie znacznie wyższych szacunków tempa konwergencji w porównaniu ze zwykłą regresją na podstawie danych przekrojowych: dla grupy 96 krajów współczynnik β -zbieżności wzrósł z 0,5-0,6% do 4,7-5,1%, dla grupy 74 państw – z 0,9-1,0% do 4,6%, dla grupy 22 krajów OECD – z 1,5-1,6% do 9,3-10,7%. [Di Liberto i Symons, 2003] wykorzystują różne procedury ekonometryczne (KMNK, MNW, *fixed effects*, estymator MM Andersona-Hsiao) do analizy zbieżności 22 krajów OECD. Współczynnik β obliczony na podstawie danych panelowych z uwzględnieniem efektów indywidualnych *fixed effects* wyniósł 6,8%, podczas gdy współczynnik oszacowany na podstawie zwykłej regresji typu Barro był równy 2,3%.

kowo dopuszczenie zmiennych wartości parametru konwergencji umożliwiając uchwycenie faktycznego stanu równowagi, do którego zbieżają w danym momencie poszczególne gospodarki. A zatem nie powinien dziwić fakt, że tempo zbieżności do takich właśnie stanów oszacowane jest na znacznie wyższym poziomie niż w przypadku większości badań empirycznych.

Tablica 3

Oceny współczynników konwergencji warunkowej grup krajów

Grupa geograficzna/ dochodowa	Liczba krajów	Współczynnik konwergencji θ			Współczynnik konwergencji $\tilde{\beta}$		
		Średni	Minimalny	Maksymalny	Średni	Minimalny	Maksymalny
Według grup geograficznych							
AFR	37	-0,211	-0,219	-0,198	0,238	0,220	0,248
AM PŁD	23	-0,216	-0,221	-0,206	0,243	0,231	0,250
AM PŁN	2	-0,203	-0,203	-0,202	0,227	0,226	0,227
AUS	3	-0,208	-0,217	-0,203	0,233	0,227	0,244
AZ	22	-0,213	-0,220	-0,205	0,239	0,229	0,248
AZ DW	7	-0,209	-0,214	-0,201	0,234	0,225	0,241
EPW+WNP	10	-0,207	-0,212	-0,203	0,232	0,227	0,238
EZ	14	-0,205	-0,215	-0,202	0,230	0,225	0,242
EŚ	8	-0,203	-0,204	-0,202	0,227	0,225	0,228
Według grup dochodowych							
1	21	-0,210	-0,218	-0,198	0,235	0,220	0,246
2	21	-0,212	-0,218	-0,206	0,238	0,230	0,246
3	21	-0,214	-0,221	-0,203	0,241	0,227	0,250
4	21	-0,214	-0,218	-0,203	0,240	0,227	0,246
5	21	-0,209	-0,217	-0,202	0,234	0,225	0,244
6	21	-0,205	-0,217	-0,201	0,229	0,225	0,245

Grupy krajów: AFR – Afryka, AM PŁD – Ameryka Południowa (z Meksykiem), AM PŁN – Ameryka Północna, AUS – Australia i Oceania, AZ – Azja (bez Dalekiego Wschodu), AZ DW – Azja (Daleki Wschód), EPW+WNP – Europa Południowo-Wschodnia i WNP, EZ – Europa Zachodnia, EŚ – Europa Środkowa.

Wszystkie średnie – nieważone.

Oszacowane średnie tempo konwergencji warunkowej do indywidualnego stanu równowagi jest zbliżone dla wszystkich 126 analizowanych krajów. Różnice między poszczególnymi krajami, jak również między grupami różnych państw są nieznaczne, jednak parametr konwergencji w sposób statystycznie istotny (przy $\alpha = 0,05$) zależy od założonych składowych, zatem różnic nie powinno się pomijać poprzez przyjęcie w modelu wspólnego dla wszystkich krajów współczynnika konwergencji.

Wyznaczone znaki ocen pozostałych parametrów modelu są w większości przypadków zgodne z teorią ekonomii i wynikami innych badań empirycznych. Spośród czynników wpływających bezpośrednio na wzrost gospodarczy,

dotądnie oceny parametrów wystąpiły przy zmiennych A (akumulacja kapitału brutto), WRK (wydatki konsumpcyjne państwa na 1 mieszkańca) i SHZ (saldo bilansu handlowego). Ujemną ocenę parametru strukturalnego otrzymano przy zmiennej określającej wielkość podaży pieniądza $M3$. Wszystkie zmienne, oprócz $M3$, są w rozważanym modelu istotne statystycznie przy dowolnym poziomie istotności, jedynie zmienną $M3$ należy uznać za istotną dopiero przy poziomie istotności powyżej 0,057.

Dodatnia zależność akumulacji kapitału (czyli *de facto* wielkości inwestycji) i wzrostu gospodarczego wydaje się być oczywista. Wszystkie modele wzrostu oraz większość badań empirycznych wskazują bowiem na dodatni wpływ nakładów inwestycyjnych na wzrost gospodarczy. Warto jednak dodać, że wiele badań empirycznych nie określa jednoznacznie kierunku zależności przyczynowo-skutkowej między inwestycjami a wzrostem gospodarczym. Połowa z nich sugeruje, że inwestycje są raczej skutkiem a nie przyczyną długookresowego wzrostu gospodarczego (por. [Próchniak, 2006a]). Dlatego też zmienna ta – podobnie jak pozostałe dalej opisane zmienne objaśniające pozostające w potencjalnie dwustronnej relacji ze zmienną objaśnianą – została potraktowana jako endogeniczna.

Teoria ekonomii nie rozstrzyga jednoznacznie kwestii wpływu wydatków państwa na wzrost gospodarczy. Na przykład w ekonomii keynesowskiej wskazuje się na dodatni wpływ wydatków państwa na tempo wzrostu gospodarczego, według teorii ekonomii klasycznej brak jest takiego wpływu, a z kolei prawo Wagnera mówi, że wyższe wydatki państwa nie są źródłem, lecz skutkiem szybkiego wzrostu gospodarczego. Dodatkowo niektóre badania empiryczne (por. [Próchniak, 2006a]) wskazują, że między wydatkami państwa a wzrostem gospodarczym zachodzi zależność ujemna: wysokie wydatki, przekładając się prawdopodobnie na wysokie podatki i silnie rozbudowany sektor państwowy, hamują wzrost gospodarczy kraju. Wyniki niniejszego badania pokazują jednak, że wydatki państwa stymulują wzrost gospodarczy, co jest zgodne z podejściem popytowym.

Uzyskana w niniejszym modelu dodatnia zależność między saldem bilansu handlowego i wzrostem gospodarczym potwierdza tezę, że handel zagraniczny jest ważnym źródłem wzrostu gospodarczego. Zwiększanie eksportu i ograniczanie importu prowadzi do zwiększenia się popytu globalnego i przez to do ożywienia koniunktury. Uzyskane wyniki są także zgodne z większością badań empirycznych, które potwierdzają, że eksport jest ważnym źródłem wzrostu gospodarczego.

Wpływ wielkości podaży pieniądza na wzrost, podobnie jak wpływ wydatków państwa, pozostaje kwestią nierozwiązaną w teorii ekonomii. Z jednej strony, podejście keynesowskie wskazuje, że wyższa podaż pieniądza prowadzi do obniżenia stóp procentowych, co poprzez wzrost inwestycji i eksportu netto prowadzi do szybszego wzrostu gospodarczego. Z drugiej strony, klasycy wskazują, że wzrost podaży pieniądza prowadzi jedynie do inflacji. To ostatnie podejście jest w dużym stopniu potwierdzone przez nasz model, który pokazuje, że podaż pieniądza ujemnie wpływa na wzrost. Mechanizmem tego oddzia-

ływania jest prawdopodobnie inflacja, która powstaje w wyniku zwiększenia się podaży pieniądza.

Jeśli chodzi o oceny parametrów stojących przy zmiennych wpływających na parametr konwergencji, nie stwierdzono statystycznie istotnego wpływu części z tych zmiennych: PZ , $\acute{S}TB$, AN_G2 i AN_G3 . Dodatnia ocena parametru przy zmiennej określającej wielkość akumulacji brutto środków trwałych oznacza dodatni wpływ tej zmiennej na tempo wzrostu gospodarczego poprzez negatywny wpływ na szybkość procesu konwergencji. Odwrotną zależność między wpływem danej zmiennej na wzrost i na konwergencję widać wyraźnie na podstawie równania (6.1). Dodatnia ocena parametru przy zmiennej $\acute{S}TB$ sprawia, że wzrost inwestycji prowadzi do wzrostu wartości współczynnika zbieżności θ . Współczynnik ten staje się coraz bliższy zera, co oznacza słabszą zbieżność. A zatem, większa akumulacja brutto środków trwałych, zmniejszając ujemny wpływ początkowego poziomu dochodu na wzrost, przyspiesza wzrost gospodarczy.

Zgodny z oczekiwaniami jest także znak oceny parametru stojącego przy zmiennej SNP . Wzrost wartości tej zmiennej, który oznacza względne zwiększenie się liczby osób w wieku nieprodukcyjnym, powinien hamować wzrost gospodarczy. Względny spadek liczby osób w wieku produkcyjnym przekłada się na spadek wielkości siły roboczej w gospodarce, czyli na zmniejszenie się zasobu jednego z podstawowych czynników produkcji, co osłabia wzrost. Powyższa zależność jest potwierdzona przez model. Zwiększenie się względnej liczby osób w wieku nieprodukcyjnym ujemnie wpływa na wzrost gospodarczy oraz dodatnio na szybkość procesu konwergencji.

Ocena parametru stojącego przy zmiennej reprezentującej odsetek osób umiejących czytać i pisać jest ujemna. Wskazywałoby to na fakt, że wzrost kapitału ludzkiego mierzonego poziomem wykształcenia społeczeństwa ujemnie wpływa na koniunkturę w kraju. Należy oczekiwać, że taka zależność ma jedynie charakter pozorny. Poziom wykształcenia jest w dużym stopniu związany z rozwojem gospodarczym kraju. Kraje o wysokim zasobie kapitału ludzkiego to przede wszystkim kraje wysoko rozwinięte, które rozwijają się wolniej zgodnie z hipotezą konwergencji. Zmienna ta okazała się w wystarczający sposób określać wpływ kapitału ludzkiego, mierzonego odsetkiem analfabetów, na tempo rozwoju i wprowadzanie dodatkowego zróżnicowania wartości współczynnika konwergencji w grupach krajów o zbliżonym odsetku analfabetów okazało się zbędne. Spośród zmiennych AN_G statystycznie istotna jest jedynie AN_G4 , co wskazuje na istotne różnice w średnim tempie wzrostu między krajami o największym odsetku analfabetów (grupa odniesienia, dla której nie wprowadzono zmiennej AN_G w celu uniknięcia współliniowości zmiennych) i w krajach, gdzie odsetek ten jest najmniejszy.

Wyniki badań wskazują, że wielkość otrzymanej pomocy zagranicznej wykazuje ujemny wpływ na wzrost gospodarczy i dodatni wpływ na szybkość procesu konwergencji. Rzeczywisty wpływ pomocy na wzrost trudno jest jednak ustalić, gdyż nie stwierdzono statystycznej istotności tej zmiennej przy $\alpha = 0,05$, a teoria nie rozstrzyga jednoznacznie tej kwestii. Z jednej strony pomoc wiąże się ze

znacznym napływem pieniądza, co zwiększa wydatki i stymuluje wzrost. Z drugiej strony kraje otrzymujące pomoc, to przede wszystkim kraje biedne, które nawet przy silnym wsparciu finansowym mogą mieć trudności w rozwijaniu się. Do ostatecznej interpretacji należy podchodzić z pewnym dystansem, choć wydaje się, że model potwierdza prawidłowość drugiego z wymienionych podejść.

Tablica 4

Oceny efektów czasowych

Rok	Ocena parametru	Wartość p	Rok	Ocena parametru	Wartość p
1977	-0,00845	0,198	1990	-0,01518	0,115
1978	-0,00786	0,228	1991	-0,01173	0,242
1979	-0,00807	0,212	1992	-0,00979	0,352
1980	-0,00915	0,158	1993	-0,01439	0,190
1981	-0,02009	0,002	1994	-0,01250	0,277
1982	-0,02910	0,000	1995	0,00669	0,578
1983	-0,03112	0,000	1996	0,00128	0,918
1984	-0,01640	0,023	1997	0,01299	0,323
1985	-0,01586	0,036	1998	0,00522	0,703
1986	-0,01776	0,025	1999	0,00749	0,600
1987	-0,00404	0,626	2000	0,01607	0,280
1988	0,00360	0,681	2001	0,00380	0,807
1989	0,00090	0,921	2002	0,00292	0,857

Warto zwrócić uwagę na uzyskane oceny efektów czasowych, które można interpretować w kontekście ogólnoswiatowej sytuacji gospodarczej. Tablica 4 zawiera wartości ocen efektów czasowych dla modelu szacowanego na niewygładzonym szeregu szacowanym za pomocą estymatora uogólnionej metody momentów. Dane zawarte w tablicy 4 wskazują, że lata 1977-1987 oraz 1990-1994 to okresy relatywnie wolniejszego wzrostu światowego, co w dużym stopniu jest zgodne z rzeczywistością. Obserwując wahania światowej wielkości produkcji daje się zauważyć, że na początku lat osiemdziesiątych i dziewięćdziesiątych nastąpiło pewne osłabienie wzrostu gospodarczego. Drugi z okresów ma niewątpliwie związek z upadkiem bloku wschodniego i wystąpieniem kryzysów gospodarczych we wszystkich krajach postsocjalistycznych, co odbiło się także na wahaniami koniunktury w innych krajach. Model potwierdza również wystąpienie zaobserwowanego spowolnienia wzrostu światowego na początku lat 2000. Jak widać z tablicy 4, oceny parametrów efektów czasowych spadają od 2000 r. sygnalizując pogorszenie się koniunktury na świecie.

Efekty indywidualne

W założeniu efekty indywidualne dla poszczególnych krajów mają charakter zmiennych losowych o nieobserwowanych bezpośrednio wartościach.

Można jednak podjąć próbę ich oszacowania na podstawie wyników modelu. Estymatorem efektu α_i dla i -tego kraju uwzględnionego w badaniu jest średnia wartość reszt uzyskanych z modelu regresji (5.1) dla tego kraju:

$$\hat{\alpha}_i = \frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} \ln PKB_{it} - (\ln \hat{PKB}_{it}), i = 1, \dots, N, \quad (7.1)$$

gdzie T_i oznacza liczbę dostępnych obserwacji o danym kraju.

Wartości efektów indywidualnych w poszczególnych 126 krajach uwzględnionych w modelu są zawarte w aneksie. Tablica 5 zawiera zbiorcze dane dotyczące efektów indywidualnych dla takich samych grup krajów jak w tablicy 3.

Tablica 5

Efekty indywidualne dla grup krajów

Grupa geograficzna/ dochodowa	Liczba krajów	Efekt indywidualny		
		Średni	Minimalny	Maksymalny
Według grup geograficznych				
AFR	37	-0,12	-0,30	0,17
AM PŁD	23	0,08	-0,04	0,20
AM PŁN	2	0,14	0,11	0,17
AUS	3	0,09	0,06	0,11
AZ	22	0,00	-0,28	0,17
AZ DW	7	0,06	-0,11	0,23
EPW+WNP	10	-0,05	-0,28	0,07
EZ	14	0,12	0,08	0,22
EŚ	8	0,03	-0,02	0,08
Według grup dochodowych				
1	21	-0,21	-0,30	-0,08
2	21	-0,08	-0,21	0,04
3	21	0,01	-0,11	0,14
4	21	0,06	-0,02	0,15
5	21	0,09	-0,02	0,20
6	21	0,12	0,07	0,23

Przypisy jak w tablicy 3.

Analiza danych zawartych w tablicy 5 prowadzi do bardzo ciekawego wniosku dotyczącego rozkładu efektów indywidualnych między poszczególnymi krajami. Okazuje się, że wielkość efektów indywidualnych jest wysoce zależna od poziomu rozwoju danego kraju. Przedstawia to wyraźnie dolna część tablicy 5. W grupie 1, skupiającej kraje o najniższym poziomie dochodu, przeciętna wartość efektu indywidualnego wynosiła -0,21. Co więcej, we wszystkich krajach należących do tej grupy efekt indywidualny był ujemny. W kolejnych grupach

wartości efektów indywidualnych są wyższe. W grupie 2 średni efekt indywidualny wynosi $-0,08$, w grupie 3: $0,01$, w grupie 4: $0,06$, w grupie 5: $0,09$. W grupie 6, skupiającej kraje o najwyższym poziomie dochodu, średnia wartość efektu indywidualnego wyniosła $0,12$. Co więcej, we wszystkich państwach należących do tej grupy efekt indywidualny był dodatni.

Wysoka zależność efektów indywidualnych od poziomu dochodu przekłada się na zależność efektów indywidualnych od położenia geograficznego danego państwa. Najniższe średnie wartości efektów występują w krajach Afryki (średnia $-0,12$), Europy Południowo-Wschodniej i WNP ($-0,05$) oraz Azji ($0,00$), a więc w krajach o relatywnie niskim poziomie rozwoju. Najwyższe średnie wartości zanotowały kraje Ameryki Północnej (średnia $0,14$), Europy Zachodniej ($0,12$) i Australii ($0,09$), a więc kraje bogatsze. Trzeba jednak pamiętać, że uzależnienie efektów indywidualnych od położenia geograficznego danego państwa jest raczej podziałem wtórnym, wynikającym ze znacznych różnic w poziomach dochodu między kontynentami.

Efekty indywidualne określają wpływ innych niż uwzględnione w modelu czynników oddziałujących na tempo wzrostu gospodarczego. Wartości średnich efektów indywidualnych pokazują hipotetyczne różnicowanie tempa wzrostu gospodarczego poszczególnych państw przy założeniu, że wszystkie z nich będą charakteryzowały się takimi samymi wartościami zmiennych objaśniających. W powyższym świetle, występująca zależność efektów indywidualnych od poziomu dochodu jest uzasadniona, choć naturalnie obserwowane tempo konwergencji jest wyższe w przypadku krajów na niższym poziomie rozwoju, w związku z niższą wartością początkowego poziomu PKB.

Zróznicowanie wartości ocen efektów indywidualnych potwierdza tezę o zróżnicowanym tempie wzrostu, które może być uzasadnione czynnikami nie tylko typowo ekonomicznymi. Lista uwzględnionych zmiennych objaśniających nie jest oczywiście kompletna, choć zawiera podstawowe czynniki o takim charakterze. Trudno jednak określić za pomocą jednego agregatu np. poziom bogactwa naturalnego w poszczególnych krajach, dlatego też pewną informację o nim będą niosły właśnie efekty indywidualne. Można też przypuszczać, że nie ujęte w modelu „składowe” efekty indywidualnych to w dużej mierze także uwarunkowania socjologiczne różnicujące poszczególne regiony pod względem mentalności zamieszkujących je ludzi, efektywność ich pracy, czy też niekwantyfikowalna umiejętność dbania o rozwój własnej gospodarki. W szczególności w tym kontekście łatwiejsze do zinterpretowania stają się np. niskie wartości efektów indywidualnych krajów afrykańskich czy też środkowoeuropejskich.

Wnioski

1. Artykuł przedstawia model konwergencji 126 krajów świata w latach 1975-2003. Zbieżność analizowana jest w kategoriach zbieżności warunkowej typu β , która występuje, gdy kraje słabiej rozwinięte wykazują szybsze tempo wzrostu niż kraje wyżej rozwinięte pod warunkiem, że wszystkie z nich

dążą do tego samego stanu równowagi długookresowej. Model został skonstruowany w oparciu o dane panelowe i oszacowany za pomocą klasycznego estymatora *fixed effects*, jak również estymatora uogólnionej metody momentów Arellano-Bonda.

2. Innowacyjność podejścia do analizy polega na oryginalnym sformułowaniu hipotezy badawczej. Głosi ona, że parametr konwergencji, czyli współczynnik informujący o zależności tempa wzrostu gospodarczego i początkowego poziomu dochodu, nie jest stały, jak zakłada się w większości badań empirycznych.
3. Wyniki analizy potwierdzają występowanie konwergencji warunkowej typu β w analizowanej grupie. Początkowy poziom dochodu ujemnie wpływa na wzrost gospodarczy. Co więcej, oszacowana na podstawie modelu zbieżność jest o wiele szybsza niż wynika z innych badań empirycznych. Przy PKB na 1 mieszkańca wyższym o 1%, tempo wzrostu PKB *per capita* jest średnio o 0,20-0,22 punktu procentowego niższe. Współczynnik β informujący o tempie zbieżności wynosi od 22% do 25% (w zależności od kraju), podczas gdy z innych badań opartych na danych przekrojowych, a także na danych panelowych bez zastosowania dekompozycji współczynnika konwergencji wynika, że jest on znacznie niższy. Trzeba jednak podkreślić, że uzyskane wyniki nie stoją w sprzeczności z wynikami innych autorów, zaś znaczna różnica uzyskanych wartości związana jest z niemożliwością bezpośredniego porównania oszacowań w różnych, jako że opartych na różnych założeniach, modelach.
4. Model zakłada, że na tempo wzrostu gospodarczego, oprócz początkowego poziomu dochodu, wpływają: akumulacja kapitału brutto, wydatki konsumpcyjne państwa, saldo bilansu handlowego, podaż pieniądza. Natomiast wielkość pomocy, odsetek osób umiejących czytać i pisać, względna liczba osób w wieku nieprodukcyjnym, akumulacja środków trwałych brutto oraz alfabetyzacja społeczeństwa to zmienne wpływające bezpośrednio na parametr konwergencji. Ponadto model uwzględnia efekty indywidualne i czasowe. Oszacowane wartości poszczególnych parametrów są w większości przypadków zgodne z teorią ekonomii i wynikami innych badań empirycznych, co potwierdza prawidłowość naszego modelu w wyjaśnianiu zjawiska konwergencji.

Bibliografia

- Aghion P., Howitt P., [1992], *A Model of Growth through Creative Destruction*, „Econometrica”, 60, s. 323-351.
- Ahn S.C., Schmidt P., [1995], *Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data*, „Journal of Econometrics”, 68, s. 5-27.
- Andrés J., Doménech R., Molinas C., [1996], *Macroeconomic Performance and Convergence in OECD Countries*, „European Economic Review”, 40, s. 1683-1704.
- Arellano M., Bond S., [1991], *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations*, „The Review of Economic Studies”, 58:2, s. 277-297.
- Arellano M., Bover O., [1995], *Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error-Components Model*, „Journal of Econometrics”, 68, s. 29-51.

- Balisacan A.M., Fuwa N., [2003], *Growth, Inequality and Politics Revisited: A Developing-Country Case*, „Economics Letters”, 79, s. 53-58.
- Barro R., Sala-i-Martin X., [2003], *Economic Growth*, The MIT Press, Cambridge – London.
- Baumol W.J., [1986], *Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show*, „American Economic Review”, 76, s. 1072-1085.
- Bliss C., [1999], *Galton's Fallacy and Economic Convergence*, „Oxford Economic Papers”, 51, s. 4-14.
- Blundell R., Bond S., [1998], *Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models*, „Journal of Econometrics”, 87, s. 115-143.
- Boyle G.E., McCarthy T.G., [1997], *A Simple Measure of Beta-Convergence*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics”, 59, s. 257-264.
- Cárdenas M., Pontón A., [1995], *Growth and Convergence in Colombia: 1950-1990*, „Journal of Development Economics”, 47, s. 5-37.
- Carrington A., [2003], *A Divided Europe? Regional Convergence and Neighbourhood Spillover Effects*, „Kyklos”, 56, s. 381-394.
- Cass D., [1965], *Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation*, „Review of Economic Studies”, 32, s. 233-240.
- Ciołek D., [2004], *Szacowanie regresji wzrostu i konwergencji dla danych panelowych*, [w:] *Metody Ilościowe w Naukach Ekonomicznych*, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa, s. 11-32.
- De La Fuente A., [1997], *The Empirics of Growth and Convergence: A Selective Review*, „Journal of Economic Dynamics and Control”, 21, s. 23-73.
- De La Fuente A., [2003], *Convergence Equations and Income Dynamics: The Sources of OECD Convergence, 1970-1995*, „Economica”, 70, s. 655-671.
- De Long J.B., [1988], *Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment*, „American Economic Review”, 78, s. 1138-1154.
- Di Liberto A., Symons J., [2003], *Some Econometric Issues in Convergence Regressions*, „The Manchester School”, 71, s. 293-307.
- Diamond P.A., [1965], *National Debt in a Neoclassical Growth Model*, „American Economic Review”, 55, s. 1126-1150.
- Engelbrecht H.J., Kelsen B., [1999], *Economic Growth and Convergence Amongst the APEC Economies 1965-1990*, „Asian Economic Journal”, 13, s. 1-17.
- Freeman D.G., Yerger D.B., [2001], *Interpreting Cross-Section and Time-Series Tests of Convergence: The Case of Labor Productivity in Manufacturing*, „Journal of Economics and Business”, 53, s. 593-607.
- Friedman M., [1992], *Do Old Fallacies Ever Die?*, „Journal of Economic Literature”, 30, s. 2129-2132.
- Gawlikowska-Hueckel K., [2002], *Konwergencja regionalna w Unii Europejskiej*, „Gospodarka Narodowa”, nr 10, s. 91-113.
- Grossman G.M., Helpman E., [1991], *Quality Ladders in the Theory of Growth*, „Review of Economic Studies”, 58, s. 43-61.
- Growiec J., [2005], *Dynamika konwergencji Polski z Unią Europejską*, „Gospodarka Narodowa”, nr 5-6, s. 101-118.
- Heijdra B.J., Ploeg van der F., [2002], *The Foundations of Modern Macroeconomics*, Oxford University Press, New York.
- Islam N., [1995], *Growth Empirics: A Panel Data Approach*, „Quarterly Journal of Economics”, 110, s. 1127-1170.
- Islam N., [2003], *What Have We Learnt from the Convergence Debate?*, „Journal of Economic Surveys”, 17, s. 309-362.
- Koopmans T., [1965], *On the Concept of Optimal Economic Growth*, [w:] *The Econometric Approach to Development Planning*, North Holland, Amsterdam.
- Kwiatkowski E., Rogut A., Tokarski T., [2001], *Niektóre konsekwencje makroekonomiczne wejścia do Unii Europejskiej. Analiza porównawcza*, „Ekonomista”, nr 1, s. 59-85.

- Kwiatkowski E., Roszkowska S., Tokarski T., [2004], *Granice wzrostu bez zatrudnieniowego w Europie i krajach WNP*, „*Ekonomista*”, nr 1, s. 39-68.
- Liberda B., Rogut A., Tokarski T., [2002], *Wzrost gospodarczy, oszczędności i inwestycje w krajach OECD i w krajach Europy Środkowej i Wschodniej*, „*Ekonomista*”, nr 3, s. 397-412.
- Liberda B., Tokarski T., [1999], *Determinanty oszczędności i wzrostu gospodarczego w Polsce w odniesieniu do krajów OECD*, „*Ekonomista*”, nr 3, s. 249-268.
- Liberda B., Tokarski T., [2004], *Kapitał ludzki a wzrost gospodarczy w krajach OECD*, „*Gospodarka Narodowa*”, nr 3, s. 16-26.
- Lindley D.V., [1957], *A Statistical Paradox*, „*Biometrika*”, 44, s. 187-192.
- Listkiewicz S., [2005], *Próba estymacji wpływu funduszy strukturalnych na wzrost gospodarczy w Polsce*, „*Gospodarka Narodowa*”, nr 1-2, s. 123-136.
- Lucas R.E., [1988], *On the Mechanics of Economic Development*, „*Journal of Monetary Economics*”, 22, s. 3-42.
- Maddala G.S., [2001], *Introduction to Econometrics, 3rd edition*, John Wiley & Sons, Chichester.
- Malaga K., [2004], *Konwergencja gospodarcza w krajach OECD w świetle zagregowanych modeli wzrostu*, „*Prace Habilitacyjne Akademii Ekonomicznej w Poznaniu*”, tom 10, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu, Poznań.
- Mankiw N.G., [1995], *The Growth of Nations*, „*Brookings Papers on Economic Activity*”, 1, s. 275-326.
- Mankiw N.G., Romer D., Weil D.N., [1992], *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, „*Quarterly Journal of Economics*”, 107, s. 407-437.
- Matkowski Z., Próchniak M., [2005], *Zbieżność rozwoju gospodarczego w krajach Europy Środkowo-Wschodniej w stosunku do Unii Europejskiej*, „*Ekonomista*”, nr 3, s. 293-320.
- Matkowski Z., Próchniak M., [2006], *Economic Convergence between CEE-8 and the EU*, „*Eastern European Economics*” (w druku).
- Maurseth P.B., [2001], *Convergence, Geography and Technology*, „*Structural Change and Economic Dynamics*”, 12, s. 247-276.
- Mundlak Y., [1963], *Estimation of Production and Behavioral Functions From a Combination of Time Series and Cross Section Data*, [w:] *Measurement in Economics*, Stanford University Press, Stanford.
- Murthy-Vasudeva N.R., Chien I.S., [1997], *The Empirics of Economic Growth for OECD Countries: Some New Findings*, „*Economics Letters*”, 55, s. 425-429.
- Murthy-Vasudeva N.R., Upkolo V., [1999], *A Test of the Conditional Convergence Hypothesis: Econometric Evidence from African Countries*, „*Economics Letters*”, 65, s. 249-253.
- Nonneman W., Vanhoudt P., [1996], *A Further Augmentation of the Solow Model and the Empirics of Economic Growth for OECD Countries*, „*Quarterly Journal of Economics*”, 111, s. 943-953.
- Próchniak M., [2004], *Analiza zbieżności wzrostu gospodarczego województw w latach 1995-2000*, „*Gospodarka Narodowa*”, nr 3, s. 27-44.
- Próchniak M., [2006a], *Czynniki wzrostu gospodarczego – wnioski z badań empirycznych*, „*Ekonomista*”, nr 3, s. 305-345.
- Próchniak M., [2006b], *Realna konwergencja typu beta (β) i sigma (σ) w świetle badań empirycznych*, „*Zeszyty Naukowe KGŚ SGH*” (w druku).
- Quah D.T., [1993], *Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis*, „*Scandinavian Journal of Economics*”, 95, s. 427-443.
- Quah D.T., [1996], *Regional Convergence Clusters Across Europe*, „*European Economic Review*”, 40, s. 951-958.
- Ramsey F., [1928], *A Mathematical Theory of Saving*, „*Economic Journal*”, 38, s. 543-559.
- Rebelo S., [1991], *Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth*, „*Journal of Political Economy*”, 99, s. 500-521.
- Rokicki B., [2004], *Różnice w poziomie rozwoju regionalnego w Hiszpanii w okresie przed i po akcesji do Unii Europejskiej*, „*Ekonomista*”, nr 5, s. 715-725.
- Romer P.M., [1986], *Increasing Returns and Long-Run Growth*, „*Journal of Political Economy*”, 94, s. 1002-1037.

- Romer P.M., [1990], *Endogenous Technological Change*, „Journal of Political Economy”, 98, s. 71-102.
- Romer D., [2000], *Makroekonomia dla zaawansowanych*, PWN, Warszawa.
- Silvestriadou K., Balasubramanyam V.N., [2000], *Trade Policy, Foreign Direct Investment, and Convergence*, „Review of Development Economics”, 4, s. 279-291.
- Siwiński W., [2005], *Międzynarodowe zróżnicowanie rozwoju gospodarczego: fakty i teoria*, „Ekonomista”, nr 6, s. 723-747.
- Solow R.M., [1956], *A Contribution to the Theory of Economic Growth*, „Quarterly Journal of Economics”, 70, s. 65-94.
- Swan T., [1956], *Economic Growth and Capital Accumulation*, „Economic Record”, tom 32, s. 334-361.
- Tokarski T., [1997], *Czynniki wzrostu gospodarczego*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 3, s. 1-20.
- Uzawa H., [1964], *Optimal Growth in a Two-Sector Model of Capital Accumulation*, „Review of Economic Studies”, 31, s. 1-24.
- Uzawa H., [1965], *Optimal Technical Change in an Aggregative Model of Economic Growth*, „International Economic Review”, 6, s. 18-31.
- Verbeek M., [2000], *A Guide to Modern Econometrics*, John Wiley & Sons, Chichester.
- Wojtyna A., [1995], *Polityka ekonomiczna a wzrost gospodarczy*, „Gospodarka Narodowa”, nr 6, s. 1-10.
- Zienkowski L., [2003], *Zróżnicowania regionalne: małe czy duże, rosną czy maleją?*, „Ekonomista”, nr 4, s. 501-509.

**ANEKS: Oceny współczynników konwergencji warunkowej i efekty indywidualne
dla poszczególnych krajów**

Kraj	Grupa geograficzna	Grupa dochodowa	θ	$\tilde{\beta}$	Efekt indywidualny
Algieria	AFR	4	-0,211	0,237	0,00
Arabia Saudyjska	AZ	5	-0,214	0,241	0,11
Argentyna	AM PŁD	5	-0,217	0,244	0,20
Armenia	EPW+WNP	2	-0,209	0,235	-0,09
Australia	AUS	6	-0,203	0,227	0,11
Austria	EZ	6	-0,203	0,227	0,11
Bahrajn	AZ	5	-0,211	0,237	0,11
Bangladesz	AZ	2	-0,207	0,232	-0,08
Barbados	AM PŁD	5	-0,206	0,231	0,10
Belize	AM PŁD	3	-0,221	0,250	0,06
Benin	AFR	1	-0,208	0,233	-0,22
Białoruś	EPW+WNP	3	-0,203	0,227	-0,08
Boliwia	AM PŁD	2	-0,216	0,244	-0,03
Botswana	AFR	4	-0,216	0,243	0,02
Brazylia	AM PŁD	4	-0,214	0,241	0,10
Bułgaria	EPW+WNP	4	-0,209	0,234	0,07
Burkina Faso	AFR	1	-0,200	0,223	-0,25
Burundi	AFR	1	-0,209	0,235	-0,16
Chile	AM PŁD	5	-0,216	0,243	0,12
Chiny	AZ DW	3	-0,210	0,236	-0,11
Chorwacja	EPW+WNP	5	-0,208	0,234	0,04
Cypr	EZ	5	-0,215	0,242	0,16
Czad	AFR	1	-0,208	0,233	-0,17
Czechy	EŚ	5	-0,202	0,226	0,04
Dania	EZ	6	-0,203	0,227	0,11
Dominikana	AM PŁD	4	-0,215	0,242	0,10
Egipt	AFR	3	-0,209	0,234	-0,08
Ekwador	AM PŁD	3	-0,218	0,246	0,03
Estonia	EŚ	5	-0,204	0,228	-0,02
Etiopia	AFR	1	-0,207	0,232	-0,23
Fidzi	AUS	4	-0,217	0,244	0,06
Filipiny	AZ	3	-0,220	0,248	0,10
Finlandia	EZ	6	-0,202	0,226	0,08
Francja	EZ	6	-0,204	0,228	0,11
Ghana	AFR	2	-0,214	0,241	0,01
Gwatemala	AM PŁD	3	-0,215	0,242	0,08

Kraj	Grupa geograficzna	Grupa dochodowa	θ	$\tilde{\beta}$	Efekt indywidualny
Haiti	AM PŁD	2	-0,210	0,236	-0,04
Holandia	EZ	6	-0,202	0,226	0,09
Honduras	AM PŁD	2	-0,216	0,243	-0,03
Hongkong	AZ DW	6	-0,201	0,225	0,12
Indie	AZ	2	-0,209	0,234	-0,08
Indonezja	AZ DW	2	-0,214	0,240	-0,02
Iran	AZ	4	-0,214	0,240	0,04
Irlandia	EZ	6	-0,206	0,231	0,10
Islandia	EZ	6	-0,204	0,229	0,12
Izrael	AZ	6	-0,217	0,245	0,17
Jamajka	AM PŁD	3	-0,216	0,244	-0,04
Japonia	AZ DW	6	-0,201	0,225	0,07
Jemen	AZ	1	-0,212	0,238	-0,28
Jordania	AZ	3	-0,219	0,247	0,00
Kambodża	AZ	2	-0,216	0,243	0,04
Kamerun	AFR	2	-0,214	0,240	-0,05
Kanada	AM PŁN	6	-0,202	0,226	0,11
Kazachstan	EPW+WNP	3	-0,205	0,229	-0,02
Kenia	AFR	1	-0,218	0,246	-0,15
Kolumbia	AM PŁD	4	-0,217	0,245	0,13
Komory	AFR	2	-0,215	0,242	-0,10
Kongo	AFR	1	-0,216	0,243	-0,30
Kostaryka	AM PŁD	4	-0,218	0,246	0,12
Kuwejt	AZ	5	-0,211	0,237	0,10
Laos	AZ	2	-0,214	0,241	-0,05
Lesotho	AFR	2	-0,216	0,243	-0,20
Litwa	EŚ	5	-0,204	0,228	-0,01
Łotwa	EŚ	4	-0,204	0,228	-0,02
Makau	AZ DW	6	-0,212	0,238	0,23
Malawi	AFR	1	-0,214	0,241	-0,26
Malezja	AZ DW	4	-0,214	0,241	0,07
Mali	AFR	1	-0,201	0,224	-0,28
Malta	EZ	5	-0,212	0,239	0,14
Maroko	AFR	3	-0,207	0,232	-0,07
Mauretania	AFR	2	-0,209	0,235	-0,18
Mauritius	AFR	5	-0,211	0,237	0,09
Meksyk	AM PŁD	4	-0,218	0,246	0,15
Mołdawia	EPW+WNP	1	-0,206	0,231	-0,28

Kraj	Grupa geograficzna	Grupa dochodowa	θ	$\tilde{\beta}$	Efekt indywidualny
Mongolia	AZ	2	-0,211	0,236	-0,21
Mozambik	AFR	1	-0,208	0,233	-0,23
Namibia	AFR	4	-0,217	0,245	0,06
Nepal	AZ	1	-0,205	0,229	-0,16
Niemcy	EZ	6	-0,202	0,226	0,10
Niger	AFR	1	-0,198	0,220	-0,27
Nigeria	AFR	1	-0,212	0,238	-0,23
Nikaragua	AM PŁD	3	-0,216	0,243	0,01
Norwegia	EZ	6	-0,204	0,228	0,12
Nowa Zelandia	AUS	5	-0,204	0,228	0,09
Oman	AZ	5	-0,208	0,233	0,10
Pakistan	AZ	2	-0,207	0,231	-0,13
Panama	AM PŁD	4	-0,217	0,245	0,06
Paragwaj	AM PŁD	3	-0,220	0,249	0,14
Peru	AM PŁD	3	-0,217	0,244	0,08
Polska	EŚ	5	-0,203	0,227	0,03
Republika Południowej Afryki	AFR	5	-0,215	0,242	0,17
Republika Środkowej Afryki	AFR	1	-0,207	0,232	-0,14
Republika Zielonego Przylądka	AFR	3	-0,216	0,243	0,03
Rosja	EPW+WNP	4	-0,203	0,227	-0,01
Ruanda	AFR	1	-0,214	0,241	-0,09
Rumunia	EPW+WNP	4	-0,212	0,238	0,07
Salwador	AM PŁD	3	-0,215	0,242	0,06
Senegal	AFR	2	-0,206	0,230	-0,15
Singapur	AZ DW	6	-0,210	0,235	0,09
Słowacja	EŚ	5	-0,203	0,227	0,04
Słowenia	EŚ	5	-0,202	0,225	0,06
Sri Lanka	AZ	3	-0,215	0,242	0,00
Suazi	AFR	3	-0,216	0,243	0,00
Sudan	AFR	2	-0,210	0,236	-0,10
Syria	AZ	3	-0,216	0,243	-0,01
Szwajcaria	EZ	6	-0,202	0,225	0,14
Szwecja	EZ	6	-0,204	0,229	0,09
Tadżykistan	EPW+WNP	1	-0,211	0,237	-0,15
Tajlandia	AZ	4	-0,216	0,243	0,05

Kraj	Grupa geograficzna	Grupa dochodowa	θ	$\tilde{\beta}$	Efekt indywidualny
Tanzania	AFR	1	-0,217	0,244	-0,29
Togo	AFR	2	-0,212	0,238	-0,09
Trynidad i Tobago	AM PŁD	4	-0,216	0,244	0,10
Tunezja	AFR	4	-0,210	0,236	0,00
Turcja	AZ	4	-0,213	0,240	0,06
Uganda	AFR	1	-0,216	0,244	-0,08
Ukraina	EPW+WNP	3	-0,203	0,227	-0,09
Urugwaj	AM PŁD	5	-0,217	0,244	0,14
USA	AM PŁN	6	-0,203	0,227	0,17
Wenezuela	AM PŁD	4	-0,217	0,245	0,08
Węgry	EŚ	5	-0,203	0,227	0,08
Wietnam	AZ	2	-0,218	0,246	0,00
Włochy	EZ	6	-0,210	0,236	0,22
Wybrzeże Kości Słoniowej	AFR	2	-0,209	0,235	-0,12
Zambia	AFR	1	-0,217	0,244	-0,20
Zimbabwe	AFR	3	-0,219	0,248	0,03
Zjednoczone Emiraty Arabskie	AZ	6	-0,205	0,229	0,11

Grupy krajów jak w tabelicy 3.

REAL CONVERGENCE MODELS IN THE WORLD

Summary

The article discusses conditional β -convergence in 126 countries around the world in 1975-2003. The authors offer a theoretical model to explain the essence of convergence. Unlike in most empirical studies, the authors assume that convergence, or the relationship between the rate of economic growth and the initial level of GDP, is not constant but changes over time.

The model was constructed on the basis of panel data, using the Fixed Effects estimator and the Generalized Method of Moments estimator developed by Arellano and Bond.

The results of the evaluation confirm the existence of β -convergence, which is much faster than suggested by most empirical studies. When per capita GDP is 1% higher, the rate of growth falls by 0.20-0.22 percentage points on average. The β -convergence indicator ranges from 22% to 25%.

By assuming that convergence is not constant, the authors proved that there is a strong relationship between the initial level of GDP and the rate of economic growth. This shows that their assumption was fully justified as the main hypothesis of the analysis.