

Mariusz Próchniak

Realna konwergencja typu beta (β) i sigma (σ) w świetle badań empirycznych

International Journal of Management and Economics 20, 74-91

2006

Artykuł został zdigitalizowany i opracowany do udostępnienia w internecie przez Muzeum Historii Polski w ramach prac podejmowanych na rzecz zapewnienia otwartego, powszechnego i trwałego dostępu do polskiego dorobku naukowego i kulturalnego. Artykuł jest umieszczony w kolekcji cyfrowej bazhum.muzhp.pl, gromadzącej zawartość polskich czasopism humanistycznych i społecznych.

Tekst jest udostępniony do wykorzystania w ramach dozwolonego użytku.

Realna konwergencja typu beta (β) i sigma (σ) w świetle badań empirycznych¹

Wprowadzenie

W literaturze istnieje wiele definicji procesu realnej konwergencji gospodarek, a także wiele metod wykorzystywanych przy badaniu tego zjawiska. Wystarczy przytoczyć Islama [2003], który wyodrębnia aż 7 koncepcji podziału zjawiska realnej konwergencji. Oprócz konwergencji realnej, dotyczącej wyrównywania się poziomów dochodu, w ekonomii analizowane są także inne typy konwergencji, np. zbieżność cykliczna [zob. np. Matkowski i Próchniak 2004, 2005a, 2005b, 2006] czy też zbieżność nominalna [zob. np. Kočenda 2001, Kutan i Yigit 2005].

Celem niniejszego opracowania jest dokonanie przeglądu ważniejszych badań empirycznych dotyczących zjawiska realnej konwergencji między krajami. Ponieważ literatura na ten temat jest bardzo obszerna, musimy ograniczyć się i wybrać tylko takie badania, które są ze sobą bezpośrednio porównywalne. Zdecydowaliśmy się uwzględnić w naszej analizie jedynie konwergencję typu β oraz konwergencję typu σ^2 . Są to najczęściej wykorzystywane koncepcje zjawiska zbieżności. Konwergencja typu β występuje wtedy, gdy kraje słabiej rozwinięte (o niższym PKB na 1 mieszkańca) wykazują szybsze tempo wzrostu gospodarczego niż kraje wyżej rozwinięte (o wyższym PKB na 1 mieszkańca). Konwergencja typu σ występuje wtedy, gdy zróżnicowanie poziomów PKB na 1 mieszkańca między gospodarkami maleje w czasie. Konwergencja β może być analizowana w kategoriach absolutnych lub warunkowych. Ujęcie absolutne oznacza, że kraje słabiej rozwinięte zawsze wykazują szybsze tempo wzrostu gospodarczego. Ujęcie warunkowe ogranicza zbieżność tylko do takich przypadków, kiedy kraje słabiej i wyżej rozwinięte dążą do tego samego stanu równowagi długookresowej³.

W literaturze ekonomicznej nie spotkaliśmy dotychczas opracowania zawierającego głęboką analizę porównawczą wyników badań empirycznych nad realną konwergencją. Jest to prawdopodobnie pierwsza tego typu analiza. Stanowi ona dobre uzupełnienie prac de la Fuente [1997], Barro i Sala-i-Martina [2003], Islama [2003] oraz Siwińskiego [2005]. Autorzy ci dokonują pewnego przeglądu badań empirycznych, jednak w znacznie węższym zakresie w porównaniu z niniejszym opracowaniem.

Metodologia badań

Aby zweryfikować empirycznie hipotezę o występowaniu zbieżności absolutnej typu β , należy oszacować następujące równanie:

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

gdzie:

- y_T – PKB na 1 mieszkańca w okresie końcowym,
- y_0 – PKB na 1 mieszkańca w okresie początkowym,
- $T + 1$ – liczba okresów (lat) uwzględnionych w analizie.

Zmienną objaśnianą w równaniu (1) jest średnie tempo wzrostu realnego PKB *per capita* w badanym okresie. Zmienną objaśniającą jest początkowy poziom dochodu *per capita*. Ujemna wartość parametru α_1 oznacza występowanie zbieżności absolutnej typu β . W takim przypadku wartość współczynnika β można obliczyć ze wzoru:

$$\beta = -\frac{1}{T} \ln (1 + \alpha_1 T). \quad (2)$$

Aby zweryfikować empirycznie hipotezę o występowaniu zbieżności warunkowej typu β , należy oszacować równanie (1), uwzględniając większą liczbę zmiennych objaśniających.

Zbieżność typu σ jest analizowana na podstawie obserwowania zmian w czasie wartości współczynnika mierzącego zróżnicowanie dochodów. Istnieją trzy powszechnie stosowane miary zróżnicowania dochodów: odchylenie standardowe, wariancja, współczynnik zmienności⁴. Analiza może być wsparta obliczeniem równania trendu wartości współczynnika zróżnicowania dochodów względem czasu. Ujemne nachylenie linii trendu oznacza występowanie zbieżności typu σ .

Zbieżność β jest warunkiem koniecznym, lecz niedostatecznym występowania zbieżności σ . Oznacza to, że może nastąpić sytuacja, kiedy zróżnicowanie dochodów między gospodarkami będzie rosło w czasie i jednocześnie gospodarka słabiej rozwinięta będzie wykazywała szybsze tempo wzrostu gospodarczego. Taka sytuacja nastąpi m.in. wówczas, gdy gospodarka słabiej rozwinięta będzie rozwijała się bardzo szybko i prześcignie gospodarkę lepiej rozwiniętą pod względem poziomu dochodu na tyle, że końcowe różnice między poziomami PKB *per capita* w obu gospodarkach będą większe niż w sytuacji wyjściowej [Sala-i-Martin 1996].

Przegląd badań

Wyniki badań empirycznych nad konwergencją typu β zaczęły pojawiać się w literaturze ekonomicznej w latach 80. XX wieku. 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). Tempo wzrostu gospodarczego 72 krajów świata w latach 1950–1980 ogólnie biorąc nie było skorelowane z poziomem PKB *per capita* z 1950 r. Niemniej jednak w grupach w przybliżeniu homogenicznych (np. kraje wysoko rozwinięte lub kraje dawnego bloku wschodniego) dają się zauważyć tendencje konwergencyjne. Na przykład równanie regresji tempa wzrostu gospodarczego w latach 1870–1979 względem początkowego poziomu dochodu dla 16 krajów wysoko rozwiniętych ma nachylenie $-0,75$ ($R^2 = 0,88$). Potwierdza to występowanie zbieżności absolutnej w grupie krajów uprzemysłowionych.

Mimo iż badanie przeprowadzone przez Baumola było jednym z pierwszych, jego wyniki są wciąż aktualne. Jak się okaże, brak zbieżności absolutnej w skali całego świata oraz występowanie zbieżności wśród homogenicznych gospodarek to wnioski wynikające z wielu obecnych badań empirycznych.

Podjęcie Baumola identyfikujące zbieżność w grupach zostało skrytykowane przez De Longa [1988]. Wskazuje on, że analiza konwergencji w grupach powinna być przeprowadzona dla krajów o podobnym początkowym, a nie końcowym poziomie dochodu. Grupa obecnych państw wysoko uprzemysłowionych musi bowiem wykazywać zbieżność. Jeśli do grupy tej należą kraje, które 100 lat temu były biedne, to musiały one rozwijać się szybciej niż kraje, które 100 lat temu były bogate. Dodatkowo De Long wskazuje na możliwość występowania błędów pomiaru poziomu dochodu z końca XIX wieku, co także może prowadzić do fałszywego obrazu zjawiska zbieżności. Okazuje się, że uwzględnienie zarzutów stawianych przez De Longa prowadzi do wniosku o znacznie wolniejszym tempie zbieżności niż to, które zostało oszacowane przez Baumola, a nawet do uzyskania dodatniej zależności między początkowym poziomem dochodu i tempem wzrostu gospodarczego.

Przegląd nowszych badań empirycznych dotyczących konwergencji krajów zawiera tabela 1. Kolumna 1 przedstawia autorów badania. Kolumny 2 i 3 informują o zakresie analizy. Kolumna 4 zawiera informację o typie analizowanej zbieżności (konwergencja absolutna typu β , konwergencja warunkowa typu β , konwergencja typu σ). Kolumna 5 informuje, czy dana zbieżność wystąpiła. W kolumnach 6 i 7 podane są wartości współczynnika szybkości zbieżności oraz współczynnika determinacji równań regresji. Wartości procentowe w kolumnie 6 informują, że autorzy obliczyli współczynnik szybkości zbieżności β według wzoru (2) (dodatnia wartość procentowa potwierdza występowanie konwergencji, zaś wartość ujemna zaprzecza jej istnieniu). Jeżeli wartości współczynnika szybkości zbieżności nie zostały obliczone, w kolumnie 6 podane są oceny parametru strukturalnego przy zmiennej reprezentującej początkowy poziom dochodu (wartości ujemne potwierdzają konwergencję, wartości zaś dodatnie zaprzeczają jej istnieniu). Kolumna 8 opisuje metodę analizy, a w szczególności zmienne kontrolne występujące w równaniu konwergencji warunkowej oraz miarę zróżnicowania dochodów przy badaniu konwergencji typu σ .

Tabela 1. Przegląd badań empirycznych

Auto-ryzy	Kraje	Okres	Typ	tak/nie	β	R^2	Metoda
1	2	3	4	5	6	7	8
Mankiw, Romer, Weil, 1992	98 krajów	1960–1985	abs. β	nie	(-0,36%)	0,03	<ul style="list-style-type: none"> war. β: regresja oparta na modelu Solowa z (a) kapitałem fizycznym, (b) kapitałem fizycznym i ludzkim
	98 krajów ^(a)	1960–1985	war. β	tak	0,61%	0,38	
	98 krajów ^(b)	1960–1985	war. β	tak	1,37%; 1,42%	0,46	
	22 kraje OECD	1960–1985	abs. β	tak	1,67%	0,46	
	22 kraje OECD ^(a)	1960–1985	war. β	tak	1,73%	0,62	
	22 kraje OECD ^(b)	1960–1985	war. β	tak	2,03%; 2,06%	0,65; 0,66	
Ben-David, 1993	6 krajów EWG	1950–1985	σ	tak			<ul style="list-style-type: none"> σ: odchylenie standardowe
	6 krajów EFTA	1951–1985	σ	tak			
	107 krajów	1960–1985	σ	nie			
	25 krajów (najbogatszych w 1960 r.)	1960–1985	σ	nie			
Islam, 1995	96 krajów ^(a)	1960–1985	war. β	tak	0,48%; 0,59%	0,90; 0,98	<ul style="list-style-type: none"> war. β: regresja oparta na modelu Solowa z (a, b) kapitałem fizycznym, (c, d) kapitałem fizycznym i ludzkim; równanie szacowane na podstawie (a, c) danych przekrojowych, (b, d) danych panelowych
	96 krajów ^(b)	1960–1985	war. β	tak	4,34%; 5,07%	0,75	
	79 krajów ^(c)	1960–1985	war. β	tak	0,69%; 1,11%		
	79 krajów ^(d)	1960–1985	war. β	tak	3,75%		
	22 kraje OECD ^(a)	1960–1985	war. β	tak	0,01%; 0,02%	0,85; 0,99	
	22 kraje OECD ^(b)	1960–1985	war. β	tak	6,70%; 10,67%	0,96; 0,97	
	22 kraje OECD ^(c)	1960–1985	war. β	tak	1,62%; 1,87%		
	22 kraje OECD ^(d)	1960–1985	war. β	tak	9,13%		

1	2	3	4	5	6	7	8
Andrés, Doménech, Molinas, 1996	24 kraje OECD	1960–1990	war. β	tak	1,7%; 2,9%	0,80; 0,91	<ul style="list-style-type: none"> war. β: regresja oparta na modelu Solowa z kapitałem fizycznym i ludzkim oraz zmiennymi: wydatki publiczne, saldo budżetu, inflacja, podaż pieniądza, eksport, efekty czasowe
Evans, Karras, 1996	54 kraje	1950–1990	war. β	tak	-0,012		<ul style="list-style-type: none"> war. β – zmienne kontrolne: inwestycje, wydatki państwa, eksport i import, siła robocza, kapitał ludzki
Nonneman, Vanhoudt, 1996	22 kraje OECD ^(a)	1960–1985	war. β	tak	-0,343	0,71; 0,72	<ul style="list-style-type: none"> war. β: regresja oparta na modelu Solowa z (a) kapitałem fizycznym, (b) kapitałem fizycznym i ludzkim, (c) kapitałem fizycznym, ludzkim i technologicznym
	22 kraje OECD ^(b)	1960–1985	war. β	tak	-0,384	0,73; 0,75	
	22 kraje OECD ^(c)	1960–1985	war. β	tak	-0,516; -0,492	0,77	
Dowrick, Quiggin, 1997	17 krajów OECD	1980–1990	abs. β	tak	-0,238; -0,131	0,06; 0,37	<ul style="list-style-type: none"> σ: wariancja
	17 krajów OECD	1950–1990	σ	tak			
Murthy, Chien, 1997	kraje OECD ^(a)	1960–1985	war. β	tak	2,1%; 2,4%	0,82	<ul style="list-style-type: none"> war. β: regresja oparta na modelu Solowa z (a) kapitałem fizycznym i ludzkim, (b) kapitałem fizycznym, ludzkim i technologicznym
	kraje OECD ^(b)	1960–1985	war. β	tak	3,3%; 3,8%	0,85	
Slaughter, 1997	gospodarki otwarte	1970–1992	σ	tak			<ul style="list-style-type: none"> σ: odchylenie standardowe

1	2	3	4	5	6	7	8
Engelbrecht, Kelsen, 1999	17 krajów APEC	1965–1990	abs. β	tak	0,88%; 1,04%	0,05; 0,84	<ul style="list-style-type: none"> • war. β – zmienne kontrolne: (a) efekty indywidualne, (b) inwestycje, liczb ludności, kapitał ludzki, rolnictwo, wydatki państwa, inflacja, otwartość gospodarki, efekty indywidualne • σ : odchylenie standardowe
	17 krajów APEC ^(a)	1965–1990	war. β	tak	2,36%	0,95	
	17 krajów APEC ^(b)	1965–1990	war. β	tak	2,26%; 5,17%	0,12; 0,98	
	17 krajów APEC	1965–1990	σ	tak			
Murthy, Upkolo, 1999	37 krajów Afryki	1960–1985	war. β	tak	1,3%; 1,7%	0,34; 0,41	<ul style="list-style-type: none"> • war. β: regresja oparta na modelu Solowa z kapitałem fizycznym i ludzkim
Taylor, 1999	7 krajów atlantyckich	1870–1914	abs. β	tak	-0,015; -0,012	0,61; 0,88	<ul style="list-style-type: none"> • war. β: regresja oparta na modelu Solowa z kapitałem fizycznym i ludzkim • σ : wariancja
	7 krajów atlantyckich	1870–1914	war. β	tak	0,4%	0,65	
	7 krajów atlantyckich	1877–1912	σ	tak			
Silvestriadou, Balasubramanyam, 2000	46 krajów	1960–1994	abs. β	nie	(-0,8%)	0,42	<ul style="list-style-type: none"> • war. β – zmienne kontrolne: inwestycje zagraniczne, eksport, poziom płac
	15 krajów promujących eksport	1960–1994	abs. β	tak	1,5%	0,56	
	31 krajów ograniczających import	1960–1994	abs. β	tak	0,7%	0,72	
	46 krajów	1960–1994	war. β	nie	(-0,5%); (-0,2%)	0,53; 0,58	
	15 krajów promujących eksport	1960–1994	war. β	tak	1,9%	0,47; 0,51	
	31 krajów ograniczających import	1960–1994	war. β	tak	0,9%	0,52; 0,54	
Smolny, 2000	16 krajów uprzemysłowionych	1951–1988	abs. β	tak	-0,021	0,93	<ul style="list-style-type: none"> • war. β – zmienne kontrolne: zmienne związane z powojenną odbudową gospodarek
	16 krajów uprzemysłowionych	1951–1988	war. β	tak	-0,021	0,93	

1	2	3	4	5	6	7	8
Nakamura, 2001	50 krajów	1965-1990	war. β	tak	9,09%		<ul style="list-style-type: none"> war. β : regresja oparta na modelu Solowa z kapitałem fizycznym
Dobson, Ramlogan, 2002a	19 krajów Ameryki Łacińskiej	1960-1990	abs. β	tak	0,28%; 0,45%	0,05	<ul style="list-style-type: none"> war. β - zmienne kontrolne: liczba ludności, inwestycje, kapitał ludzki, zmienne sektorowe, efekty indywidualne σ : odchylenie standardowe
	19 krajów Ameryki Łacińskiej	1960-1990	war. β	tak/ nie	(-0,29%); +1,23%	0,06; 0,47	
	19 krajów Ameryki Łacińskiej	1960-1990	σ	nie			
Dobson, Ramlogan, 2002b	19 krajów Ameryki Łacińskiej	1970-1998	abs. β	tak	0,02%	0,00	<ul style="list-style-type: none"> war. β - zmienne kontrolne: kapitał ludzki, zmienne sektorowe, efekty indywidualne σ : odchylenie standardowe
	19 krajów Ameryki Łacińskiej	1970-1998	war. β	tak	0,34%; 1,78%	0,20; 0,39	
	19 krajów Ameryki Łacińskiej	1970-1998	σ	nie			
Giannetti, 2002	kraje UE	1980-1992	σ	tak			<ul style="list-style-type: none"> σ : współczynnik zmienności
Miller, Upachyay, 2002	83 kraje	1960-1989	abs. β	tak	-0,000		<ul style="list-style-type: none"> war. β : efekty indywidualne w danych panelowych σ : odchylenie standardowe
	83 kraje	1960-1989	war. β	tak	-0,035		
	83 kraje	1960-1989	σ	nie			
Barro, Sala-i-Martin, 2003	112 krajów	1960-2000	abs. β	nie			<ul style="list-style-type: none"> war. β - zmienne kontrolne: kapitał ludzki, wydatki państwa, indeks prawa, demokracja, otwartość gospodarki, <i>terms of trade</i>, inwestycje, inflacja, efekty czasowe i indywidualne
	86 krajów	1965-1995	war. β	tak	2,5%	0,49; 0,60	

1	2	3	4	5	6	7	8
Cole, Neumayer, 2003	110 krajów ^(a)	1960–1996	abs. β	nie	0,004		<ul style="list-style-type: none"> abs. β : (a) zwykła regresja, (b) regresja uwzględniająca waznienie krajów liczbą ludności
	110 krajów ^(b)	1960–1996	abs. β	tak	-0,003		
De la Fuente, 2003	18 krajów OECD	1970–1995	abs. β	tak	-0,016	0,52	<ul style="list-style-type: none"> war. β: regresja oparta na modelu Solowa z kapitałem fizycznym, ludzkim i technologicznym oraz zmiennymi: trend, luka technologiczna, aktywność zawodowa, bezrobocie, wydatki państwa
	19 krajów OECD	1965–1995	war. β	tak	-0,034	0,78	
Di Liberto, Symons, 2003	23 kraje OECD ^(a)	1950–1990	abs. β	tak	-0,023		<ul style="list-style-type: none"> abs. β: równanie regresji oszacowane różnymi metodami: (a) regresja typu Barro, (b) MNK pooling, MNW, estymator Andersona-Hsiao war. β: efekty indywidualne w danych panelowych
	23 kraje OECD ^(b)	1950–1990	abs. β	tak	-0,031; -0,027		
	23 kraje OECD	1950–1990	war. β	tak	-0,068		
Mello, Perrelli, 2003	100 krajów	1960–1985	abs. β	nie	0,020	0,00	<ul style="list-style-type: none"> war. β: (a) zmienne kontrolne: kapitał ludzki, wydatki państwa, niestabilność polityczna, zakłócenia rynkowe, inwestycje, liczba ludności; (b) regresja oparta na modelu Solowa z kapitałem fizycznym i ludzkim σ: odchylenie standardowe, współczynnik zmienności
	90 krajów	1960–1995	abs. β	nie	0,005	0,03	
	100 krajów ^(a)	1960–1985	war. β	tak	-0,005; -0,004	0,38; 0,46	
	90 krajów ^(b)	1960–1995	war. β	tak	-0,012	0,56	
	104 kraje	1960–1998	σ	nie			

1	2	3	4	5	6	7	8
Milanovic, 2003	17 krajów atlantyckich	1870–1913	war. β	tak	-0,016; -0,001	0,00; 0,01	<ul style="list-style-type: none"> war. β – zmienne kontrolne: suma tempa wzrostu liczby ludności, postępu technicznego i stopy deprecjacji (zmienna oparta na modelu Solowa), opóźnione zmienne objaśniające, efekty indywidualne σ : współczynnik zmienności
	17 krajów atlantyckich	1918–1938	war. β	tak	-0,057; -0,013	0,05; 0,13	
	20 krajów Europy Zach., Ameryki Płn. i Oceanii	1820–1950	σ	nie			
Zhang, 2005	10 krajów Azji Wsch.	1960–1997	abs. β	nie			<ul style="list-style-type: none"> σ : współczynnik zmienności
	10 krajów Azji Wsch.	1960–1997	σ	tak/nie			
Kaitila, 2004	15 krajów UE	1961–2001	abs. β	tak	-0,026	0,15	<ul style="list-style-type: none"> σ : odchylenie standardowe
	15 krajów UE	1960–2001	σ	tak/nie			
	20 krajów UE (bez Luksemburga, Irlandii i Słowenii)	1993–2001	σ	tak			
	7 krajów Europy Środk.-Wsch. (bez Słowenii)	1995–2001	abs. β	tak	-0,034	0,11	
Malaga, 2004	15 krajów UE	1960–1999	abs. β	tak	2,0%	0,38	<ul style="list-style-type: none"> war. β: regresja oparta na modelu Solowa z kapitałem fizycznym σ: odchylenie standardowe
	15 krajów UE	1960–1999	war. β	tak	1,8%	0,68	
	15 krajów UE	1960–1999	σ	tak			
	14 krajów OECD (nie należących do UE)	1960–1999	abs. β	tak	1,5%	0,39	
	14 krajów OECD (nie należących do UE)	1960–1999	war. β	tak	1,3%	0,45	
	14 krajów OECD (nie należących do UE)	1960–1999	σ	tak			
	29 krajów OECD	1960–1999	σ	tak			

1	2	3	4	5	6	7	8
Varblane, Vahter, 2005	10 krajów transformacji	1993–2004	abs. β	tak	-0,005		<ul style="list-style-type: none"> war. β – zmienne kontrolne: (a) efekty indywidualne w danych panelowych, (b) akumulacja brutto środków trwałych, eksport, inflacja, efekty indywidualne σ : odchylenie standardowe
	10 krajów transformacji ^(a)	1993–2004	war. β	tak	-0,121		
	10 krajów transformacji ^(b)	1993–2004	war. β	tak/nie	-0,159; +0,002		
	10 krajów transformacji	1995–2005	σ	nie			
Giudici, Mollick, 2006	6 krajów Karaibów	1977–2000	war. β	tak	3,87%; 4,43%	0,01; 0,53	<ul style="list-style-type: none"> war. β – zmienne kontrolne: liczba ludności, stopa oszczędności, otwartość gospodarki, konsumpcja, wydatki państwa, inwestycje σ : współczynnik zmienności
	6 krajów Karaibów	1979–2000	σ	nie			
Matkowski, Próchniak, 2006	8 krajów Europy Środk.-Wsch.	1993–2004	abs. β	tak	4,84%	0,73	<ul style="list-style-type: none"> σ : odchylenie standardowe
	8 krajów Europy Środk.-Wsch.	1993–2004	σ	tak			
	23 kraje UE	1993–2004	abs. β	tak	2,37%	0,48	
	23 kraje UE	1993–2004	σ	tak			
Próchniak, Witkowski, 2006	126 krajów	1975–2003	war. β	tak	22%; 25%		<ul style="list-style-type: none"> war. β – zmienne kontrolne: akumulacja kapitału brutto, wydatki państwa, bilans handlowy, podaż pieniądza, pomoc, kapitał ludzki, struktura wieku ludności, efekty indywidualne i czasowe

Na podstawie przywołanych wyników badań można sformułować wniosek, że świat jako całość nie rozwija się zgodnie z hipotezą konwergencji absolutnej typu β . Kraje słabiej rozwinięte nie wykazują przeciętnie szybszego wzrostu niż kraje wyżej rozwinięte. Jest to potwierdzone przez wszystkie badania przeprowadzone na szerokich, zróżnicowanych

grupach krajów. Mankiw et al. [1992] analizowali w latach 1960–1985 dwie duże grupy państw: 98 krajów (grupa nie uwzględnia tych krajów, w których eksport ropy naftowej stanowi dominujące źródło dochodu) oraz mniejszą, ale i tak liczną grupę 75 krajów (bez krajów o małej liczbie ludności oraz tych, w których dane statystyczne mogą być obciążone dużym błędem). W równaniu regresji konwergencji absolutnej typu β ocena parametru stojącego przy początkowym poziomie dochodu jest nieznacznie dodatnia w pierwszej grupie ($R^2 = 0,03$) oraz praktycznie zerowa w drugiej grupie ($R^2 = -0,01$), co zdaniem autorów wskazuje na brak występowania zbieżności. Podobne wnioski uzyskali Barro i Sala-i-Martin [2003], którzy analizowali 112 państw w latach 1960–2000. Uzyskany przez nich współczynnik korelacji między tempem wzrostu gospodarczego a początkowym poziomem dochodu wynosi 0,19. Na brak występowania zbieżności absolutnej typu β w skali całego świata wskazują także Silvestriadou i Balasubramanyam [2000] (46 krajów w okresie 1960–1994), Mello i Perrelli [2003] (100 krajów w okresie 1960–1985 oraz 90 krajów w okresie 1960–1995), jak również Miller i Upadhyay [2002] (83 kraje w latach 1960–1989). W tym ostatnim przypadku uzyskano ujemną ocenę parametru przy początkowym poziomie dochodu. Jest ona jednak nieistotna, co autorzy interpretują jako niewystępowanie zjawiska konwergencji. Do ciekawych wniosków doszedł Cole i Neumayer [2003]. Typowe równanie regresji nie potwierdziło zbieżności 110 krajów w latach 1960–1996. Jednak po dokonaniu ważenia zmiennych, gdzie wagą była liczba ludności w danym kraju, konwergencja wystąpiła. Oznacza to, że dochody biednych osób rosły szybciej niż dochody osób bogatych, mimo że kraje słabiej rozwinięte nie wykazywały przeciętnie szybszego wzrostu gospodarczego.

Odmienne wyniki uzyskujemy w przypadku konwergencji warunkowej typu β . Prawie wszystkie przywołane prace empiryczne potwierdzają występowanie takiej zbieżności wśród szerokich grup krajów. Wzajemne porównanie poszczególnych badań jest jednak utrudnione z uwagi na różnice pod względem zmiennych kontrolnych uwzględnionych w równaniach regresji, jak również wykorzystywanych metod ekonometrycznych służących do szacowania modelu. Mankiw et al. [1992] potwierdzają występowanie konwergencji warunkowej wśród 98 krajów w latach 1960–1985 na podstawie równania wynikającego z modelu Solowa. Pokazują oni jednocześnie, że wprowadzenie do modelu dodatkowych zmiennych objaśniających prowadzi do uzyskania wyższych ocen współczynnika szybkości zbieżności. Uwzględniając różnice w stopie oszczędności oraz w tempie wzrostu liczby ludności, kraje zbiegają do siebie w tempie 0,61% rocznie ($R^2 = 0,38$). Po uwzględnieniu dodatkowo różnic w akumulacji kapitału ludzkiego uzyskuje się zbieżność na poziomie 1,37–1,42% rocznie ($R^2 = 0,46$). Islam [1995] pokazuje z kolei, że szybkość zbieżności zależy także od metody analizy: w oparciu o dane panelowe uzyskuje się wyższe oceny współczynnika zbieżności. I tak, w okresie 1960–1985 w grupie 96 krajów współczynnik szybkości zbieżności wyniósł 0,48–0,59% ($R^2=0,90$ – $0,98$) na podstawie modeli nie uwzględniających efektów indywidualnych oraz 4,34–5,07% ($R^2=0,75$) na podstawie uwzględniających efekty indywidualne modeli z danymi panelowymi; natomiast w grupie 79 krajów współczynnik szybkości zbieżności

wzrósł z 0,69–1,11% do 3,75% po rozszerzeniu analizy o dane panelowe. Do podobnych wniosków doszli Próchniak i Witkowski [2006], którzy na podstawie modelu z danymi panelowymi uzyskali wysokie szacunki współczynnika zbieżności na poziomie powyżej 20% dla 126 krajów w okresie 1975–2003. Miller i Upadhyay [2002] również pokazują, że analiza w oparciu o dane panelowe pozwala na uzyskanie szybszej zbieżności. Występowanie konwergencji warunkowej typu β wśród szerokich grup państw potwierdzają także Evans i Karras [1996] (54 kraje, 1950–1990), Nakamura [2001] (50 krajów, 1965–1990, współczynnik szybkości zbieżności 9,09%), Barro i Sala-i-Martin [2003] (86 krajów, 1965–1995, współczynnik szybkości zbieżności 2,5%) oraz Mello i Perrelli [2003] (100 krajów, 1960–1985). Uzyskana przez Nakamurę zbieżność na poziomie 9,09%, o wiele wyższym niż w badaniach Mankiwa et al. oraz Barro i Sala-i-Martina, wynika częściowo z wysokich stóp deprecjacji uwzględnionych w analizie. Silvestriadou i Balasubramanyam [2000] nie potwierdzają – jako jedyni – występowania konwergencji warunkowej typu β na przykładzie 46 krajów w latach 1960–1994.

Zróznicowane grupy krajów nie wykazują konwergencji typu σ . Potwierdzają to Ben-David [1993], Miller i Upadhyay [2002] oraz Mello i Perrelli [2003]. Autorzy ci pokazują, że od 1960 r. zróżnicowanie dochodów na 1 mieszkańca na świecie się zwiększało. Takiego wyniku można było się spodziewać, biorąc pod uwagę brak występowania konwergencji absolutnej typu β w szerokich grupach krajów.

Wiele badań empirycznych nad konwergencją obejmuje wąskie grupy krajów. W takich przypadkach analizowana jest mniej zróżnicowana próba, gdyż dobór krajów następuje z uwzględnieniem pewnego kryterium. Takim kryterium może być np. położenie geograficzne, wielkość państwa, poziom dochodu, uczestnictwo w tej samej organizacji międzynarodowej, podobna polityka gospodarcza czy struktura gospodarki. Najwięcej badań dotyczy krajów OECD, m.in. z uwagi na dostępność długich i porównywalnych ze sobą szeregów czasowych. Są także badania obejmujące Europę Środkowo-Wschodnią, Daleki Wschód, Amerykę Łacińską, Afrykę, Karaiby, region atlantycki; państwa członkowskie UE, EWG, EFTA, APEC⁵, ASEAN⁶ i WAEMU⁷; kraje wysoko uprzemysłowione czy też kraje stosujące podobną politykę handlową.

Badania empiryczne potwierdzają – ogólnie biorąc – występowanie wszystkich trzech typów zbieżności wśród wąskich grup krajów. Jest to odwrotny wynik w porównaniu z analizami obejmującymi kraje całego świata, wskazującymi na występowanie jedynie konwergencji warunkowej typu β .

Zbieżność (każdego typu) wśród krajów OECD jest potwierdzona przez wszystkie badania empiryczne obejmujące tę grupę państw [Mankiw et al. 1992, Islam 1995, Andrés et al. 1996, Nonneman i Vanhoudt 1996, Dowrick i Quiggin 1997, Murthy i Chien 1997, De la Fuente 2003, Di Liberto i Symons 2003, Malaga 2004]. Współczynnik zbieżności absolutnej uzyskany przez Mankiwa et al. wynosi 1,67% ($R^2 = 0,46$). Mankiw et al., Islam, Andrés et al. oraz Murthy i Chien analizują zbieżność warunkową krajów OECD w oparciu o różne warianty modelu Solowa, rozszerzonego ewentualnie o dodatkowe zmienne objaśniające. Uzyskane w tych badaniach współczynniki szybkości zbieżności

wynoszą na podstawie danych przekrojowych od 0,01% do 3,8% ($R^2 > 0,62$), natomiast współczynniki szybkości zbieżności oszacowane przez Islama na podstawie danych panelowych są wyższe i wynoszą od 6,70% do 10,67%. Podobne szacunki współczynnika zbieżności absolutnej oraz współczynnika zbieżności warunkowej dla danych przekrojowych uzyskał Malaga (2004), który analizował konwergencję β w latach 1960–1999 w dwóch grupach krajów należących do OECD: 15 państwach UE oraz 14 państwach nie będących w 1999 r. członkami UE. Co więcej, wyniki uzyskane przez Malagę wskazują, że współczynniki szybkości zbieżności są stabilne i nie zmieniają się znacznie przy rozpatrywaniu krótszych podokresów.

Konwergencja występuje również wśród krajów wysoko rozwiniętych. Kraje EWG i EFTA wykazywały zbieżność σ w latach 1950–1985 [Ben-David 1993], kraje uprzemysłowione – zbieżność β (absolutną i warunkową) w latach 1951–1988 [Smolny 2000], kraje UE – zbieżność warunkową β w latach 1960–1995 [Listkiewicz 2005] oraz zbieżność σ w latach 1980–1992 [Giannetti 2002]. Zbieżność wystąpiła także w krajach atlantyckich na przełomie XIX i XX wieku [Taylor 1999, Milanovic 2003]. Ben-David zwraca jednak uwagę, że czynnikiem powodującym występowanie konwergencji wśród krajów rozwiniętych nie jest wysoki poziom ich dochodu, lecz liberalizacja handlu zagranicznego. Na przykład 25 krajów świata, które były najbogatsze w 1960 r., a niekoniecznie cechowały się liberalną polityką handlową, nie rozwijało się zgodnie z hipotezą konwergencji. Wniosek Ben-Dawida potwierdzają Silvestriadou i Balasubramanyam [2000], którzy wskazują, że kraje stosujące politykę proeksportową wykazują szybsze tempo konwergencji niż kraje stosujące politykę ograniczania importu. Natomiast Slaughter [1997] zaprzecza występowaniu zależności między liberalizacją handlu zagranicznego i konwergencją.

Dobson i Ramlogan [2002a, 2002b] oraz Giudici i Mollick [2006] potwierdzają występowanie konwergencji typu β oraz zaprzeczają istnieniu konwergencji typu σ w krajach Ameryki Łacińskiej w latach 1960–1998 i na Karaibach w latach 1977–2000. Murthy i Upkolo [1999] oraz Wane [2004] wskazują na występowanie konwergencji warunkowej typu β w wybranych krajach Afryki od lat 60. Zhang [2003] i Chowdhury [2005] dowodzą braku występowania zbieżności absolutnej typu β wśród krajów Azji Wschodniej po 1960 r. Engelbrecht i Kelsen [1999] potwierdzają istnienie wszystkich trzech typów zbieżności w krajach APEC w latach 1965–1990.

Kaitila [2004], Varblane i Vahter [2005] oraz Matkowski i Próchniak [2006] analizują zbieżność wśród krajów Europy Środkowo-Wschodniej w okresie transformacji. Badania potwierdzają występowanie zbieżności typu β (w ujęciu absolutnym i warunkowym) w tych krajach⁸. Współczynnik szybkości zbieżności uzyskany przez Matkowskiego i Próchniaka dla 8 nowych członków UE wyniósł 4,84% w latach 1993–2004, co wskazuje na szybsze tempo zbieżności w porównaniu np. z krajami OECD. Analiza Matkowskiego i Próchniaka potwierdza także występowanie konwergencji typu σ między 8 krajami Europy Środkowo-Wschodniej. Jednak jeśli uwzględnimy szerszą grupę 10 krajów Europy Środkowo-Wschodniej (powiększoną o Rumunię i Bułgarię), zbieżność σ nie występuje,

na co wskazują wyniki, jakie uzyskali Varblane i Vahter. Matkowski i Próchniak oraz Kaitila informują także, że kraje Europy Środkowo-Wschodniej wykazują zbieżność w stosunku do dotychczasowych członków UE⁹.

Wnioski

1. Opracowanie przedstawia przegląd najnowszych badań empirycznych nad realną konwergencją. Zakres analizy ograniczony został do trzech rodzajów konwergencji: zbieżności absolutnej typu β , zbieżności warunkowej typu β oraz zbieżności typu σ . Zbieżność typu β występuje, gdy gospodarki słabiej rozwinięte wykazują szybsze tempo wzrostu gospodarczego niż gospodarki lepiej rozwinięte. Ujęcie warunkowe ogranicza zbieżność tylko do tych gospodarek, które dążą do tego samego stanu równowagi długookresowej. Zbieżność typu σ oznacza zmniejszanie się różnic w poziomach dochodu między gospodarkami.
2. Kraje świata – analizowane łącznie – nie potwierdzają występowania konwergencji absolutnej typu β ani też konwergencji σ . Oznacza to, że nie należy oczekiwać wyrównywania się poziomu dochodów na świecie. Kraje bogate stają się coraz bardziej bogate, natomiast kraje słabiej rozwinięte pozostają biedne. Zróżnicowane grupy państw wykazują jedynie zbieżność warunkową typu β . Jednak raczej wskazuje to na prawidłowość neoklasycznych modeli wzrostu gospodarczego w wyjaśnianiu rzeczywistych zachowań gospodarek, aniżeli sugeruje zmniejszanie się różnic dochodowych między krajami.
3. Wąskie grupy krajów, powiązane ze sobą pod względem różnych kryteriów, rozwijają się zgodnie z hipotezą konwergencji. Słabiej rozwinięte kraje danej grupy wykazują przeciętnie szybsze tempo wzrostu gospodarczego niż wyżej rozwinięte kraje tej samej grupy (w ujęciu absolutnym i warunkowym) oraz dodatkowo zróżnicowanie dochodów między takimi krajami maleje w czasie. Najlepiej widoczna konwergencja dotyczy krajów OECD, gdyż jest ona potwierdzona przez największej badań empirycznych.

Przypisy

¹ Artykuł powstał w ramach grantu KBN pt. „Procesy realnej konwergencji gospodarek krajów postsocjalistycznych w latach 1990–2005: mechanizm, najważniejsze determinanty i możliwe przyszłe scenariusze zmian” (kierownik: prof. dr hab. Ryszard Rapacki).

² Podział na zbieżność β i σ w sensie pojęciowym wprowadzili Barro i Sala-i-Martin [1990].

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

⁴ Inaczej odchylenie standardowe względne (ang. *coefficient of variation*) równe ilorazowi odchylenia standardowego i średniej.

⁵ APEC – Asia Pacific Economic Cooperation.

⁶ ASEAN – Association of Southeast Asian Nations.

⁷ WAEMU – West African Economic and Monetary Union.

⁸ Varblane i Vahter otrzymali w jednym równaniu konwergencji warunkowej dodatnią ocenę parametru przy początkowym poziomie dochodu. Jest to prawdopodobnie zależność pozorna, o czym świadczą „poprawne” znaki parametrów otrzymane w równaniu konwergencji absolutnej (szacowanym tą samą metodą, lecz bez zmiennych kontrolnych).

⁹ Problemy pojawiające się w badaniach nad konwergencją krajów Europy Środkowo-Wschodniej w stosunku do UE na przykładzie Polski przedstawia Growiec [2005].

Bibliografia

- Andr s J., Dom nech R., Molinas C., Macroeconomic Performance and Convergence in OECD Countries, „European Economic Review” 1996, No 40, s. 1683–1704.
- Barro R.J., Sala-i-Martin X., Economic Growth and Convergence Across the United States, „NBER Working Papers” 1990, No 3419.
- Barro R.J., Sala-i-Martin X., Economic Growth, The MIT Press, Cambridge – London 2003.
- Baumol W.J., Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show, „American Economic Review” 1986, No 76, s. 1072–1085.
- Ben-David D., Equalizing Exchange: Trade Liberalization and Income Convergence, „Quarterly Journal of Economics” 1993, No 108, s. 653–679.
- Chowdhury K., What’s Happening to Per Capita GDP in the ASEAN Countries? An Analysis of Convergence, 1960–2001, „Applied Econometrics and International Development” 2005, No 5, s. 49–68.
- Cole M.A., Neumayer E., The Pitfalls of Convergence Analysis: Is the Income Gap Really Widening? „Applied Economics Letters” 2003, No 10, s. 355–357.
- De La Fuente A., The Empirics of Growth and Convergence: A Selective Review, „Journal of Economic Dynamics and Control” 1997, No 21, s. 23–73.
- De La Fuente A., Convergence Equations and Income Dynamics: The Sources of OECD Convergence, 1970–1995, „Economica” 2003, No 70, s. 655–671.
- De Long J.B., Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment, „American Economic Review” 1988, No 78, s. 1138–1154.
- Di Liberto A., Symons J., Some Econometric Issues in Convergence Regressions, „The Manchester School” 2003, No 71, s. 293–307.
- Dobson S., Ramlogan C., Economic Growth and Convergence in Latin America, „Journal of Development Studies” 2002, No 38, s. 83–104 [2002a].

- Dobson S., Ramlogan C., Convergence and Divergence in Latin America, 1970–1998, „Applied Economics” 2002, No 34, s. 465–470 [2002b].
- Dowrick S., Quiggin J., The Measures of GDP and Convergence, „American Economic Review” 1997, No 87, s. 41–64.
- Engelbrecht H.-J., Kelsen B., Economic Growth and Convergence Amongst the APEC Economies 1965–1990, „Asian Economic Journal” 1999, No 13, s. 1–17.
- Evans P., Karras G., Convergence Revisited, „Journal of Monetary Economics” 1996, No 37, s. 249–265.
- Giannetti M., The Effects of Integration on Regional Disparities: Convergence, Divergence or Both?, „European Economic Review” 2002, No 46, s. 539–567.
- Giudici E.L., Mollick A.V., Convergence in the Eastern Caribbean States, University of Texas – Pan American (tekst niepublikowany) 2006.
- Growiec J., Dynamika konwergencji Polski z Unią Europejską, „Gospodarka Narodowa” 2005, nr 5–6, s. 101–118.
- Islam N., Growth Empirics: A Panel Data Approach, „Quarterly Journal of Economics” 1995, No 110, s. 1127–1170.
- Islam N., What Have We Learnt from the Convergence Debate?, „Journal of Economic Surveys” 2003, No 17, s. 309–362.
- Kaitila V., Convergence of Real GDP Per Capita in the EU15. How Do the Accession Countries Fit In?, „ENEPRI Working Papers” 2004 (January), No 25.
- Kočenda E., Macroeconomic Convergence in Transition Countries, „Journal of Comparative Economics” 2001, No 29, s. 1–23.
- Kutan A.M., Yigit T.M., Real and Nominal Stochastic Convergence: Are the New EU Members Ready to Join the Euro Zone?, „Journal of Comparative Economics” 2005, No 33, s. 387–400.
- Listkiewicz S., Próba estymacji wpływu funduszy strukturalnych na wzrost gospodarczy w Polsce, „Gospodarka Narodowa” 2005, nr 1–2, s. 123–136.
- Malaga K., Konwergencja gospodarcza w krajach OECD w świetle zagregowanych modeli wzrostu, „Prace Habilitacyjne Akademii Ekonomicznej w Poznaniu”, t. 10, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu, Poznań 2004.
- Mankiw N.G., Romer D., Weil D.N., A Contribution to the Empirics of Economic Growth, „Quarterly Journal of Economics” 1992, No 107, s. 407–437.
- Matkowski Z., Próchniak M., Real Economic Convergence in the EU Accession Countries, „International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies” 2004, No 1, s. 5–38.
- Matkowski Z., Próchniak M., Zbieżność rozwoju gospodarczego w krajach Europy Środkowo-Wschodniej w stosunku do Unii Europejskiej, „Ekonomista” 2005, nr 3, s. 293–320 [2005a].
- Matkowski Z., Próchniak M., Real Economic Convergence in the EU Accession Countries, „Prace i Materiały” Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH, Vol. 75, SGH, Warszawa 2005, s. 258–284 [2005b].
- Matkowski Z., Próchniak M., Economic Convergence between CEE-8 and the EU, „Eastern European Economics” 2006 (w druku). Rozszerzona wersja artykułu dostępna jest na stronie internetowej: http://akson.sgh.waw.pl/~zme2/economic_convergence.pdf
- Mello M., Perrelli R., Growth Equations: A Quantile Regression Exploration, „Quarterly Review of Economics and Finance” 2003, No 43, s. 643–667.

- Milanovic B., Income Convergence during the Disintegration of the World Economy, 1919–39, „World Bank Policy Research Working Paper” 2003, No 2941.
- Miller S.M., Upadhyay M.P., Total Factor Productivity and the Convergence Hypothesis, „Journal of Macroeconomics” 2002, No 24, s. 267–286.
- Murthy N.R.V., Chien I.S., The Empirics of Economic Growth for OECD Countries: Some New Findings, „Economics Letters” 1997, No 55, s. 425–429.
- Murthy N.R.V., Upkolo V., A Test of the Conditional Convergence Hypothesis: Econometric Evidence from African Countries, „Economics Letters” 1999, No 65, s. 249–253.
- Nakamura H., An Empirical Reexamination of the Solow Growth Model, „Journal of the Japanese and International Economics” 2001, No 15, s. 323–340.
- Nonneman W., Vanhoudt P., A Further Augmentation of the Solow Model and the Empirics of Economic Growth for OECD Countries, „Quarterly Journal of Economics” 1996, No 111, s. 943–953.
- Próchniak M., Witkowski B., Modelowanie realnej konwergencji w skali międzynarodowej, „Gospodarka Narodowa” 2006, nr 10 (w druku).
- Sala-i-Martin X., The Classical Approach to Convergence Analysis, „Economic Journal” 1996, No 106, s. 1019–1036.
- Silvestriadou K., Balasubramanyam V.N., Trade Policy, Foreign Direct Investment, and Convergence, „Review of Development Economics” 2000, No 4, s. 279–291.
- Siwiński W., Międzynarodowe różnicowanie rozwoju gospodarczego: fakty i teoria, „Ekonomista” 2005, nr 6, s. 723–747.
- Slaughter M.J., Per Capita Income Convergence and the Role of International Trade, „American Economic Review” 1997, No 87, s. 194–199.
- Smolny W., Post-War Growth, Productivity Convergence and Reconstruction, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” 2000, No 62, s. 589–606.
- Taylor A.M., Sources of Convergence in the Late Nineteenth Century, „European Economic Review” 1999, No 43, s. 1621–1645.
- Varblane U., Vahter P., An Analysis of the Economic Convergence Process in the Transition Countries, University of Tartu 2005 (tekst niepublikowany).
- Wane A.A., Growth and Convergence in WAEMU countries, „IMF Working Papers” 2004, No 198.
- Zhang Z., Can the Rest of East Asia Catch Up with Japan: Some Empirical Evidence, „Japan and the World Economy” 2003, No 15, s. 91–110.

* * *

Real beta (β) and sigma (σ) convergence. The review of empirical studies (Summary)

The paper presents the review of the newest empirical studies on real economic convergence. Three concepts of convergence are included in this study: absolute β convergence, conditional β convergence, and σ convergence.

Absolute β convergence occurs when less developed economies (with lower GDP per capita) grow in general faster than more developed ones (with higher GDP per capita). Conditional β convergence exists when the economies concerned are similar (i.e. they tends to the same steady state); σ convergence means that differences of GDP per capita levels between economies (measured e.g. by the standard deviation of GDP per capita) decrease over time.

The countries of the whole world – analysed together – do not confirm the existence of absolute β convergence as well as σ convergence. This means that we should not expect the equalisation of income levels in the world. The rich countries become richer and the poor countries remain poor. Such groups of heterogeneous economies reveal only conditional β convergence.

Groups of homogenous countries (e.g. belonging to the same international organisation) confirm the existence of all three concepts of convergence. The most evident convergence occurs among the OECD members because it is confirmed by many empirical studies.