



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

GOSPODARKA NARODOWA

1-2
(245-246)
Rok LXXX/XXI
styczeń-luty
2012
s. 65-96

Ryszard RAPACKI*
Mariusz PRÓCHNIAK**

Wzrost gospodarczy w krajach Europy Środkowo-Wschodniej na tle wybranych krajów wschodzących¹

Streszczenie: Artykuł przedstawia empiryczną analizę ścieżek wzrostu gospodarczego dwóch grup krajów. Pierwsza obejmuje 10 państw Europy Środkowo-Wschodniej (EŚW-10). Druga grupa stanowi punkt odniesienia i uwzględnia 29 gospodarek wschodzących z innych regionów świata. Analiza dotyczy okresu 1993-2007. W artykule porównano ścieżki wzrostu gospodarczego krajów EŚW-10 i pozostałych krajów wschodzących. Do weryfikacji hipotez badawczych wykorzystano analizę konwergencji dochodowej i rachunek wzrostu gospodarczego. Występowanie zjawiska zbieżności weryfikowano za pomocą równań regresji liniowej, które estymowano metodą najmniejszych kwadratów (zmienną objaśnianą jest tempo wzrostu realnego PKB *per capita* w przypadku zbieżności β lub odchylenie standardowe PKB *per capita* między krajami w przypadku zbieżności σ). Natomiast łączną produktywność czynników wytwórczych (TFP) policzono metodą rezydualną, odejmując od tempa wzrostu realnego PKB ogółem średnie ważone tempo wzrostu mierzalnych czynników wytwórczych: pracy i kapitału rzeczowego. Główne wnioski z przeprowadzonej analizy są następujące: (1) Poszczególne kraje Europy Środkowo-Wschodniej oraz grupa EŚW-10 jako całość zanotowały względnie szybki wzrost gospodarczy w porównaniu z pozostałymi 29 krajami odniesienia. (2) Badanie nie potwierdziło, aby szybki wzrost gospodarczy krajów EŚW-10 (w porównaniu z krajami referencyjnymi) wynikał z mechanizmu konwergencji absolutnej, chociaż okazuje się, że analizowane kraje rozwijały się zgodnie z hipotezą konwergencji warunkowej typu β .

* Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Katedra Ekonomii II, e-mail: rrapacki@sgh.waw.pl

** Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Katedra Ekonomii II, e-mail: mproch@sgh.waw.pl

¹ Niniejszy tekst jest poprawioną i zmodyfikowaną wersją referatu, który został przedstawiony na konferencji pt.: „Economies of Central and Eastern Europe: Convergence, Opportunities and Challenges”, zorganizowanej przez Tallinn School of Economics and Business Administration of the Tallinn University of Technology, Tallinn, 14-16 czerwca 2009. Artykuł ten ukazał się także drukiem w języku angielskim w czasopiśmie „Research in Economics and Business: Central and Eastern Europe” (tom 2, nr 1, 2010, s. 5-33).

(3) Szybki wzrost gospodarczy krajów EŚW-10 był w dużym (znacznie większym niż w pozostałych badanych krajach) stopniu determinowany przez wzrost łącznej produktywności czynników wytwórczych.

Słowa kluczowe: wzrost gospodarczy, konwergencja, rachunek wzrostu, łączna produktywność czynników wytwórczych, TFP, kraje Europy Środkowo-Wschodniej

Kody JEL: O47, P24, P27

Artykuł wpłynął do druku 18 grudnia 2011 r.

Wprowadzenie

W niniejszym artykule podejmujemy empiryczną analizę ścieżek wzrostu gospodarczego w dwóch grupach krajów. W pierwszej z nich znajduje się 10 państw Europy Środkowo-Wschodniej – nowych członków rozszerzonej Unii Europejskiej (EŚW-10): Bułgaria, Czechy, Estonia, Litwa, Łotwa, Polska, Rumunia, Słowacja, Słowenia i Węgry. Druga grupa stanowi punkt odniesienia w naszym badaniu i obejmuje 29 gospodarek „wschodzących” z innych regionów świata, o porównywalnym (w 1993 r.) do krajów EŚW-10 dochodzie na 1 mieszkańca. Grupa odniesienia zawiera w szczególności następujące kraje podzielone na pięć podgrup geograficznych:

- 5 postsocjalistycznych krajów transformacji (PS-5): Białoruś, Chorwacja, Macedonia, Rosja, Ukraina,
- 4 państwa Bliskiego Wschodu (BW-4): Iran, Liban, Oman, Turcja,
- 4 kraje Azji Wschodniej (AZJA-4): Korea Płd., Malezja, Tajwan, Tajlandia,
- 11 państw Ameryki Łacińskiej (AM-11): Argentyna, Brazylia, Chile, Kolumbia, Ekwador, Jamajka, Meksyk, Panama, Peru, Urugwaj, Wenezuela,
- 5 krajów Afryki (AFR-5): Algieria, Botswana, Gabon, Libia, RPA.

Analiza obejmuje okres 1993-2007.

Celem badania jest sprawdzenie, na ile ścieżki wzrostu gospodarczego krajów Europy Środkowo-Wschodniej były podobne, a na ile różne od trajektorii rozwojowych referencyjnych gospodarek wschodzących. Porównanie tych dwóch grup pozwoli m.in. ocenić efekty transformacji systemowej krajów EŚW oraz określić wpływ tzw. „kotwicy integracyjnej” związanej z członkostwem w Unii Europejskiej. Porównanie to może także stworzyć przesłanki wnioskowania na temat roli odmienności w otoczeniu instytucjonalnym jako czynnika różnicującego ścieżki wzrostu gospodarczego analizowanych grup krajów.

Próbę porównania trajektorii rozwojowych państw EŚW z innymi krajami „wschodzącymi” można uznać za pewną wartość dodaną naszej analizy. Mimo istnienia wielu badań empirycznych nad wzrostem gospodarczym w krajach EŚW i w rozszerzonej UE, w tym naszych własnych (zob. np. [Madden, Savage, 1998], [Liberda, Rogut, Tokarski, 2002], [Mencinger, 2003], [Welfe, Karp, Kęłowski, 2005], [Rogut, Roszkowska, 2006], [Sztadynger, 2006], [Tokarski, 2006], [Rapacki, 2007, 2009]), w literaturze przedmiotu brak jest jak dotąd szerszych analiz porównawczych obejmujących państwa EŚW oraz inne kraje

„wschodzące” (do nielicznych wyjątków należy praca [Schadler, Mody, Abiad, Leigh, 2006]).

Nasze badanie składa się z dwóch części. W pierwszej z nich pokazujemy empiryczny obraz ścieżek wzrostu gospodarczego w dwóch analizowanych grupach krajów, ze szczególnym uwzględnieniem podobieństw i różnic między nimi. Ta część badania obejmuje również ekonometryczną analizę realnej konwergencji. Testowane są dwa rodzaje konwergencji dochodowej: zbieżność typu β (absolutna i warunkowa) oraz zbieżność typu σ .

W drugiej części badania dokonujemy dekompozycji rocznych stóp wzrostu gospodarczego, wykorzystując standardową procedurę rachunku wzrostu. Celem jest określenie, jaka część tempa wzrostu PKB w obu grupach krajów wynikała z akumulacji pracy i kapitału, a jaką można przypisać wzrostowi łącznej produktywności czynników wytwórczych (TFP). Interesuje nas zwłaszcza odpowiedź na pytanie, na ile dynamika TFP w nowych krajach członkowskich UE z EŚW była zbliżona do zanotowanej przez kraje rozwijające się tworzące grupę odniesienia.

Empiryczny obraz ścieżek wzrostu gospodarczego

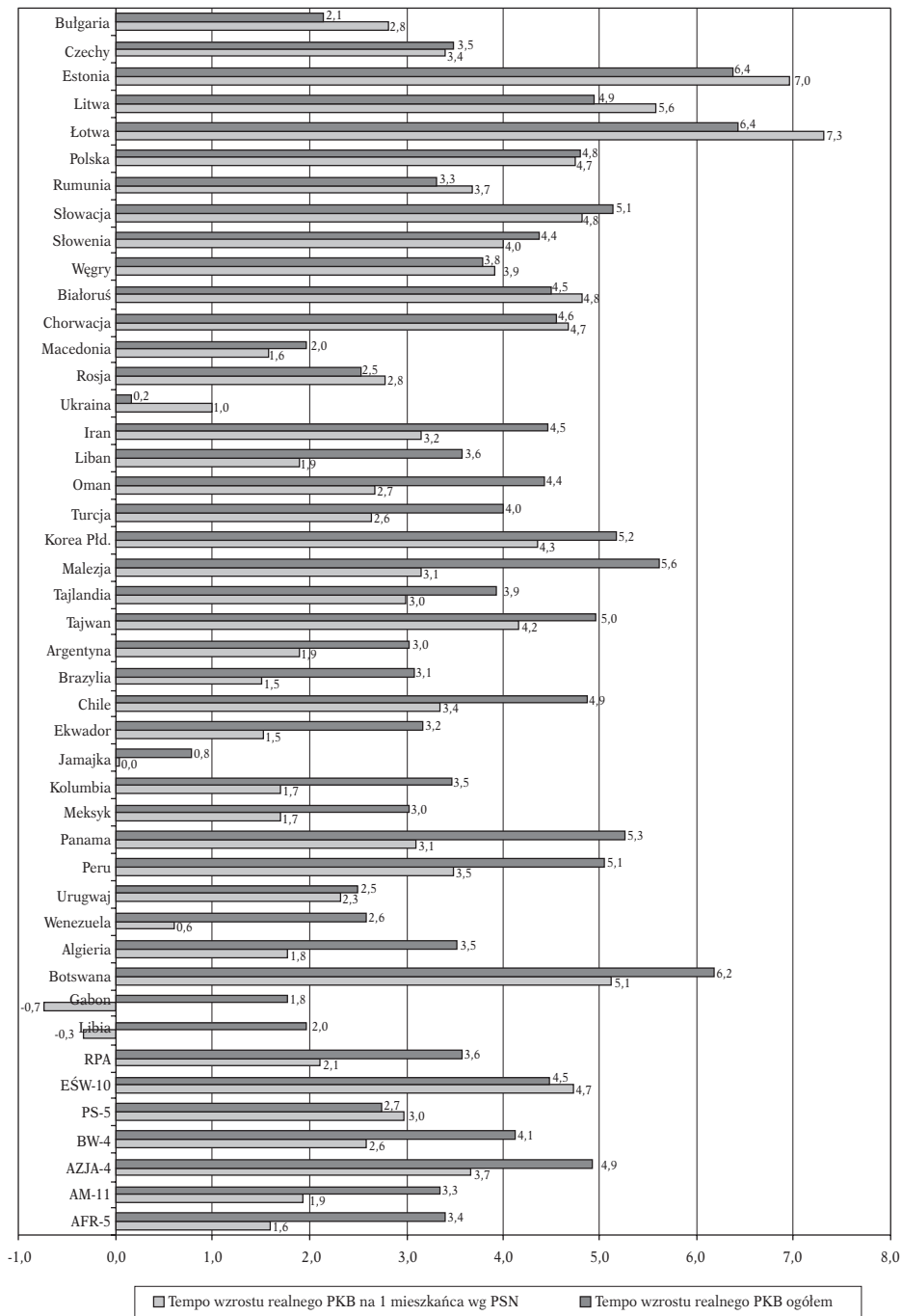
Empiryczny obraz ścieżek wzrostu gospodarczego przedstawiamy za pomocą dwóch zmiennych. Pierwszą jest stopa wzrostu realnego PKB *per capita* według parytetu siły nabywczej (PSN, w dolarach USA z 2000 r.) w latach 1993-2007². Została ona obliczona jako różnica między logarytmami naturalnymi realnego PKB na mieszkańca wg PSN w latach 2007 i 1993, i podzielona przez liczbę lat w celu wyrażania stopy wzrostu w ujęciu rocznym. Drugą zmienną jest średnioroczna stopa wzrostu realnego PKB ogółem, obliczona jako średnia geometryczna rocznych stóp wzrostu PKB dla lat 1994-2007.

Korzystamy z dwóch miar wzrostu gospodarczego, ponieważ obie z nich są równorzędnie stosowane w ekonomii. W analizie konwergencji wykorzystujemy stopę wzrostu realnego PKB *per capita* wg PSN, zaś w rachunku wzrostu gospodarczego używamy stopy wzrostu realnego PKB ogółem. Dane statystyczne pochodzą z Międzynarodowego Funduszu Walutowego [IMF, 2008].

Różnice między obiema miarami wzrostu gospodarczego wynikają z różnic w zakresie liczby ludności, poziomu cen i kursów walutowych. Dla niektórych krajów są one znaczne. Na przykład, nasza próba jest bardzo heterogeniczna, jeśli chodzi o zmiany demograficzne. W większości krajów transformacji (grupy EŚW-10 i PS-5) liczba ludności zmniejszyła się między 1993 i 2007 r. Największy spadek wystąpił na Łotwie (o 15%), Ukrainie (12%), Estonii (11%), Litwie (11%) i Bułgarii (10%). Z drugiej strony, liczba ludności wykazała duży wzrost w takich krajach jak Gabon (o 41%), Malezja (37%) oraz Panama, Libia i Wenezuela (32%). Tak duże różnice w trendach demograficznych sprawiają, że dynamika dochodu ogółem może znacząco odbiegać od dynamiki dochodu na mieszkańca.

² Do przeliczenia PKB *per capita* wg PSN w cenach bieżących na ceny stałe z 2000 r. stosujemy deflator PKB dla Stanów Zjednoczonych.

Rysunek 1
Wzrost gospodarczy w 39 krajach „wschodzących” w latach 1993-2007



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych MFW

Badana grupa jest także heterogeniczna pod względem skali zmian cen i kursów walutowych. Ilustrują to poniższe dane na temat kształtowania się realnego efektywnego kursu walutowego, który uwzględnia zarówno nominalny kurs walutowy, jak i poziom cen. Dane pochodzą z MFW [IMF, 2009]. Na przykład, w latach 2002-2008 realny efektywny kurs walutowy ulegał aprecjacji o 0,5% rocznie w Macedonii, 2-2,5% w Chorwacji, Ukrainie i Polsce, 4-5% na Węgrzech, w Rumunii, Czechach i Bułgarii, 7% w Rosji oraz 8,5% w Słowacji. Z powodu tak dużych różnic w tempie realnej aprecjacji waluty, stopy wzrostu PKB oparte na oficjalnych kursach walutowych mogą odbiegać od notowań opartych na PSN.

Przed przejściem do omówienia wyników, warto nieco miejsca poświęcić dokładnemu wyjaśnieniu kwestii długości okresu objętego analizą, co pozwoli uniknąć możliwych nieścisłości interpretacyjnych. Nasze badanie obejmuje okres 1993-2007 w tym sensie, że porównujemy poziomy dochodu między 1993 i 2007 r. A zatem, stopa wzrostu PKB *per capita* wg PSN jest obliczona jako różnica między poziomami dochodu *per capita* w latach 1993 i 2007. Z kolei w odniesieniu do rocznych temp wzrostu realnego PKB ogółem, liczymy średnie dla lat 1994-2007. Wynika to stąd, że tempo wzrostu w 1994 r. pokazuje zmianę między latami 1993 i 1994. Gdybyśmy do średniej włączyli tempo wzrostu PKB w 1993 r., analizowalibyśmy okres 1992-2007, a więc inny przedział czasowy. W dalszej części artykułu zatem jako ramy czasowe naszego badania przyjmujemy konsekwentnie lata 1993-2007, już bez dodatkowych, szczegółowych wyjaśnień.

Rysunek 1 pokazuje średnioroczne tempa wzrostu gospodarczego w okresie 1993-2007 dla wszystkich 39 krajów oraz dla sześciu wyodrębnionych podgrup (EŚW-10, PS-5, BW-4, AZJA-4, AM-11 i AFR-5). Średnie dla poszczególnych podgrup są nieważone. Tempa wzrostu gospodarczego mierzymy za pomocą dwóch zmiennych: stopy wzrostu realnego PKB *per capita* wg PSN oraz stopy wzrostu realnego PKB ogółem.

Kraje EŚW-10 osiągnęły bardzo dobre wyniki w zakresie dynamiki realnego PKB na 1 mieszkańca wg PSN. Najwyższe stopy wzrostu w okresie 1993-2007 zanotowały państwa bałtyckie: Łotwa (7,3% rocznie), Estonia (7,0%) i Litwa (5,6%). Stosunkowo wysoką dynamikę PKB *per capita* wg PSN wykazały także cztery inne kraje tej grupy: Słowacja, Polska, Słowenia i Węgry.

W grupie EŚW-10 jako całości, PKB na mieszkańca wg PSN powiększał się w latach 1993-2007 w średnim tempie 4,7% rocznie (średnia nieważona). Żadna inna grupa w analizowanej zbiorowości nie osiągnęła tak wysokiej dynamiki wzrostu. Najbliższe osiągnąć państw EŚW-10 były kraje Azji Wschodniej, gdzie wzrost dochodu *per capita* wyniósł średnio 3,7% rocznie. Pięć pozostałych krajów transformacji (PS-5) wykazało wzrost na poziomie 3,0%. Z kolei tempo wzrostu gospodarczego państw Bliskiego Wschodu wyniosło 2,6%, zaś krajów Ameryki Łacińskiej – 1,9%. Natomiast najwolniejszą dynamikę PKB charakteryzowały się kraje afrykańskie: 1,6%.

Jeśli chodzi o tempo wzrostu realnego PKB ogółem, to indywidualne wyniki krajów EŚW-10 prezentują się także stosunkowo dobrze na tle gospodarek

„wschodzących” tworzących grupę odniesienia, chociaż ich przewaga jest tu mniejsza niż w przypadku tempa wzrostu w przeliczeniu na 1 mieszkańca. W grupie EŚW-10 w czołówce ponownie znalazły się kraje bałtyckie (z wyjątkiem Litwy). Realny PKB Estonii i Łotwy powiększał się w latach 1993-2007 o 6,4% średniorocznie. Z kolei najwolniej rozwijały się gospodarki Rumunii (3,3%) i Bułgarii (2,1%).

Grupa EŚW-10 jako całość wykazała w analizowanym okresie średnie roczne tempo wzrostu realnego PKB ogółem w wysokości 4,5%. Jeszcze lepszy wynik w tym ujęciu osiągnęła grupa krajów AZJA-4, której PKB powiększał się o 4,9% przeciętnie w skali roku. Z kolei kraje BW-4 wykazały wzrost na poziomie 4,1%, a więc tylko niewiele niższym niż obszar EŚW-10. Dwie kolejne badane grupy: AM-11 i AFR-5 uzyskały umiarkowany przyrost produkcji – około 3,5%. Natomiast najgorsze wyniki w kategorii dynamiki realnego PKB ogółem uzyskała grupa PS-5.

Przedstawione wyniki sugerują, że różne miary tempa wzrostu gospodarczego prowadzą do nieco innych wniosków co do przebiegu rzeczywistych ścieżek rozwojowych różnych krajów i ich grup. Z jednej strony, w większości krajów transformacji (grupy EŚW-10 i PS-5) stopy wzrostu realnego PKB *per capita* wg PSN dają bardziej optymistyczny obraz zmian aniżeli wskaźniki zmian realnego PKB ogółem. Z drugiej strony, we wszystkich pozostałych gospodarkach wzrost mierzony przez PKB *per capita* wg PSN był o wiele wolniejszy niż w przypadku realnego PKB ogółem. Na przykład, w krajach bałtyckich, Bułgarii i na Ukrainie średnia stopa wzrostu PKB na mieszkańca wg PSN przewyższała o ponad 0,5 punktu procentowego średnią stopę wzrostu realnego PKB ogółem, natomiast w Gabonie, Malezji, Libii, Panamie i Wenezueli ten pierwszy miernik był co najmniej o 2 punkty procentowe niższy. Skrajnymi przypadkami są Gabon i Libia, gdzie PKB *per capita* wg PSN nawet spadł. Powyższe rozbieżności wynikają m.in. ze zmniejszającej się liczby ludności w krajach postsocjalistycznych. W rezultacie wzrost dochodu na mieszkańca przewyższał wzrost dochodu ogółem. Różnice te zostały także wzmocnione silną aprecjacją walut narodowych w krajach transformacji. Spowodowało to, że wzrost dochodu wyrażonego w dolarach USA był szybszy niż wzrost wyrażony w walucie krajowej. Oba te efekty (spadek liczby ludności i aprecjacja waluty) sprawiły, że stopy wzrostu PKB *per capita* wg PSN w krajach postsocjalistycznych zazwyczaj przewyższały dynamikę realnego PKB ogółem.

Podsumowując, w okresie 1993-2007 kraje EŚW-10 zanotowały szybszy wzrost gospodarczy niż pozostałe kraje „wschodzące”. Naszym zdaniem, różnice w trajektoriach rozwojowych wynikają z wielu przyczyn. Do najważniejszych należały czynniki instytucjonalne (związane z transformacją systemową), postęp reform rynkowych oraz rosnący zakres wolności gospodarczej. W szczególności, kluczowymi kanałami przyspieszenia wzrostu gospodarczego w krajach EŚW-10 były: prywatyzacja przedsiębiorstw państwowych, restrukturyzacja przedsiębiorstw, rozwój konkurencji, inwestycje infrastrukturalne, liberalizacja cen, reforma finansów publicznych, rozwój sektora finansowego i rynku kapitałowego oraz liberalizacja handlu zagranicznego i systemu kursu walu-

towego. Wszystkie te zmiany były ściśle związane z perspektywą rozszerzenia UE na kraje EŚW-10, czyli z efektem „kotwicy integracyjnej”. Ponadto, do przyspieszenia tempa wzrostu gospodarczego w grupie EŚW-10 przyczyniła się także polityka UE nastawiona na zmniejszanie różnic w poziomie rozwoju, co przejawiało się m.in. w intensywnym napływie unijnych funduszy pomocowych do tych krajów.

W następnej części artykułu spróbujemy odpowiedzieć na pytanie, w jakim stopniu różnice tempa wzrostu w analizowanych krajach wynikały z różnic w początkowym poziomie dochodu w tych krajach. Zweryfikujemy tym samym występowanie zjawiska konwergencji. Natomiast w kolejnej części staramy się wyjaśnić, czy szybki wzrost gospodarczy krajów EŚW-10 (oraz wzrost w pozostałych krajach w grupie odniesienia) wynikał głównie z akumulacji mierzalnych czynników wytwórczych (pracy i kapitału), czy też ze wzrostu łącznej produktywności czynników (TFP).

Konwergencja poziomów dochodu

Ramy teoretyczne

Ramy teoretyczne analizy konwergencji w poziomie dochodów stanowią modele wzrostu gospodarczego. Neoklasyczne modele wzrostu gospodarczego (np. [Solow, 1956], [Mankiw, Romer, Weil, 1992]) potwierdzają istnienie konwergencji warunkowej typu β . Występuje ona, gdy kraje słabiej rozwinięte (o niższym poziomie PKB na mieszkańca) wykazują szybsze tempo wzrostu gospodarczego niż kraje wyżej rozwinięte pod warunkiem, że wszystkie z nich dążą do tego samego stanu równowagi długookresowej (stanu ustalonego). Hipotezę zbieżności β wyjaśnimy na przykładzie modelu Solowa.

W modelu Solowa podstawowe równanie opisujące dynamikę gospodarki dążącej do stanu ustalonego, zapisane dla czasu dyskretnego, ma postać:

$$\frac{\Delta k_t}{k_t} = s k_t^{\alpha-1} - (n + a + \delta), \quad (1)$$

gdzie:

k_t – kapitał na jednostkę efektywnej pracy w roku t ,

Δk_t – zmiana k_t między rokiem t i $t - 1$,

n – tempo wzrostu liczby ludności,

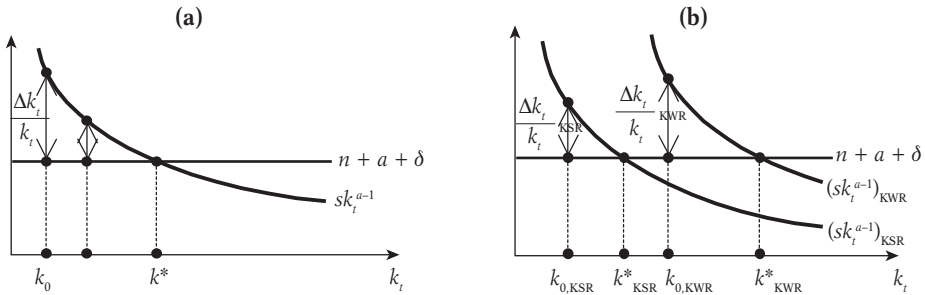
a – stopa egzogenicznego postępu technicznego,

δ – stopa deprecjacji kapitału,

s – stopa oszczędności.

Założyliśmy, że funkcja produkcji jest typu Cobba-Douglasa: $f(k_t) = k_t^a$ ($0 < a < 1$). Ponieważ produkcja jest wprost proporcjonalna do kapitału, analogiczne równanie charakteryzuje dynamikę PKB na jednostkę efektywnej pracy.

Rysunek 2
Wzrost gospodarczy w modelu Solowa



Źródło: opracowanie własne

Najlepszym sposobem zilustrowania hipotezy konwergencji jest graficzna analiza równania (1). Pokazuje to rysunek 2a. Stopa wzrostu jest równa pionowej odległości między krzywą $sk_t^{\alpha-1}$ i prostą $n + a + \delta$. Jak widać, gospodarka, która startuje z początkowego poziomu kapitału k_0 i osiąga zasób kapitału w stanie równowagi długookresowej k^* , wykazuje malejące tempo wzrostu gospodarczego.

Zbieżność jest warunkowa, ponieważ występuje tylko wtedy, kiedy obie gospodarki dążą do tego samego stanu równowagi długookresowej. Aby to pokazać, rozważmy dwa kraje: wysoko i słabo rozwinięty, w których stopy oszczędności są różne. Ponieważ stopa oszczędności w kraju wysoko rozwiniętym jest wyższa, zasób kapitału w stanie równowagi długookresowej jest tam też większy. Ilustruje to rysunek 2b. Mimo że kraj wysoko rozwinięty startuje z wyższego poziomu kapitału, wykazuje szybszy wzrost gospodarczy, ponieważ dąży do innego stanu równowagi długookresowej. W takiej sytuacji zbieżność nie będzie występować.

Ważnym celem badań empirycznych jest oszacowanie wartości parametru β , mierzącego szybkość procesu konwergencji do stanu ustalonego, zgodnie z następującym równaniem (zapisanym dla czasu dyskretnego):

$$\frac{\Delta y_t}{y_t} = \beta(\ln y^* - \ln y_t), \quad (2)$$

gdzie:

y_t – produkcja na jednostkę efektywnej pracy w roku t ,

Δy_t – zmiana y_t między rokiem t i $t - 1$,

y^* – produkcja na jednostkę efektywnej pracy w stanie ustalonym³.

³ Równanie (2) uwzględnia y^* , czyli wielkość produkcji w stanie ustalonym, która jest z definicji nieznaną. Nie oznacza to bynajmniej, że nie możemy oszacować wartości parametru β w badaniu empirycznym. Teoretyczny model konwergencji zakłada, że stopa wzrostu gospodarczego maleje wraz ze zwiększaniem się wolumenu produkcji i w końcu osiąga wartość zerową. A zatem, gdy wykreślimy na rysunku stopę wzrostu gospodarczego względem początkowego poziomu dochodu i dokonamy ekstrapolacji linii trendu, będziemy mogli oszacować wielkość produkcji przy zerowym wzroście gospodarczym. Jest to wielkość produkcji odpowiadająca

Parametr β informuje, jaką odległość w kierunku stanu ustalonego gospodarka pokonuje w ciągu jednego okresu (roku). Na przykład, gdy $\beta = 0,02$, gospodarka pokonuje rocznie 2% wchodzącej w grę odległości.

Innym rodzajem zbieżności jest konwergencja typu σ . Występuje ona wówczas, gdy zróżnicowanie dochodów między krajami maleje w czasie. Zróżnicowanie dochodów można mierzyć odchyleniem standardowym, wariancją lub współczynnikiem zmienności poziomów PKB *per capita*.

Zbieżność β jest warunkiem koniecznym, ale niewystarczającym występowania zbieżności σ . A zatem, jest teoretycznie możliwe (choć mało prawdopodobne), że różnice w poziomie dochodów między gospodarkami będą rosły w czasie i jednocześnie kraj słabiej rozwinięty będzie wykazywał szybsze tempo wzrostu gospodarczego⁴.

Zanim przejdziemy do przedstawienia wyników, przedstawimy w skrócie argumenty za i przeciw możliwym tendencjom konwergencyjnym w badanych krajach. Zdajemy sobie sprawę z tego, że analizowana grupa jest wysoce heterogeniczna, co zostanie dowiedzione w dalszej części artykułu. Niemniej jednak, zjawisko zbieżności wśród tych krajów może występować. Głównym argumentem przemawiającym za hipotezą konwergencji jest malejąca krańcowa produktywność czynników wytwórczych. Kraje, w których zasób kapitału jest niewielki, wykazują wyższą stopę zwrotu z kapitału. Prowadzi to do napływu bezpośrednich inwestycji zagranicznych (BIZ), pojawienia się nowych technologii i w efekcie do szybszego wzrostu gospodarczego. Jeżeli okaże się, że analizowana grupa wykazywała tendencje konwergencyjne, to otrzymamy przesłankę uzasadniającą wniosek, że początkowe różnice w wyposażeniu kapitałowym były jednym z czynników determinujących tempo wzrostu gospodarczego.

Dane i obliczenia

Przedmiotem naszej analizy są dwa rodzaje konwergencji: β (absolutna i warunkowa) oraz konwergencja σ . Przed przystąpieniem do analizy należy dokonać wyboru odpowiedniej metody badawczej od strony formalnej. Między innymi trzeba zdecydować, jaką postać transformacji szeregów czasowych uwzględnić w obliczeniach. Analizę konwergencji można przeprowadzić na trzech rodzajach danych: danych panelowych, danych uśrednionych dla kilkuletnich podokresów oraz danych uśrednionych w skali całego okresu. Każdy z tych sposobów ujmowania szeregu czasowego ma swoje zalety i wady zarówno od strony ekonomicznej, jak i ekonometrycznej.

Główną zaletą podejścia opartego na danych panelowych, tj. rocznych danych dla poszczególnych krajów, jest duża liczba obserwacji, a co za tym idzie

teoretycznej koncepcji stanu ustalonego. Tym samym parametr β można obliczyć na podstawie danych empirycznych.

⁴ Będzie się tak działo wówczas, gdy kraj słabiej rozwinięty osiągnie tak szybkie tempo wzrostu gospodarczego, że prześcignie pod względem poziomu dochodu kraj wyżej rozwinięty i różnice w poziomie rozwoju w okresie końcowym będą większe niż w początkowym.

– wyższa wiarygodność wyników pod względem statystycznym. Taka analiza oferuje ponadto możliwość wyboru wielu nowoczesnych metod ekonometrycznych mających zastosowanie do danych panelowych. Jednak z ekonomicznego punktu widzenia badanie oparte na danych panelowych ma pewną istotną wadę, której nie zrekompensują nawet wiarygodne pod względem statystycznym wyniki. Otóż analiza konwergencji uwzględniająca roczne notowania poszczególnych zmiennych (zarówno objaśniających, jak i objaśnianej) jest zbyt obciążona wpływem cykli koniunkturalnych oraz wahań nieregularnych, wynikających z rozmaitych szoków popytowych i podażowych o charakterze wewnętrznym bądź zewnętrznym. Dobrym przykładem jest ostatni kryzys globalny, który w krótkim okresie zaburzył relacje między niektórymi zmiennymi makroekonomicznymi. Nawet jeżeli zastosujemy dostępne narzędzia statystyczno-ekonometryczne do częściowej eliminacji wpływu tych niekorzystnych zjawisk, to i tak przy analizie danych rocznych nasze wyniki będą w mniejszym lub większym stopniu obciążone wpływem czynników krótkookresowych.

W badaniu opartym na danych panelowych wyniki są niemiarodajne szczególnie z punktu widzenia celu analizy (weryfikacja występowania zjawiska zbieżności). Trudno bowiem oczekiwać, aby poziom PKB *per capita* w roku t istotnie kształtował dynamikę PKB w roku $t + 1$. Hipoteza konwergencji odwołuje się do długookresowych związków między zmiennymi i taki cel przyświeca naszemu badaniu. Chcemy określić, jaki jest wpływ warunków początkowych na przyszłe tempo wzrostu gospodarczego w ciągu pewnego dłuższego okresu (dostatecznie długiego, aby nie było ono obciążone oddziaływaniem cykli koniunkturalnych i innych wahań o charakterze krótkookresowym)⁵.

Powyższe przesłanki implikują, iż dobrym rozwiązaniem z ekonomicznego punktu widzenia jest oparcie analizy na danych uśrednionych dla pewnych podokresów. Badamy wówczas wpływ początkowego poziomu PKB na średnio- lub długookresowe tempo wzrostu gospodarczego. Przy wyborze długości podokresów mamy do czynienia z pewnym dylematem: im podokresy są dłuższe, tym wyniki są bardziej miarodajne z ekonomicznego punktu widzenia, lecz mniej wiarygodne statystycznie. Dobrym wyjściem w tej sytuacji jest wybór 10-letnich podokresów, gdyż pozwala on wyeliminować – przynajmniej w znacznym stopniu – wpływ cykli koniunkturalnych (cykle wzrostowe we współczesnych gospodarkach trwają zazwyczaj mniej niż 10 lat). Jednak nasz okres obejmujący 15 lat jest za krótki na uwzględnienie średnich 10-letnich. Pozostają nam do wyboru krótsze podokresy (np. 5-letnie) lub uśrednienie danych w skali całego okresu. Zdecydowaliśmy się na to ostatnie rozwiązanie, gdyż wydaje się ono bardziej eksponować długookresowe zależności między zmiennymi i być tym samym lepsze pod względem ekonomicznym. Zdajemy sobie oczywiście sprawę, że liczba obserwacji nie będzie duża, co obniży wiarygodność staty-

⁵ Powyższa uwaga nie oznacza bynajmniej, iż badanie konwergencji na danych panelowych jest niewskazane. Wprost przeciwnie, badanie takie może prowadzić do ciekawych wyników, będących uzupełnieniem analizy prowadzonej na danych przekrojowych. Warto zajrzeć do opracowania Ciołek [2003], w którym autorka analizuje konwergencję krajów Europy Środkowo-Wschodniej z wykorzystaniem różnych modeli opartych na danych panelowych.

styczną wyników. Jednak z ekonomicznego punktu widzenia analiza będzie miarodajna i umożliwi określenie wpływu warunków początkowych (początkowego poziomu PKB *per capita*) na tempo wzrostu gospodarczego w ciągu kilkunastu kolejnych lat.

„Pochodną” przyjętego sposobu modelowania konwergencji jest dobór metody ekonometrycznej. Jako że analizę prowadzimy na danych uśrednionych w skali całego okresu, nie stosujemy metod ekonometrycznych właściwych do pracy nad szeregami czasowymi. Pomijamy zatem analizę kointegracji szeregów czasowych; nie możemy też skorzystać z narzędzi nowoczesnej ekonometrii w zakresie szacowania modeli opartych na danych panelowych, jak np. estymatora *fixed effects* lub *random effects*. Ponieważ nasze dane uśrednione są stacjonarne, do weryfikacji postawionych hipotez badawczych stosujemy model regresji liniowej szacowany za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów (KMNK). Mimo że są dostępne inne sposoby estymacji takiego równania regresji, to jednak z punktu widzenia celów badania KMNK jest wystarczająca. Pozwala ona określić, jaka była zależność między początkowym poziomem dochodu a przyszłym tempem wzrostu gospodarczego, czyli umożliwia weryfikację postawionych hipotez badawczych.

Aby zweryfikować występowanie absolutnej zbieżności typu β , szacujemy następujące równanie regresji:

$$\frac{1}{T} \ln \frac{y_T}{y_0} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_0 + \varepsilon_t. \quad (3)$$

Zmienną objaśnianą jest średnioroczne tempo wzrostu realnego PKB *per capita* wg PSN między okresem T i 0 , zmienną objaśniającą jest logarytm naturalny poziomu PKB *per capita* w okresie początkowym, zaś ε_t to składnik losowy. Jeśli parametr α_1 jest ujemny i istotny statystycznie, to zbieżność typu β występuje. W takiej sytuacji możemy obliczyć wartość współczynnika β , mierzącego szybkość konwergencji, na podstawie następującego wzoru wynikającego z modelu Solowa (por. np. [Barro, Sala-i-Martin, 2003, s. 467]):

$$\beta = -\frac{1}{T} \ln(1 + \alpha_1 T). \quad (4)$$

Aby zweryfikować występowanie warunkowej zbieżności typu β , rozszerzamy równanie regresji (3) o dodatkowe zmienne objaśniające, reprezentujące różnice w stanach ustalonych między krajami:

$$\frac{1}{T} \ln \frac{y_t}{y_0} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_0 + \phi_1 x_1 + \phi_2 x_2 + \dots + \phi_n x_n + \varepsilon_t, \quad (5)$$

gdzie x_1, x_2, \dots, x_n są zmiennymi objaśniającymi będącymi czynnikami wzrostu gospodarczego, zaś ε_t jest składnikiem losowym. Ujemna i istotna statystycznie wartość parametru α_1 wskazuje na występowanie konwergencji β .

Aby zweryfikować występowanie zbieżności typu σ , szacujemy linię trendu dla zróżnicowania poziomów dochodu między krajami:

$$sd(\ln y_t) = \alpha_0 + \alpha_1 t + \varepsilon_t. \quad (6)$$

Zmienną objaśnianą jest odchylenie standardowe logarytmów naturalnych poziomów PKB *per capita* między krajami, zaś zmienną objaśniającą jest czas ($t = 1, \dots, 15$ dla okresu 1993-2007). Jeśli parametr α_1 jest ujemny i istotny statystycznie, to mamy do czynienia z konwergencją σ .

Wyniki

Tablica 1 pokazuje oszacowania równań regresji dla konwergencji absolutnej β wśród 39 badanych krajów, między sześcioma wyodrębnionymi grupami krajów (średnie nieważone) oraz wewnątrz każdej z grup. Obliczenia zostały wykonane dla całego okresu 1993-2007. W tablicy znajdują się oceny parametrów ze statystykami *t*-studenta i poziomami istotności (wartościami *p*) oraz statystyka *F* i współczynnik determinacji R^2 . Dla każdego równania regresji przeprowadziliśmy także test White'a na heteroskedastyczność składnika losowego (tablica zawiera statystykę χ^2 wraz z wartością *p*)⁶. Dolna część tablicy daje odpowiedź na pytanie, czy hipoteza zbieżności została potwierdzona przez dany model (odpowiedź „tak” oznacza, że parametr α_1 jest ujemny i istotny statystycznie). Jeżeli zachodzi konwergencja typu β , to w ostatnim wierszu znajduje się wartość współczynnika β , obliczonego zgodnie z równaniem (4).

Rysunek 3 ilustruje zjawisko zbieżności β między 39 krajami. Na osi pionowej widnieje stopa wzrostu realnego PKB *per capita* wg PSN w okresie 1993-2007, zaś na osi poziomej – logarytm naturalny poziomu PKB *per capita* w 1993 r. Kraje EŚW-10 są oznaczone kwadratami, a pozostałe państwa – innymi symbolami.

Testy na heteroskedastyczność składnika losowego przeprowadzone dla równań regresji, których szacunki zostały zilustrowane w tablicy 1, w większości przypadków dają zadowalające wyniki. Dla większości wariantów modelu wartości *p* dla statystyki χ^2 są wysokie, co oznacza, że przy poziomie istotności 5% nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej zakładającej homoskedastyczność składnika losowego. Najlepsze pod tym względem wyniki dotyczą pełnej grupy, dla której wartość *p* jest bliska jedności ($p = 0,965$).

Wyniki sugerują, że 39 krajów tworzących analizowaną grupę nie rozwijało się zgodnie z hipotezą konwergencji absolutnej typu β w latach 1993-2007. Mimo ujemnego nachylenia linii trendu jest ono jednak zupełnie nieistotne (wartość *p* wynosi 0,485). R^2 na poziomie 1% wskazuje, że linia trendu ma zerowe dopasowanie do danych empirycznych. Wśród względnie biednych

⁶ Heteroskedastyczność oznacza brak stałości wariancji składnika losowego. Wówczas estymator MNK nie jest najefektywniejszy wśród estymatorów liniowych i nieobciążonych. W przypadku naszych modeli opartych na danych przekrojowych istnieje podejrzenie występowania heteroskedastyczności, ponieważ wariancja składnika losowego może zależeć np. od wielkości PKB w danym kraju. Pożądaną własnością modelu jest natomiast homoskedastyczność składnika losowego. W teście White'a weryfikujemy hipotezę zerową, że składnik losowy jest homoskedastyczny, wobec hipotezy alternatywnej, iż jest on heteroskedastyczny.

krajów w 1993 r. możemy znaleźć takie, które osiągnęły dynamiczny wzrost (np. Łotwa i Estonia); takie, które zanotowały umiarkowane tempo wzrostu gospodarczego (np. Białoruś, Peru i Tajlandia); jak również gospodarki rozwijające się bardzo wolno (Algieria, Ekwador i Ukraina). Podobne zróżnicowanie trajektorii wzrostu gospodarczego można znaleźć wśród państw, które były względnie bogate w 1993 r. Uzyskane wyniki sugerują, że mechanizm konwergencji absolutnej nie był czynnikiem wyjaśniającym różnice we wzroście gospodarczym badanych krajów.

Tablica 1
Wyniki estymacji równań regresji opisujących konwergencję absolutną β , 1993-2007

	Wszystkie 39 krajów	Sześć grup	10 krajów grupy ESW	5 krajów grupy PS	4 kraje grupy BW	4 kraje grupy AZJA	11 krajów grupy AM	5 krajów grupy AFR
Stała	0,0834	-0,0940	0,2451	-0,0017	0,0422	-0,0729	0,1524	0,2932
	1,10	-0,27	1,83	-0,00	0,49	-2,07	1,41	1,47
	0,279	0,799	0,104	0,997	0,674	0,174	0,191	0,237
Logarytm naturalny PKB <i>per capita</i> wg PSN w 1993 r.	-0,0060	0,0137	-0,0221	0,0036	-0,0018	0,0121	-0,0152	-0,0310
	-0,71	0,36	-1,48	0,08	-0,19	3,12	-1,24	-1,39
	0,485	0,739	0,177	0,939	0,868	0,089	0,248	0,258
Statystyka F	0,50	0,13	2,19	0,01	0,04	9,72	1,53	1,94
Wartość p dla F	0,485	0,739	0,177	0,939	0,868	0,089	0,248	0,258
Liczba obserwacji	39	6	10	5	4	4	11	5
R -kwadrat – zwykły	0,0133	0,0309	0,2150	0,0023	0,0174	0,8294	0,1450	0,3932
– skorygowany	-0,0134	-0,2114	0,1169	-0,3302	-0,4739	0,7440	0,0500	0,1910
Test White'a ¹								
Statystyka χ^2	0,07	2,36	4,92	4,01	0,91	3,71	1,47	1,52
Wartość p dla χ^2	0,965	0,307	0,086	0,135	0,635	0,156	0,479	0,467
Konwergencja β	nie	nie	tak	nie	nie	nie	nie	nie
Współczynnik β	x	x	2,64%	x	x	x	x	x

Zmienna objaśniana: tempo wzrostu realnego PKB *per capita* wg PSN, 1993-2007.

Komórki w górnej części tablicy pokazują oceny parametrów, statystyki t i wartości p (poziomy istotności).

Metoda: KMNK dla danych przekrojowych.

¹ Test White'a: H_0 : składnik losowy jest homoskedastyczny; H_1 : składnik losowy jest heteroskedastyczny.

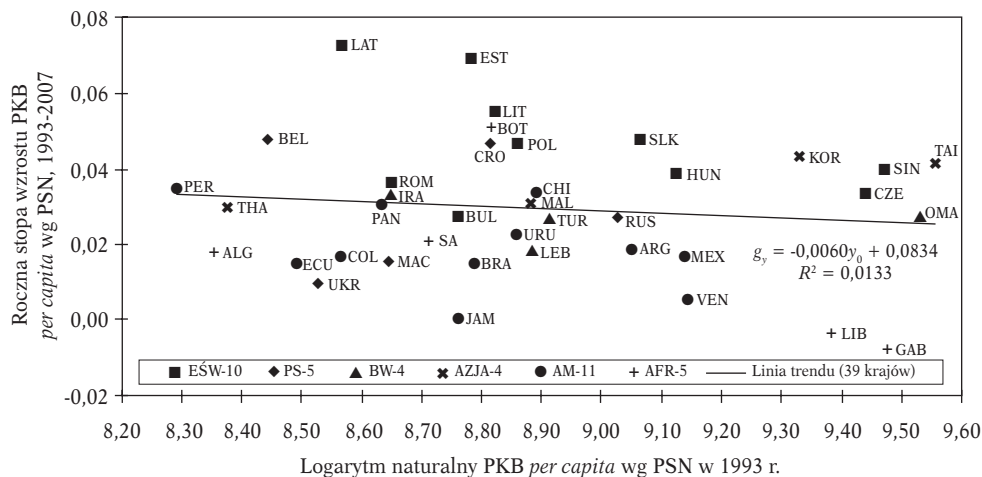
Źródło: obliczenia własne

Dane w tablicy 1 pokazują, że zbieżność absolutna nie występowała także między sześcioma grupami państw ani w obrębie tych grup; jedynym wyjątkiem są kraje ESW-10, w których proces ten występował i przebiegał w tempie 2,64% rocznie. Taka wartość współczynnika β oznacza, że kraje te potrzebują ponad 25 lat do zmniejszenia o połowę dystansu dzielącego je od wspólnego

hipotetycznego stanu równowagi długookresowej (przy założeniu, że przeciętne trajektorie rozwojowe zaobserwowane w latach 1993-2007 zostaną utrzymane). Jak widać, proces doganiania jest powolny i nie powinniśmy oczekiwać szybkiego wyrównania się poziomów dochodu w krajach EŚW-10 w najbliższych latach.

Rysunek 3

Tempo wzrostu realnego PKB *per capita* w latach 1993-2007 względem początkowego poziomu PKB *per capita* (39 krajów)



Źródło: obliczenia własne

Przy interpretacji wyników dla mniej licznych grup należy pamiętać o tym, że równanie regresji szacowane jest na bardzo małej liczbie obserwacji (w przypadku Bliskiego Wschodu i Azji są to tylko 4 kraje). W efekcie mamy bardzo małą liczbę stopni swobody, co implikuje, że wyniki mogą nie odzwierciedlać stabilnej zależności między zmiennymi, a rezultaty niektórych testów (np. testu White'a) mogą nie być wiarygodne. Nie mamy jednak możliwości zwiększenia liczby obserwacji poprzez proste dodanie nowych krajów, gdyż ekonomiczne znaczenie modelowania będzie wówczas inne. W naszych obliczeniach musimy opierać się na wynikach dla pewnych zdefiniowanych grup krajów, niezależnie od ich liczebności, gdyż interpretacja takich właśnie związków nas interesuje. Trzeba oczywiście zdawać sobie sprawę z tego, iż mała liczba obserwacji i wynikająca z tego potencjalna niestabilność wyników sprawiają, iż wnioski mogłyby być inne przy rozszerzeniu tych mało licznych grup o nowych członków. Ta uwaga nie zmienia jednak faktu, że obliczenia dla całej próby obejmują 38-39 krajów i otrzymane wyniki nie są przypadkowe.

Aby uzyskać pełny obraz konwergencji β , przeprowadziliśmy także analizę zbieżności warunkowej, dodając do równania regresji nowe zmienne objaśniające. Dzięki temu możemy oszacować, jaka część wzrostu gospodarczego

wynika z czystego mechanizmu konwergencji, a jaką wyjaśnia fakt, że różne gospodarki dążą do różnych stanów równowagi długookresowej. W niniejszym badaniu uwzględniamy pięć zmiennych objaśniających odzwierciedlających różnice w stanach ustalonych: cztery zmienne z bazy danych Banku Światowego (stopę inwestycji, napływ BIZ, wskaźnik powszechności szkolnictwa wyższego i stopę eksportu) oraz jedną zmienną jakościową publikowaną przez Heritage Foundation (wskaźnik wolności gospodarczej). Wszystkie one są obliczane jako średnie dla okresu 1993-2007 (w przypadku niekompletnych szeregów czasowych średnia obejmuje krótszy okres). Tajwan został pominięty w obliczeniach z powodu braku danych.

Tablica 2
Wyniki estymacji równań regresji opisujących konwergencję warunkową β : 38 krajów (bez Tajwanu), 1993-2007

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
Stała	0,0784	0,0821	0,0639	0,0834	0,0716	0,1073
	1,09	1,18	0,92	1,17	0,91	1,34
	0,284	0,246	0,362	0,249	0,367	0,190
Logarytm naturalny PKB <i>per capita</i> wg PSN w 1993 r.	-0,0127	-0,0133	-0,0116	-0,0107	-0,0081	-0,0088
	-1,60	-1,75	-1,53	-1,36	-0,94	-0,97
	0,121	0,089	0,135	0,181	0,352	0,338
Stopa inwestycji (% PKB)	0,0005	0,0004	0,0009	0,0011	0,0014	
	0,69	0,67	1,47	1,95	2,13	
	0,497	0,509	0,151	0,060	0,040	
Napływ netto bezpośrednich inwestycji zagranicznych (% PKB)	0,0003					
	0,25					
	0,802					
Wskaźnik powszechności szkolnictwa wyższego	0,0004	0,0004	0,0004	0,0004		
	2,96	3,19	3,17	2,94		
	0,006	0,003	0,003	0,006		
Eksport dóbr i usług (% PKB)	0,0002	0,0002				
	1,23	1,39				
	0,229	0,174				
Wskaźnik wolności gospodarczej	0,0005	0,0005	0,0006			
	1,54	1,82	1,93			
	0,134	0,079	0,062			
Statystyka F	3,72	4,58	5,10	5,14	2,79	0,94
Wartość p dla F	0,007	0,003	0,003	0,005	0,075	0,338
Liczba obserwacji	38	38	38	38	38	38
R -kwadrat – zwykły	0,4185	0,4173	0,3820	0,3122	0,1374	0,0255
– skorygowany	0,3060	0,3263	0,3071	0,2515	0,0881	-0,0016

cd. tablicy 2

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
Test White'a ¹						
Statystyka χ^2	32,17	23,41	17,61	14,03	4,63	0,06
Wartość p dla χ^2	0,226	0,269	0,225	0,121	0,463	0,973
Konwergencja β	tak	tak	tak	tak	nie	nie
Współczynnik β	1,40%	1,47%	1,27%	1,16%	x	x

Zmienna objaśniana: tempo wzrostu realnego PKB *per capita* wg PSN, 1993-2007.

Zmienne objaśniające zostały obliczone jako średnie dla okresu 1993-2007 (z wyjątkiem PKB *per capita*). Komórki w górnej części tablicy pokazują oceny parametrów, statystyki t i wartości p (poziomy istotności). Metoda: KMNK dla danych przekrojowych.

¹ Test White'a: H_0 : składnik losowy jest homoskedastyczny; H_1 : składnik losowy jest heteroskedastyczny.

Źródło: obliczenia własne

Zdajemy sobie sprawę z tego, że wybrany zestaw zmiennych objaśniających nie jest jedynym możliwym rozwiązaniem. Dokonana przez nas selekcja była oparta na teorii ekonomii. Staraliśmy się wybrać takie zmienne objaśniające, które najlepiej tłumaczą różnice w stanach ustalonych między krajami. Stopa inwestycji, napływ BIZ oraz powszechność szkolnictwa wyższego wyjaśniają różnice w akumulacji kapitału rzeczowego i ludzkiego, czyli dwóch podstawowych czynników produkcji. Z kolei stopa eksportu mierzy otwartość gospodarki i wraz z napływem BIZ informuje o zdolności kraju do absorpcji zagranicznych technologii. Natomiast wskaźnik wolności gospodarczej może być traktowany jako przybliżona miara rozwoju instytucjonalnego kraju.

W modelowaniu związków makroekonomicznych powszechnie napotyka się problem endogeniczności zmiennych objaśniających. Wynika to z tego, że gospodarka jest „organizmem” bardzo złożonym i poszczególne jej ogniwa wzajemnie na siebie oddziałują. W badaniach empirycznych nie da się całkowicie usunąć problemu endogeniczności zmiennych objaśniających, ale można go zminimalizować. Do równania regresji w charakterze zmiennych objaśniających należy brać czynniki o relatywnie wysokim stopniu egzogeniczności. Tak też jest w naszym badaniu. Na przykład, inwestycje i eksport wchodzi do równań regresji nie w wartościach absolutnych ani w kategoriach indeksu dynamiki, lecz jako odsetek PKB (tzn. jako stopa inwestycji i stopa eksportu). Stopę inwestycji i stopę eksportu można traktować jako podaźowe czynniki wzrostu gospodarczego, wpływające na wzrost produkcji potencjalnej i mające charakter egzogeniczny względem bieżącego dochodu narodowego. Z kolei wskaźnik wolności gospodarczej jest zmienną złożoną z dużej liczby zmiennych składowych, z których większość jest określona egzogenicznie w stosunku do PKB. Podobnie, powszechność szkolnictwa wyższego też można uznać za zmienną egzogeniczną.

Tablica 2 przedstawia wyniki weryfikacji hipotezy zbieżności warunkowej typu β w 38 badanych krajach (z wyłączeniem Tajwanu) w latach 1993-2007.

Testujemy różne warianty modelu z odmienną specyfikacją zmiennych objaśniających. Wybór zmiennych objaśniających do poszczególnych wariantów modelu został dokonany według następującej strategii modelowania. Model 1 uwzględnia wszystkie zmienne objaśniające. Następne warianty, oznaczone numerami 2-5, uzyskujemy eliminując kolejno zmienne, które okazały się najmniej istotne pod względem statystycznym lub ekonomicznym. Dochodzimy w ten sposób do modelu 6, który zawiera tylko jedną zmienną objaśniającą (początkowy PKB *per capita*) i sprowadza się do równania konwergencji absolutnej.

Wyniki z tablicy 2 potwierdzają istnienie konwergencji warunkowej typu β wśród 38 krajów wschodzących. W modelach 1-4 parametr stojący przy zmiennej: początkowy poziom dochodu jest ujemny i istotny statystycznie, co oznacza występowanie procesu doganiania. Współczynnik β dla konwergencji warunkowej wynosi 1,0-1,5%. Wskazuje to na bardzo wolne tempo zbieżności krajów do indywidualnych stanów ustalonych, gdy porównamy te wyniki ze standardowym 2-procentowym tempem zbieżności warunkowej pojawiającym się w literaturze.⁷ Wszystkie zmienne objaśniające uwzględnione w równaniach regresji mają poprawny znak. Co więcej, z wyjątkiem wariantów 5 i 6, oszacowane równania wykazują dobre własności statystyczne: zmienne objaśniające są istotne, a współczynniki R^2 kształtują się na poziomie 30-40%. Wysokie w większości przypadków wartości p dla statystyki χ^2 w teście White'a wskazują, iż przy poziomie istotności 5% brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o homoskedastyczności składnika losowego, co jest rezultatem zadowalającym. Oznacza to, że wyniki uzyskane z analizy regresji można uznać za miarodajne.

Warto także pokazać, jak proces konwergencji ewoluował w czasie. Tablica 3 przedstawia weryfikację hipotezy zbieżności absolutnej typu β wśród 39 krajów i 6 grup w całym okresie 1993-2007, jak również w dwóch krótszych podokresach: 1993-2000 i 2000-2007.

Tablica 3

Wyniki estymacji równań regresji opisujących konwergencję absolutną β : 39 krajów i 6 grup, różne okresy

	39 krajów			6 grup		
	1993-2007	1993-2000	2000-2007	1993-2007	1993-2000	2000-2007
Stała	0,0834	-0,0421	0,1303	-0,0940	-0,5090	0,0893
	1,10	-0,39	1,66	-0,27	-1,30	0,34
	0,279	0,698	0,106	0,799	0,263	0,753
Logarytm naturalny PKB <i>per capita</i> wg PSN w 1993 r.	-0,0060	0,0068	-0,0099	0,0137	0,0590	-0,0055
	-0,71	0,57	-1,14	0,36	1,35	-0,19
	0,485	0,575	0,262	0,739	0,249	0,859
Statystyka F	0,50	0,32	1,30	0,13	1,82	0,04

⁷ Na przykład, Barro i Sala-i-Martin (2003, s. 521) podają, że współczynnik β dla zbieżności warunkowej w grupie ponad 80 krajów w okresie 1965-1995 wynosił 2,5%.

cd. tablicy 3

	39 krajów			6 grup		
	1993-2007	1993-2000	2000-2007	1993-2007	1993-2000	2000-2007
Wartość p dla F	0,485	0,575	0,262	0,739	0,249	0,859
Liczba obserwacji	39	39	39	6	6	6
R -kwadrat – zwykły	0,0133	0,0086	0,0338	0,0309	0,3126	0,0088
– skorygowany	-0,0134	-0,0182	0,0077	-0,2114	0,1408	-0,2390
Test White'a ¹						
Statystyka χ^2	0,07	0,07	1,62	2,36	2,38	1,61
Wartość p dla χ^2	0,965	0,965	0,444	0,307	0,304	0,446
Konwergencja β	nie	nie	nie	nie	nie	nie
Współczynnik β	x	x	x	x	x	x

Zmienna objaśniana: tempo wzrostu realnego PKB *per capita* wg PSN.

Komórki w górnej części tablicy pokazują oceny parametrów, statystyki t i wartości p (poziomy istotności). Metoda: KMNK dla danych przekrojowych.

¹ Test White'a: H_0 : składnik losowy jest homoskedastyczny; H_1 : składnik losowy jest heteroskedastyczny.

Źródło: obliczenia własne.

Nasze wyniki nie potwierdziły istnienia zbieżności β między 39 krajami ani między 6 grupami w żadnym z analizowanych podokresów. Co więcej, w latach 1993-2000 wystąpiły raczej tendencje dywergencyjne, na co wskazują dodatnie nachylenia linii regresji.

Dla dopełnienia obrazu procesów konwergencyjnych, weryfikujemy także hipotezę zbieżności typu σ . Wyniki obliczeń zostały przedstawione w tablicy 4 i na rysunku 4. Tablica 4 zawiera szacunki linii trendu dla odchylenia standardowego logarytmów naturalnych PKB *per capita* między 39 krajami oraz między 6 grupami. Obliczenia zostały przeprowadzone zarówno dla całego okresu 1993-2007, jak i dla dwóch krótszych podokresów. Ostatni wiersz zawiera odpowiedź na pytanie o ewentualne istnienie konwergencji σ (odpowiedź brzmiałaby „tak”, gdyby nachylenie linii regresji było ujemne i istotne statystycznie). Rysunek 4 ilustruje zjawisko zróżnicowania dochodów między 39 krajami (górną krzywą) i między 6 grupami (dolną krzywą) wraz z oszacowanymi liniami trendu.

Nasze wyniki pokazują, że przebieg ścieżek wzrostu gospodarczego w analizowanych przez nas krajach nie potwierdza występowania konwergencji σ w żadnym z okresów objętych badaniem (co więcej, dla równań regresji szacowanych dla lat 1993-2007 nie jest spełnione założenie o homoskedastyczności składnika losowego, gdyż przy poziomie istotności 5% odrzucamy hipotezę zerową w teście White'a). Zróżnicowanie dochodów między 39 krajami oraz między 6 grupami wykazywało tendencję rosnącą. Największy wzrost różnic dochodowych miał miejsce w pierwszej części analizowanego okresu. Jest to wyraźnie widoczne na rysunku 4 i potwierdzone równaniami regresji dla lat 1993-2000.

Tablica 4

Wyniki estymacji równań regresji opisujących konwergencję β : 39 krajów i 6 grup, różne okresy

	39 krajów			6 grup		
	1993-2007	1993-2000	2000-2007	1993-2007	1993-2000	2000-2007
Stała	0,3637	0,3423	0,3935	0,1844	0,1630	0,2251
	54,25	53,45	121,40	19,90	11,16	56,97
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Czas	0,0026	0,0079	-0,0003	0,0042	0,0094	0,0013
	3,46	6,21	-0,54	4,08	3,24	1,60
	0,004	0,001	0,607	0,001	0,018	0,160
Statystyka F	11,98	38,53	0,30	16,64	10,50	2,57
Wartość p dla F	0,004	0,001	0,607	0,001	0,018	0,160
Liczba obserwacji	15	8	8	15	8	8
R -kwadrat – zwykły	0,4796	0,8653	0,0469	0,5614	0,6364	0,2999
– skorygowany	0,4396	0,8428	-0,1120	0,5277	0,5758	0,1832
Test White'a ¹						
Statystyka χ^2	6,06	2,15	2,56	7,98	2,29	3,58
Wartość p dla χ^2	0,048	0,342	0,278	0,019	0,318	0,167
Konwergencja σ	nie	nie	nie	nie	nie	nie

Zmienna objaśniana: odchylenie standardowe logarytmu naturalnego realnego PKB *per capita* wg PSN. Zmienna objaśniająca: czas ($t = 1, 2, 3, \dots$).

Komórki w górnej części tablicy pokazują oceny parametrów, statystyki t i wartości p (poziomy istotności).

Metoda: KMNK.

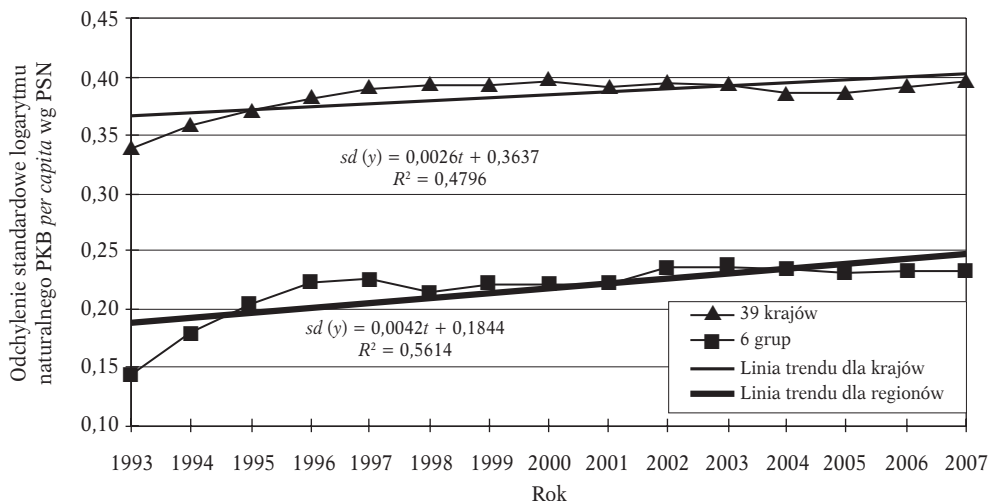
¹ Test White'a: H_0 : składnik losowy jest homoskedastyczny; H_1 : składnik losowy jest heteroskedastyczny.

Źródło: obliczenia własne

Podsumowując, mechanizm konwergencji absolutnej nie był głównym czynnikiem szybkiego wzrostu gospodarczego krajów EŚW-10 w porównaniu z innymi państwami badanej grupy. Nasza analiza obejmująca 39 krajów nie potwierdziła, że gospodarki słabiej rozwinięte wykazywały przeciętnie szybszy wzrost gospodarczy niż gospodarki wyżej rozwinięte. Co więcej, różnice w poziomie dochodów raczej powiększały się w czasie. Należy natomiast podkreślić, że nasze badanie dostarczyło silnych przesłanek pozwalających stwierdzić występowanie konwergencji warunkowej w tej grupie krajów, tzn. zbieżności w kierunku indywidualnych (nie zaś wspólnych) stanów ustalonych.

Główną przyczyną braku zbieżności w kategoriach absolutnych jest heterogeniczność analizowanej grupy. Kraje uwzględnione w badaniu mają przede wszystkim jedną wspólną cechę: poziom początkowego dochodu *per capita*. Inne cechy, jak np. struktura gospodarki, otoczenie instytucjonalne, czynniki polityczne, wielkość państwa, zakres wolności gospodarczej czy położenie geograficzne mogą znacząco się różnić. Z uwagi na dużą heterogeniczność, nasza grupa krajów nie wykazywała zbieżności w ujęciu absolutnym, co jest zgodne z teorią neoklasyczną.

Rysunek 4
Odchylenie standardowe realnego PKB *per capita* wg PSN w latach 1993-2007



Źródło: obliczenia własne

W następnjej części artykułu sprawdzimy, w jakim stopniu szybki wzrost gospodarczy krajów EŚW-10 wynikał z poprawy łącznej produktywności czynników wytwórczych.

Łączna produktywność czynników wytwórczych

Ramy teoretyczne

Łączną produktywność czynników wytwórczych (*total factor productivity* – TFP) można wyznaczyć za pomocą rachunkowości wzrostu gospodarczego. Rachunek wzrostu opiera się na dekompozycji dynamiki PKB zainicjowanej przez Solowa [1957]. Punktem wyjścia dla takiej analizy jest makroekonomiczna funkcja produkcji o ogólnej następującej postaci: $Y = F(A, Z_1, \dots, Z_n)$, gdzie: Y – produkcja (PKB), A – poziom techniki (technologii), Z_1, \dots, Z_n – mierzalne czynniki produkcji. W badaniach empirycznych uwzględnia się zazwyczaj dwa lub trzy mierzalne czynniki wytwórcze: pracę, kapitał rzeczowy (fizyczny) i czasami kapitał ludzki. Nasza analiza obejmuje dwa takie czynniki: pracę (L) i kapitał rzeczowy (K). A zatem, funkcja produkcji przyjmuje postać $Y = F(A, L, K)$.

Aby dokonać dekompozycji stopy wzrostu gospodarczego, należy zróżniczkować funkcję produkcji względem czasu (kropka nad daną zmienną oznacza jej pochodną po czasie):

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\partial F(A, L, K)}{\partial A} \frac{A}{Y} \frac{\dot{A}}{A} + \frac{\partial F(A, L, K)}{\partial L} \frac{L}{Y} \frac{\dot{L}}{L} + \frac{\partial F(A, L, K)}{\partial K} \frac{K}{Y} \frac{\dot{K}}{K}. \quad (7)$$

Powyższe równanie pokazuje, że stopa wzrostu PKB jest średnią ważoną stóp wzrostu trzech czynników wytwórczych: technologii, pracy i kapitału rzeczowego. Wagami są udziały wynagrodzeń poszczególnych czynników w dochodzie, obliczone jako krańcowy produkt czynnika (na poziomie całej gospodarki) pomnożony przez ilość danego czynnika i podzielony przez wielkość produkcji.

Zakładamy, że postęp techniczny jest neutralny w sensie Hicksa: $F(A, L, K) = A \times f(L, K)$. Dla takiej funkcji produkcji udział wynagrodzenia technologii w dochodzie, tzn. wartość wyrażenia $(\partial F/\partial A)A/Y$ w równaniu (7), wynosi 1.

Aby obliczyć tempo wzrostu TFP w badaniu empirycznym, należy poczynić dalsze założenia dotyczące krańcowych produktów czynników wytwórczych. Nie jest możliwe obliczenie krańcowej produktywności czynnika na poziomie całej gospodarki (czyli na poziomie społecznym). Dlatego zakładamy, że wszystkie rynki są doskonale konkurencyjne i nie występują efekty zewnętrzne. Przy takich założeniach krańcowy społeczny produkt kapitału $\partial F/\partial K$ jest równy cenie kapitału r , zaś krańcowy społeczny produkt pracy $\partial F/\partial L$ jest równy stawce płacy w . Niech s_K oznacza udział wynagrodzenia kapitału w dochodzie (rK/Y), a s_L – udział wynagrodzenia pracy w dochodzie (wL/Y).

Założmy dalej, że dochód narodowy jest uzyskiwany tylko z pracy i kapitału, tzn. $Y = wL + rK$. Implikuje to $s_K + s_L = 1$.

Uwzględniając wszystkie przyjęte założenia, równanie (7) można zapisać jako:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{A}}{A} + s_K \frac{\dot{K}}{K} + (1 - s_K) \frac{\dot{L}}{L}. \quad (8)$$

Powyższa formuła jest podstawowym równaniem w rachunku wzrostu gospodarczego. Ze wzoru tego możemy obliczyć tempo wzrostu TFP jako różnicę między tempem wzrostu PKB a średnim ważonym tempem wzrostu pracy i kapitału rzeczowego:

$$\text{Tempo wzrostu TFP} \equiv \frac{\dot{A}}{A} = \frac{\dot{Y}}{Y} - \left[s_K \frac{\dot{K}}{K} + (1 - s_K) \frac{\dot{L}}{L} \right]. \quad (9)$$

Dane i obliczenia

Na potrzeby niniejszej analizy zgromadziliśmy dane tworzące następujące szeregi czasowe: (a) tempo wzrostu PKB, (b) tempo wzrostu nakładów pracy, (c) tempo wzrostu zasobu kapitału rzeczowego. Dane zostały pozyskane z czterech źródeł: Banku Światowego [World Bank, 2009], MFW [IMF, 2008], Międzynarodowej Organizacji Pracy [ILO, 2009] i Penn World Table [Heston, Summers, Aten, 2006].

Tempo wzrostu PKB definiujemy jako roczną dynamikę realnego PKB ogółem i opisujemy za pomocą danych MFW. Tempo wzrostu nakładów pracy przybliżamy dynamiką zatrudnienia obliczoną na podstawie danych ILO. Zasób

kapitału rzeczowego został uzyskany z równania ruchu na kapitał (tzn. według procedury *perpetual inventory method*). Założyliśmy, że stopa amortyzacji wynosi 5%, a początkowy stosunek kapitał/produkt jest równy 1,5⁸. Stopa inwestycji to zmienna *gross fixed capital formation* według danych Banku Światowego. Ponieważ Bank Światowy nie publikuje statystyk dla Tajwanu, dla tego kraju wzięliśmy dane z Penn World Table, mimo że obejmują one krótszy okres. Założyliśmy także – zgodnie z dominującym nurtem badań empirycznych – iż udział wynagrodzenia kapitału rzeczowego w dochodzie wynosi 0,3, a co za tym idzie odpowiedni udział dla pracy jest równy 0,7⁹.

Powyższe wartości parametrów zostały uwzględnione w podstawowym wariancie modelu. Jednak w celu sprawdzenia stabilności wyników rachunek wzrostu gospodarczego przeprowadziliśmy także dla alternatywnych wariantów, różniących się zakładanymi parametrami. W artykule przedstawiamy najważniejsze wnioski płynące z analizy wrażliwości.

Wyniki

Tablica A1 znajdująca się w załączniku¹⁰ zawiera szczegółowe dane na temat dekompozycji tempa wzrostu gospodarczego. Wartości w poszczególnych komórkach pokazują: (a) tempo wzrostu pracy (L), kapitału rzeczowego (K), TFP i PKB, (b) wkład pracy, kapitału i TFP we wzrost gospodarczy w punktach procentowych, (c) wkład pracy, kapitału i TFP we wzrost gospodarczy w procentach. Rysunki 5 i 6 podsumowują wyniki zawarte w tablicy A1.

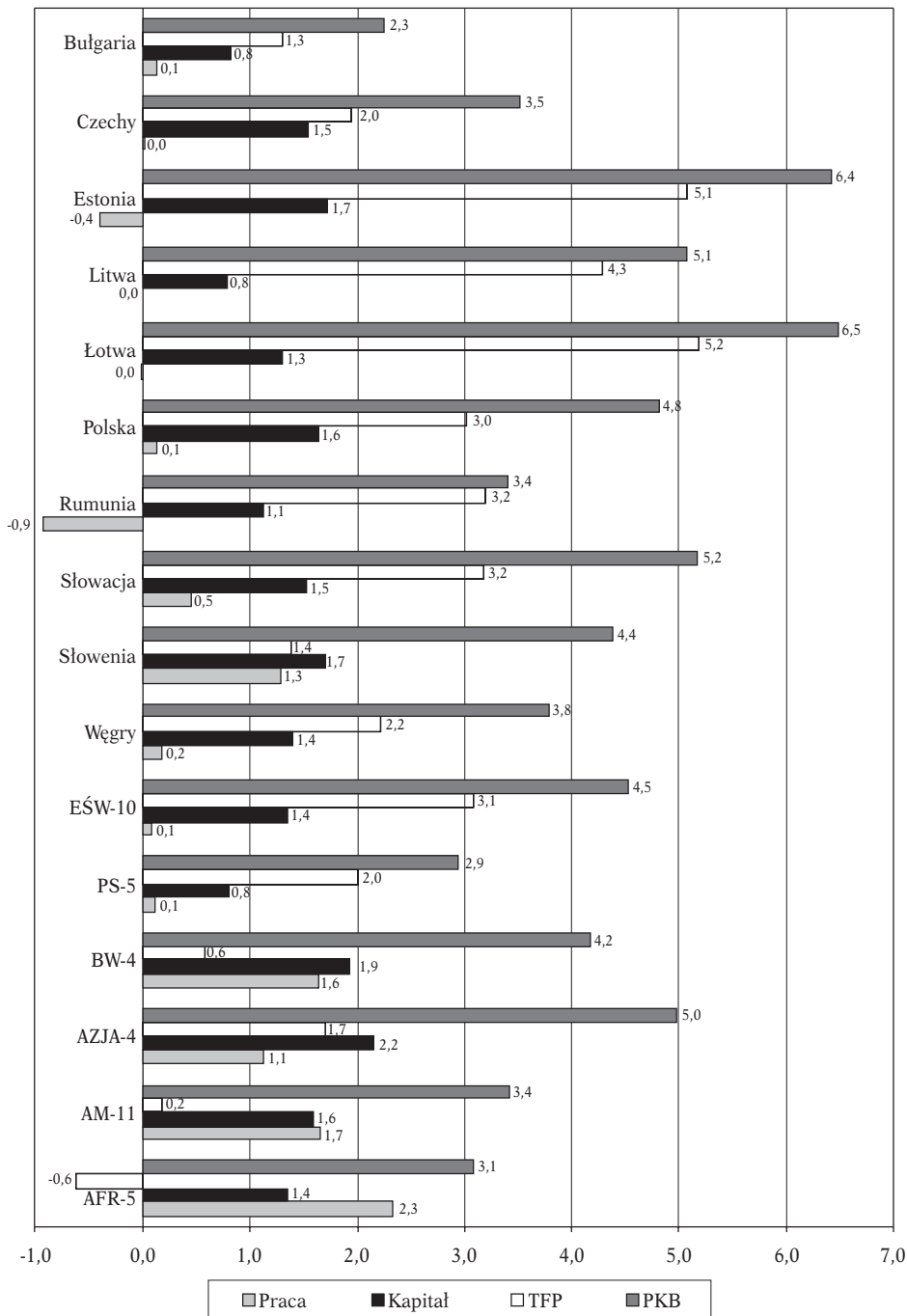
Rysunek 5 ilustruje średnie wkłady pracy i kapitału we wzrost gospodarczy wyrażone w punktach procentowych oraz tempa wzrostu TFP i PKB w okresie 1993-2007 dla poszczególnych krajów EŚW-10 oraz dla sześciu wyodrębnionych grup (wszystkie średnie są arytmetyczne). Natomiast rysunek 6 pokazuje średnie wkłady pracy, kapitału i TFP we wzrost gospodarczy wyrażone w procentach. Procentowe wkłady czynników wytwórczych we wzrost gospodarczy przedstawione na rysunku 6 zostały obliczone na podstawie danych zagregowanych z rysunku 5.

⁸ Według szacunków przeprowadzonych przez King i Levine [1994] stosunek kapitał/PKB dla 24 krajów OECD wynosi około 2,5. Ponieważ kraje „wzschodzące” są względnie słabo wyposażone w kapitał, obniżyliśmy dla nich początkowy stosunek kapitał/produkt do 1,5.

⁹ Udział wynagrodzenia kapitału rzeczowego w dochodzie na poziomie ok. 1/3 jest przyjmowany w większości badań empirycznych (zob. np. [Young, 1994], [De Broeck, Koen, 2000]). Arbitralne wartości udziałów wynagrodzeń czynników wytwórczych w dochodzie są szeroko stosowane w analizach empirycznych (por. [King, Levine, 1994], [Wang, Yao, 2003], [Caselli, Tenreyro, 2005]). Wang i Yao [2003] pokazują, że różne założenia co do wysokości tych udziałów nie prowadzą do uzyskania znacząco odmiennych wyników. Z kolei Caselli i Tenreyro [2005] dochodzą do podobnych wniosków w modelach opartych na arbitralnych i rzeczywistych udziałach wynagrodzeń czynników produkcji w dochodzie.

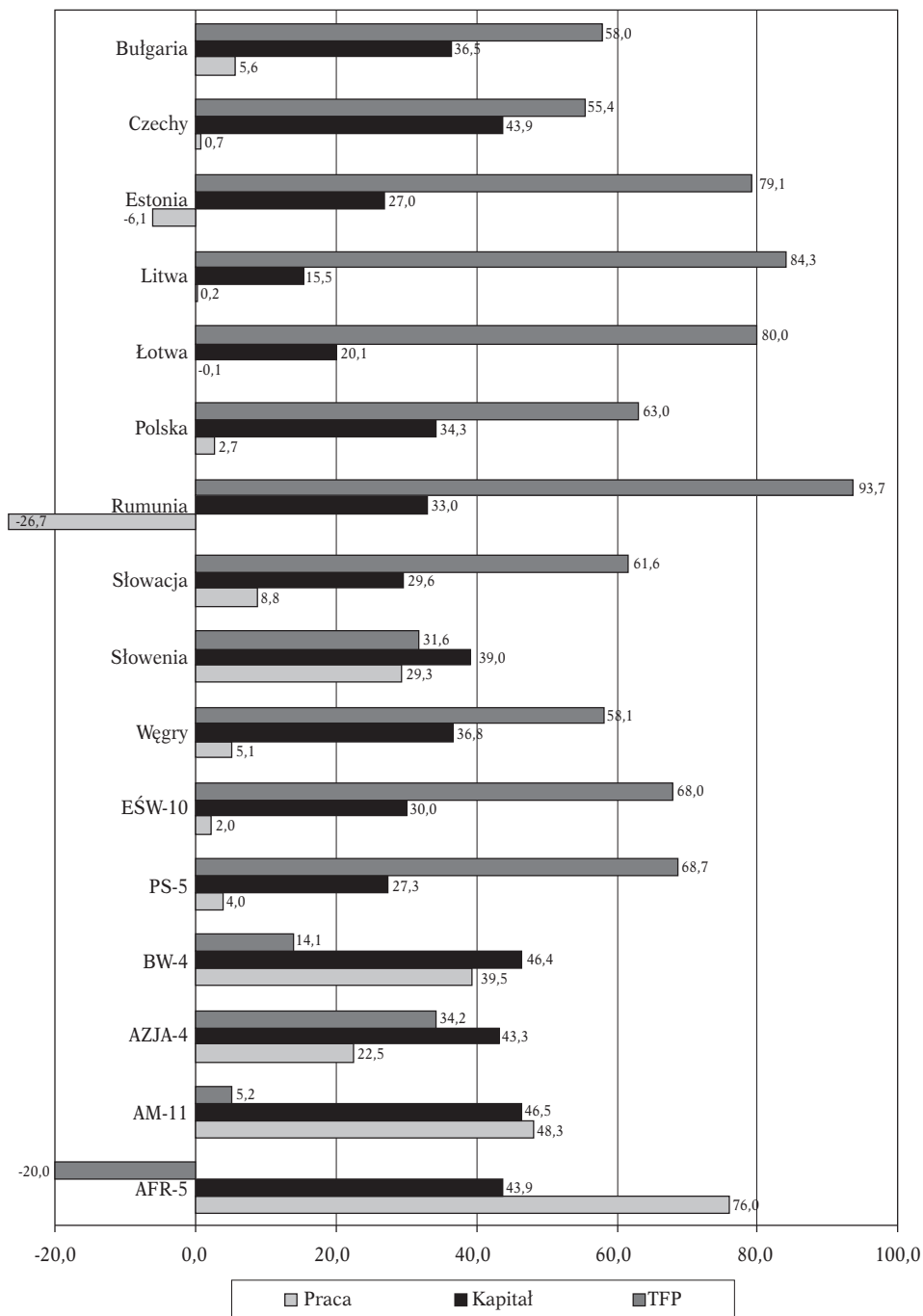
¹⁰ Załącznik z tablicą A1 jest dostępny w wersji elektronicznej na stronie internetowej Katedry Ekonomii II SGH (w dziale obejmującym publikacje artykułów w czasopiśmie naukowych).

Rysunek 5
Wkład pracy, kapitału i TFP we wzrost gospodarczy (w punktach proc.), 1993-2007



Źródło: obliczenia własne

Rysunek 6
Wkład pracy, kapitału i TFP we wzrost gospodarczy (w %), 1993-2007



Źródło: obliczenia własne

Poszczególne kraje EŚW-10 zanotowały relatywnie szybki wzrost TFP. Najwyższą dynamikę TFP wykazały kraje bałtyckie: Łotwa – 5,2% średniorocznie w okresie 1993-2007, Estonia – 5,1% i Litwa – 4,3%. TFP rosła względnie szybko także w Słowacji i Rumunii (3,2%) oraz Polsce (3,0%). W pozostałych krajach Europy Środkowo-Wschodniej średnioroczne zmiany TFP nie przekraczały 3%.

Grupa EŚW-10 jako całość osiągnęła wyższą dynamikę TFP w porównaniu z innymi analizowanymi obszarami. W grupie ESW-10 TFP rosła średnio o 3,1% w latach 1993-2007. Szybki jej wzrost zanotowały także inne kraje transformacji (PS-5) oraz państwa Dalekiego Wschodu (AZJA-4): odpowiednio 2,0% i 1,7%. Pozostałe grupy doświadczyły o wiele wolniejszych zmian TFP. Na obszarze BW-4 i AM-11 łączna produktywność czynników wytwórczych wykazała stopę wzrostu poniżej 1%, zaś w krajach afrykańskich (AFR-5) TFP spadła.

Wysokie stopy wzrostu TFP w poszczególnych krajach EŚW oraz w całej grupie EŚW-10 implikują duży wkład TFP we wzrost gospodarczy. Największy był on w krajach bałtyckich (ok. 80%) i Rumunii (ok. 90%). W przypadku Rumunii wynik ten można przypisać ujemnej dynamice zatrudnienia. W pozostałych krajach EŚW-10 (oprócz Słowenii) wkład TFP we wzrost gospodarczy był również dość wysoki (55-65%). Jedyne Słowenia wypadła nieco gorzej z wynikiem 30%.

Udział TFP we wzroście gospodarczym w grupie EŚW-10 był względnie wysoki w porównaniu z innymi grupami państw. W latach 1993-2007 obszar EŚW-10 osiągnął roczny wzrost realnego PKB na poziomie 4,5% i wzrost TFP w wysokości 3,1%, co sprawiło, że wkład TFP we wzrost gospodarczy wyniósł średnio 68%. Pod względem tego ostatniego wskaźnika grupę EŚW-10 dogoniły tylko kraje PS-5: wkład TFP we wzrost gospodarczy był tam równy 69% (jednak w grupie PS-5 zarówno dynamika PKB, jak i TFP była niższa niż w krajach EŚW-10). W pozostałych czterech analizowanych grupach (BW-4, AZJA-4, AM-11 i AFR-5) udział TFP we wzroście gospodarczym był o wiele niższy i nie przekraczał 35%.

Podsumowując, kraje EŚW-10 osiągnęły bardzo dobre wyniki w zakresie zmian łącznej produktywności czynników wytwórczych w porównaniu z pięcioma pozostałymi grupami państw. Co więcej, ponieważ zmiany nakładów mierzalnych czynników produkcji (pracy oraz – w mniejszym stopniu – kapitału rzeczowego) wywarły tylko marginalny wpływ na wzrost gospodarczy w krajach EŚW-10, zmiany TFP można postrzegać jako jeden z głównych czynników ich szybkiego wzrostu gospodarczego na tle pozostałych badanych gospodarek „wschodzących”.

W naszym przekonaniu, odmienny przebieg ścieżek rozwojowych krajów Europy Środkowo-Wschodniej – z jednej strony – oraz innych gospodarek wschodzących – z drugiej, nie jest przypadkiem. Tendencje do dywergencji są wynikiem łącznego oddziaływania dwóch czynników. Po pierwsze, transformacja systemowa od gospodarki centralnie planowanej do gospodarki rynkowej zmusiła kraje EŚW-10 do przeprowadzenia reform instytucjonalnych, gospodarczych i politycznych, mających na celu bardziej efektywne wykorzystanie czynników

wytwórczych oraz pozbycie się zbędnego, nieproduktywnego wyposażenia kapitałowego. W rezultacie szybki wzrost gospodarczy można było w tych krajach osiągnąć bez znaczącego zwiększania nakładów mierzalnych czynników wytwórczych. Po drugie, integracja z Unią Europejską (tzw. „kotwica integracyjna”), skutkująca liberalizacją przepływów pracy i kapitału, napływem BIZ, pomocą strukturalną oraz obniżeniem cel i barier handlowych, przyspieszyła transfer technologii z Europy Zachodniej, co spowodowało wzrost produktywności w krajach ESW-10. Ten ostatni wniosek zyskuje coraz solidniejszą podbudowę empiryczną – jak wynika m.in. z naszych własnych badań [Rapacki, Próchniak, 2009], rozszerzenie UE w dużym stopniu przyczyniło się do wzrostu gospodarczego krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Do głównych kanałów tego oddziaływania należały: inwestycje zagraniczne, reformy strukturalne i pomoc zagraniczna płynąca z UE.

Oceniając rolę TFP we wzroście gospodarczym krajów postsocjalistycznych trzeba jednak pamiętać, że transformacja systemowa przyniosła w początkowym okresie głębokie załamanie produkcji i powstanie znacznej luki dochodu. W takich warunkach wzrost łącznej produktywności czynników nie oznacza jedynie czystych efektów postępu technicznego. Jest on także po części konsekwencją rosnącego – po przełamaniu recesji transformacyjnej – stopnia wykorzystania czynników wytwórczych (zwłaszcza majątku produkcyjnego) i zbliżania się produkcji faktycznej do poziomu potencjalnego. W istocie, inaczej niż zakłada się w neoklasycznej funkcji produkcji, wzrost gospodarczy w początkowym okresie transformacji w krajach postsocjalistycznych był połączeniem trzech procesów: wzrostu produkcji faktycznej (szybszego niż produkcji potencjalnej), wzrostu produkcji potencjalnej (w wyniku powiększania zasobów kapitału) i wzrostu całkowitej produktywności czynników wytwórczych, łączącego w sobie zmiany ilościowe i jakościowe. Dopiero po domknięciu luki podażowej (co np. w Polsce nastąpiło około 1996 r.) zmiany TFP w krajach transformacji można interpretować jako wyraz postępu technicznego i wzrostu efektywności gospodarowania [Rapacki, 2002].

Trzeba także podkreślić, iż ta część TFP, która wynika ze zwiększonej wydajności pracy, powinna być częściowo traktowana jako wkład kapitału ludzkiego we wzrost gospodarczy. Jednak z uwagi na trudności w obliczeniu zasobu tego rodzaju kapitału dla analizowanej grupy krajów, TFP w naszym ujęciu zawiera także wpływ kapitału ludzkiego na wzrost.

Warto na zakończenie dodać, iż badania nad dekompozycją wzrostu gospodarczego i szacunkami TFP prowadzili także inni polscy autorzy¹¹. Na przykład, Florczak i Welfe [2000] oraz Welfe [2001] obliczają TFP w Polsce w latach 1982-2000 na podstawie standardowego rachunku wzrostu z uwzględnieniem dwóch czynników produkcji: pracy (liczby pracujących) i kapitału fizycznego (maszyn i urządzeń lub środków trwałych ogółem). W ich badaniu elastyczność

¹¹ Z uwagi na ograniczenia objętościowe nie cytujemy, poza kilkoma pozycjami wcześniej wymienionymi, obszernej literatury zagranicznej zawierającej wyniki badań nad rachunkiem wzrostu gospodarczego.

produkcji względem środków trwałych, czyli udział wynagrodzenia kapitału fizycznego w dochodzie, jest kalibrowana na poziomie 0,5 lub estymowana na podstawie funkcji produkcji. W innym badaniu Welfego (2003), autor szacuje TFP dla Polski w latach 1986-2000 przy wykorzystaniu różnych alternatywnych wartości udziału wynagrodzenia kapitału fizycznego w dochodzie (od 0,25 do 0,7). Szacunki TFP dla Polski przeprowadzili także m.in.: Zienkowski [2001], Rapacki [2002], Piątkowski [2004] oraz Ptaszyńska [2006]. Roszkowska [2005] oraz Tokarski, Roszkowska i Gajewski [2005] wykonali rachunek wzrostu dla województw w Polsce. Zielińska-Głębocka [2004] oszacowała TFP dla 100 gałęzi przemysłu w Polsce, a Ciołek i Umiński [2007] obliczyli tempo wzrostu TFP w polskich przedsiębiorstwach krajowych i zagranicznych. Rzońca [2002] przeprowadził rachunek wzrostu gospodarczego dla Irlandii; Doebeli i Kolasa [2005] wykorzystali metodę dekompozycji indeksowej (*index number decomposition*) w rachunku wzrostu dla Polski, Czech i Węgier; zaś Rapacki i Próchniak [2006] oszacowali TFP dla 27 krajów postsocjalistycznych.

Analiza wrażliwości

Nasz główny model rachunku wzrostu gospodarczego jest oparty na następujących założeniach: początkowy stosunek kapitału do produkcji = 1,5, stopa amortyzacji = 5%, udział wynagrodzenia kapitału fizycznego w dochodzie = 0,3. W celu oceny stabilności wyników przeprowadzamy także analizę wrażliwości, aby określić, w jakim stopniu uzyskane wyniki zależą od przyjętych parametrów. Testujemy trzy alternatywne warianty modelu o następujących założeniach: wariant 1 uwzględnia początkowy stosunek kapitału do produkcji na poziomie 3 (podobnie jak w krajach OECD, czyli krajach wysoko rozwiniętych); wariant 2 zakłada stopę amortyzacji równą 10%; natomiast w wariacie 3 udziały wynagrodzeń obu czynników wytwórczych (pracy i kapitału) w dochodzie wynoszą 0,5 (wartość ta jest bliższa rzeczywistości dla niektórych krajów EŚW-10, w tym Polski).

Tablica 5 podsumowuje wyniki analizy wrażliwości. Dla każdego alternatywnego wariantu obliczyliśmy średnie tempo wzrostu TFP, które następnie porównaliśmy z tempem wzrostu uzyskanym w modelu podstawowym. Aby ocenić podobieństwo wyników, przeprowadziliśmy testy statystyczne na równość średnich¹². Tablica 5 zawiera odpowiednie wartości *p* (poziomy istotności). Mając na uwadze objętość artykułu, w tablicy umieściliśmy tylko niektóre kraje.

Dane wskazują, że alternatywne warianty nie prowadzą do uzyskania – ze statystycznego punktu widzenia – odmiennych wyników pod względem średnich stóp wzrostu TFP. Niskie wartości *p*, oznaczające odrzucenie hipotezy zerowej i nierówność średnich, pojawiają się tylko dwukrotnie.

¹² Do weryfikacji hipotezy zerowej stosujemy test, w którym zakładamy, że obie zmienne mają rozkład normalny z nieznanymi, lecz takimi samymi odchyleniami standardowymi.

Tablica 5
Analiza wrażliwości: wyniki testów na równość średnich stóp wzrostu TFP

Kraj	Model podstawowy (początkowy stosunek $K/Y = 1,5$, stopa amortyzacji = 5%, udział wynagrodzenia kapitału rzeczowego w dochodzie = 0,3) względem modelu:								
	Model z początkowym stosunkiem $K/Y = 3$			Model ze stopą amortyzacji = 10%					
	Średnia: wariant podstawowy	Średnia: wariant alternatywny	Wartość p dla testu na równość średnich	Średnia: wariant podstawowy	Średnia: wariant alternatywny	Wartość p dla testu na równość średnich			
Bulgaria	1,3	2,0	0,699	1,3	1,9	0,762	1,3	0,8	0,777
Czechy	2,0	2,7	0,360	2,0	2,6	0,500	2,0	0,9	0,294
Estonia	5,1	5,9	0,454	5,1	5,5	0,702	5,1	3,8	0,288
Litwa	4,3	5,0	0,712	4,3	4,9	0,734	4,3	3,8	0,778
Łotwa	5,2	6,1	0,608	5,2	5,6	0,809	5,2	4,3	0,571
Polska	3,0	3,9	0,166	3,0	3,6	0,378	3,0	2,0	0,076*
Słowacja	3,2	3,9	0,322	3,2	3,8	0,460	3,2	2,3	0,288
Słowenia	1,4	2,3	0,323	1,4	1,9	0,562	1,4	0,6	0,322
Węgry	2,2	3,0	0,077*	2,2	2,8	0,234	2,2	1,3	0,045
Chorwacja	2,7	3,6	0,434	2,7	3,1	0,692	2,7	1,8	0,443
Rosja	2,2	2,8	0,781	2,2	2,9	0,723	2,2	2,0	0,919
Ukraina	0,8	1,4	0,888	0,8	1,6	0,843	0,8	0,6	0,948
Turcja	1,5	2,4	0,705	1,5	2,0	0,829	1,5	0,7	0,722
Korea Płd.	2,0	2,7	0,449	2,0	2,5	0,602	2,0	0,6	0,253
Argentyna	0,1	1,0	0,708	0,1	0,6	0,814	0,1	-0,6	0,772
Brazylia	0,1	0,8	0,241	0,1	0,7	0,335	0,1	-0,2	0,702
Chile	1,7	2,6	0,367	1,7	2,2	0,568	1,7	0,5	0,232
Meksyk	0,1	0,9	0,426	0,1	0,7	0,591	0,1	-0,5	0,595
Libia	-3,2	-2,4	0,792	-3,2	-2,4	0,778	-3,2	-2,9	0,905
RPA	0,8	1,6	0,497	0,8	1,4	0,601	0,8	0,6	0,810

Hipoteza zerowa (H_0): Średnie tempo wzrostu TFP w latach 1994-2007 (wariant podstawowy) minus średnie tempo wzrostu TFP w latach 1994-2007 (wariant alternatywny) = 0.

* Hipotezę zerową odrzucamy (na poziomie istotności 10%), co oznacza, że średnie są statystycznie różne.

Źródło: obliczenia własne

Analizując szczegółowo dane w tabelicy 5 widzimy, że przyjęte w wariacie podstawowym wartości początkowej relacji kapitału do produktu oraz stopy amortyzacji dają niższe tempa wzrostu TFP niż w wariantach alternatywnych (o około 0,5-1,0 punktu procentowego); z drugiej zaś strony model podstawowy przeszacowuje dynamikę TFP w porównaniu z modelem opartym na wyższym udziale wynagrodzenia kapitału rzeczowego w dochodzie. Niemniej jednak, wszystkie te różnice nie są duże i nie podważają wyników omówionych dla podstawowego wariantu modelu.

Podsumowanie i wnioski

1. Poszczególne kraje Europy Środkowo-Wschodniej oraz grupa EŚW-10 jako całość zanotowały względnie szybki wzrost gospodarczy w porównaniu z pozostałymi 29 krajami „wschodzącymi” z innych regionów świata. W latach 1993-2007 grupa EŚW-10 osiągnęła średnioroczną stopę wzrostu realnego PKB *per capita* wg PSN równą 4,7% oraz stopę wzrostu realnego PKB ogółem 4,5%.
2. Nasze badanie nie potwierdziło, aby szybki wzrost gospodarczy krajów EŚW-10 (w porównaniu z krajami „wschodzącymi” tworzącymi grupę odniesienia) wynikał z mechanizmu konwergencji absolutnej. 39 pojedynczych krajów oraz 6 wyodrębnionych podgrup nie rozwijało się zgodnie z hipotezą zbieżności absolutnej β i σ ani w skali całego okresu 1993-2007, ani dwóch krótszych podokresów (1993-2000 i 2000-2007). Główną przyczyną braku zbieżności do tego samego stanu ustalonego jest heterogeniczność badanej grupy. Jeżeli jednak uwzględnimy różnice w umiejscowieniu stanów ustalonych w poszczególnych krajach, to okazuje się, że w badanej zbiorowości występowała konwergencja warunkowa typu β .
3. Szybki wzrost gospodarczy krajów EŚW-10 był w dużym stopniu konsekwencją zwiększania łącznej produktywności czynników wytwórczych (TFP). Wkład pracy i kapitału rzeczowego we wzrost produkcji okazał się znacznie mniejszy. Grupa EŚW-10 jako całość zanotowała średnioroczne tempo wzrostu TFP równe 3,1%. W rezultacie wkład TFP we wzrost gospodarczy osiągnął 68%, zaś pracy i kapitału fizycznego – odpowiednio 2% i 30%. Pozostałe analizowane grupy krajów wykazały niższą dynamikę TFP (nie przekraczającą 2% rocznie) oraz, z wyjątkiem innych krajów postsocjalistycznych, niższe wkłady TFP we wzrost gospodarczy (poniżej 35%).
4. W naszej opinii, stwierdzone w badaniu różnice w dynamice TFP na korzyść krajów EŚW są spowodowane głównie dwoma czynnikami: (a) transformacją systemową krajów Europy Środkowo-Wschodniej z gospodarki centralnie planowanej do gospodarki rynkowej, (b) tzw. „kotwicą integracyjną” związaną z akcesją krajów EŚW do Unii Europejskiej.

Bibliografia

- Barro R., Sala-i-Martin X., [2003], *Economic Growth*, The MIT Press, Cambridge – London.
- Caselli F., Tenreyro S., [2005], *Is Poland the Next Spain?*, „NBER Working Papers”, nr 11045.
- Ciołek D., [2003], *Badanie konwergencji krajów Europy Środkowo-Wschodniej z wykorzystaniem danych panelowych*, referat przedstawiony na VIII Ogólnopolskim Seminarium Naukowym, Toruń, 9-11.09.2003, http://www.dem.umk.pl/DME/2003/320_ciolek.pdf
- Ciołek D., Umiński S., [2007], *Transfer technologii przez zagranicznych inwestorów*, „*Ekonomista*”, 2, s. 221-234.
- De Broeck M., Koen V., [2000], *The Great Contractions in Russia, the Baltics and the Other Countries of the Former Soviet Union: A View from the Supply Side*, „IMF Working Papers”, nr 32.
- Doebeli B., Kolasa M., [2005], *Rola zmian cen dóbr handlowych we wzroście dochodu krajowego Polski, Czech i Węgier*, „*Gospodarka Narodowa*”, 9, 25-45.
- Florczak W., Welfe W., [2000], *Wyznaczanie potencjalnego PKB i łącznej produktywności czynników produkcji*, „*Gospodarka Narodowa*”, 11-12, s. 40-55.
- Heritage Foundation, [2009], *Index of Economic Freedom Database*.
- Heston A., Summers R., Aten B., [September 2006], *Penn World Table Version 6.2*, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania.
- ILO, [2009], *KILM 5th Edition Database*.
- IMF, [2008], *World Economic Outlook Database, October*.
- IMF, [2009], *International Financial Statistics, September*, IMF, Washington.
- King R.G., Levine R., [1994], *Capital Fundamentalism, Economic Development, and Economic Growth*, „Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy”, 40, s. 259-292.
- Liberda B., Rogut A., Tokarski T., [2002], *Wzrost gospodarczy, oszczędności i inwestycje w krajach OECD i w krajach Europy Środkowej i Wschodniej*, „*Ekonomista*”, 3, s. 397-412.
- Madden G., Savage S.J., [1998], *CEE Telecommunications Investment and Economic Growth*, „*Information Economics and Policy*”, 10, s. 173-195.
- 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.
- Mencinger J., [2003], *Does Foreign Direct Investment Always Enhance Economic Growth?*, „*Kyklos*”, 56, s. 491-508.
- Piątkowski M., [2004], *Wpływ technologii informacyjnych na wzrost gospodarczy i wydajność pracy w Polsce w latach 1995-2000*, „*Gospodarka Narodowa*”, 1-2, s. 37-52.
- Ptaszyńska B., [2006], *Wzrost gospodarczy w Polsce w latach transformacji systemowej*, „*Wiadomości Statystyczne*”, 2, s. 44-53.
- Rapacki R., [2002], *Możliwości przyspieszenia wzrostu gospodarczego w Polsce*, „*Ekonomista*”, 4, s. 469-493.
- Rapacki R., [2007], *Structural Reforms*, w: *New Europe. Report on Transformation* (red. D. Rosati), XVII Economic Forum, Krynica-Zdrój, Poland, 5-8 September 2007, Instytut Wschodni, Warszawa, s. 86-100.
- Rapacki R. (red.), [2009], *Wzrost gospodarczy w krajach transformacji: konwergencja czy dywergencja?*, PWE, Warszawa.
- Rapacki R., Próchniak M., [2006], *Charakterystyka wzrostu gospodarczego w krajach postsocjalistycznych w latach 1990-2003*, „*Ekonomista*”, 6, s. 715-744.
- Rapacki R., Próchniak M., [2009], *The EU Enlargement and Economic Growth in the CEE New Member Countries*, „*European Economy. Economic Papers*”, nr 367.
- Rapacki R., Próchniak M., [2010], *Economic Growth Paths in the CEE Countries and in Selected Emerging Economies, 1993-2007*, „*Research in Economics and Business: Central and Eastern Europe*”, 2, s. 5-33.

- Rogut A., Roszkowska S., [2006], *Konwergencja warunkowa w krajach transformacji*, „Gospodarka Narodowa”, 9, s. 35-55.
- Roszkowska S., [2005], *Kapitał ludzki a wzrost gospodarczy w ujęciu wojewódzkim*, „Wiadomości Statystyczne”, 4, s. 46-67.
- Rzońca A., [2002], *Rachunek wzrostu na przykładzie gospodarki Irlandii w latach dziewięćdziesiątych*, „Materiały i Studia NBP”, zeszyt nr 149.
- Schadler S., Mody A., Abiad A., Leigh D., [2006], *Growth in the Central and Eastern European Countries of the European Union*, IMF, Washington.
- Solow R.M., [1956], *A Contribution to the Theory of Economic Growth*, „Quarterly Journal of Economics”, 70, s. 65-94.
- Solow R.M., [1957], *Technical Change and the Aggregate Production Function*, „Review of Economics and Statistics”, 39, s. 312-320.
- Sztaudynger J.J., [2006], *Wzrost gospodarczy a kapitał społeczny, prywatyzacja i inflacja*, PWN, Warszawa.
- Tokarski T., [2006], *PKB a rynek pracy w niektórych krajach Europy i Azji*, „Wiadomości Statystyczne”, 4, s. 55-77.
- Tokarski T., Roszkowska S., Gajewski P., [2005], *Regionalne zróżnicowanie łącznej produktywności czynników produkcji w Polsce*, „Ekonomista”, 2, s. 215-244.
- Wang Y., Yao Y., [2003], *Sources of China's Economic Growth 1952-1999: Incorporating Human Capital Accumulation*, „China Economic Review”, 14, s. 32-52.
- Welfe W., [2001], *Czynniki wzrostu potencjału gospodarczego Polski*, „Ekonomista”, 2, s. 177-200.
- Welfe W., [2003], *Łączna produktywność czynników produkcji a postęp techniczny*, „Studia Ekonomiczne”, 1-2, s. 99-115.
- Welfe A., Karp P., Kęłowski P., [2005], *Analiza kointegracyjna w modelowaniu gospodarki polskiej*, „Ekonomista”, 5, s. 645-658.
- World Bank, [2009-2010], *World Development Indicators Database*.
- Young A., [1994], *Lessons from the East Asian NICs: A Contrarian View*, „European Economic Review”, 38, s. 964-973.
- Zielińska-Głębocka A., [2004], *Analiza produktywności polskiego przemysłu. Aspekty metodyczne i empiryczne*, „Ekonomista”, 3, s. 335-358.
- Zienkowski L., [2001], *Wydajność pracy i kapitału w Polsce*, „Wiadomości Statystyczne”, 2, s. 36-49.

ECONOMIC GROWTH PATHS IN CENTRAL AND EASTERN EUROPEAN COUNTRIES AND IN SELECTED EMERGING ECONOMIES

Summary

The paper offers an empirical analysis of economic growth paths in two groups of countries. The first group consists of 10 Central and Eastern European (CEE10) countries. The second group constitutes a benchmark and encompasses 29 emerging economies in other regions of the world. The authors compare the growth paths of the CEE10 countries and the reference emerging economies. They use two econometric methods to test their research hypotheses: income-level convergence analysis and growth accounting exercise. The existence of convergence is checked using linear regression equations estimated with the least squares method (the explanatory variable is the rate of real GDP per capita growth in the case of β convergence and standard GDP per capita deviation between countries in the case of σ convergence. Total factor productivity (TFP), on the other hand, is calculated using

the residual method, by subtracting from the overall rate of real GDP growth the average weighted growth rate of measurable factors of production: labor and physical capital.

The main findings from the analysis are as follows: (1) individual CEE countries and the CEE10 group, as a whole, displayed relatively fast economic growth, compared with the remaining 29 emerging economies; (2) the analysis did not confirm that the fast economic growth of the CEE10 countries (in comparison with the other emerging economies) resulted from the mechanism of absolute convergence. There were signs, however, that the former group was subject to conditional β convergence; (3) rapid economic growth in the CEE10 countries was to a large extent (more considerably than in other analyzed countries) driven by the increase in total factor productivity.

Keywords: economic growth, convergence, growth accounting, total factor productivity (TFP), Central and Eastern Europe

JEL classification codes: O47, P24, P27
