

8

SARA ALICJA SYNOWIEC

Analiza realnej konwergencji i czynników wzrostu gospodarczego w krajach Unii Europejskiej

Opiekun naukowy: dr Mariusz Próchniak

Sara Alicja Synowiec – studentka II roku studiów na kierunku prawo i oraz I roku studiów drugiego stopnia na kierunku finanse i rachunkowość w ALK. Absolwentka licencjackich studiów stacjonarnych na kierunku ekonomia SGH. Członkini Polskiego Towarzystwa Ekonomicznego, Europejskiego Stowarzyszenia Studentów Prawa – ELSA (sekcja Academic Activities), prezes Koła Naukowego „English Club” oraz wiceprezes Koła Naukowego „Lege Artis”.

1. Wstęp

Jednym z najbardziej intrygujących zjawisk w ekonomii jest rozwój i bogacenie się jednych społeczeństw, podczas gdy drugie, często zamieszkujące na sąsiednich terenach i mające do dyspozycji podobne zasoby naturalne, technologiczne i ludzkie, stale biednieją lub nie mogą wybić się ponad pewien poziom życia i gospodarczego rozwoju. Różnice w poziomie życia na świecie są tak znaczące, zmienne i dynamiczne, że nie sposób opisać sytuacji globalnej jako całości, ani zaobserwować pełnego zbioru determinant takiej sytuacji. Pełny opis ekonomicznego *status quo* jest zadaniem bardzo trudnym, tym bardziej złożone jest zjawisko modelowania i poszukiwania czynników mających wpływ na rozwój gospodarki w przyszłości. Ze względów zarówno poznawczych, jak i praktycznych niezwykle potrzeba jest jednak umiejętność zarządzania, kształtowania oraz kierowania zmianami mającymi zaprowadzić sytuację gospodarczą w kierunku rozwoju i osiągnięcia względnej równowagi.

Wspomniane różnice występują nie tylko w nominalnych wskaźnikach ekonomicznych, lecz także realnych przyczynach poziomu życia obserwowanego na świecie. Z różnic tych wynikają cenne wnioski, które warto znać i wykorzystywać w polityce makroekonomicznej, społecznej i demograficznej. Wyniki dostarczane przez teoretyków ekonomii nie dają prawa do ferowania jednoznacznych i ostatecznych opinii co do kierunku, w którym powinno się prowadzić daną gospodarkę. Jej początkowa sytuacja może być bowiem spowodowana czynnikami kulturowymi, naturalnymi lub innymi, leżącymi poza bezpośrednim zasięgiem ekonomii i odpowiedzi na wszystkie stawiane ekonomistom pytania nigdy nie zostaną udzielone. Teoria ekonomii dostarcza jednak wielu cennych narzędzi, za pomocą których można opisywać gospodarkę oraz patrzeć na nią, co nie jest rzeczą oczywistą ani możliwe bez posługiwania się nią.

Ze wspomnianych wcześniej powodów nurt ekonomii neoklasycznej rozwija się szybko, a zagadnienia związane ze wzrostem gospodarczym oraz realna konwergencja są obszarami często badanymi przez ekonomistów. Ze względu na zarówno teoretyczny, jak i empiryczny charakter makroekonomii, wnioski płynące z założeń modelowych powinny być poszerzane o wyniki pochodzące z badań empirycznych, które potwierdzają lub pokazują słabsze elementy teorii. Z takiego podejścia wynika wiele zalet natury praktycznej oraz naukowej, ponieważ wzbogaca ono wiedzę ekonomistów na temat nowych, bardziej przydatnych metod ekonometrycznych, które udoskonalają precyzję oszacowań.

Celem tego badania jest zbadanie zjawiska wzrostu gospodarczego oraz poznanie jego determinant. Badanie zostało przeprowadzone na grupie 27 krajów należących do Unii Europejskiej. Dane pochodzą z bazy Banku Światowego,

Międzynarodowego Funduszu Walutowego oraz Eurostatu. Odpowiadają one okresowi lat 1995–2010. Osobno zostało również przeprowadzone badanie krajów strefy euro (UE-16), mających wspólną walutę. Etap ten ma charakter porównawczy, wskazujący różnice w wynikach oraz weryfikację występowania zjawiska konwergencji w wyróżnionych podgrupach.

Treść pytań badawczych dla przeprowadzonego badania można sformułować następująco:

- 1) Które czynniki wpłynęły w największym stopniu na tempo wzrostu gospodarczego badanych krajów w badanym okresie?
- 2) Czy powołane teoretyczne modele wzrostu gospodarczego są dobre do wyjaśnienia różnic w tempie wzrostu gospodarczego dla tej konkretnej grupy krajów w tym okresie?
- 3) Czy kraje rozwijały się zgodnie z hipotezą konwergencji?
- 4) Czy spodziewana konwergencja miała wymiar absolutny, czy warunkowy?
- 5) Jakie są różnice w otrzymanych wynikach dla krajów UE-27 i UE-16?

W badaniu wykorzystano modele Solowa oraz empiryczną weryfikację wniosków z nich płynących. Model Solowa zakłada występowanie realnej konwergencji między krajami, co oznacza, że kraje słabiej rozwinięte cechują się szybszym tempem wzrostu gospodarczego niż te silniej rozwinięte. Zmienną objaśnianą jest tempo wzrostu realnego PKB per capita według parytetu siły nabywczej. Wszystkie zmienne objaśniające zostały obliczone jako średnie dla okresu 1995–2010 (oprócz PKB *per capita*). Zastosowano statystyczną metodę KMNK dla danych przekrojowych.

Praca składa się z części teoretycznej, omawiającej założenia neoklasycznych modeli wzrostu, następnie z części omawiającej wyniki innych badań empirycznych. Kolejno zaprezentowano model badawczy oraz metodologię badań. W następnym rozdziale zaprezentowano otrzymane wyniki oraz ich analizę. Część ta obejmuje zarówno grupę UE-27 jak i UE-16. W zakończeniu zostały zebrane ostateczne wnioski i weryfikacje hipotez badawczych.

2. Omówienie założeń modelu Solowa

Model wzrostu Solowa, zwany również modelem Solowa-Swana, został opracowany przez Roberta Solowa oraz Trevora Swana w 1956 roku. Model Solowa bazuje na czterech zmiennych: produkcji (Y), kapitale (K), sile roboczej (L) oraz wiedzy lub efektywności (wydajności) pracy (A). Uznając, że gospodarka w każdym momencie dysponuje pewnymi zasobami wspomnianych czynników, funkcję produkcji można zapisać jako (Próchniak, *Modele...*, http):

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

gdzie t oznacza czas.

Czas nie wchodzi do funkcji produkcji bezpośrednio, lecz poprzez K , L i A . Pociąga to za sobą ważny wniosek: produkt zmienia się w czasie tylko wtedy, gdy zmieniają się nakłady czynników produkcji. Wielkość produktu osiąganego z danych wielkości siły roboczej i kapitału wzrasta w czasie, gdy występuje jednocześnie wzrost zasobu wiedzy. Dochodzi wtedy do postępu technologicznego.

A oraz L wchodzi do funkcji produkcji multiplikatywnie. Czynniki te występują w funkcji w postaci postępu zasilającego pracę (efektywnego zasobu pracy), przedstawianego jako AL . Przy takich założeniach funkcja produkcji, oznaczona jako F , posiada następujące czynniki: kapitał fizyczny $K(t)$ oraz efektywny zasób pracy $A(t)L(t)$:

$$F(K(t), A(t), L(t)). \quad (2)$$

Podstawowa wersja modelu zakłada brak postępu technicznego. Wielkość produkcji jest uzależniona tylko od wielkości kapitału i pracy. Postęp techniczny został wprowadzony do modelu w jego rozszerzonej wersji, gdzie ma charakter neutralny. Według Hicksa oznacza to, że zmienna reprezentująca poziom techniki występuje w iloczynie z funkcją produkcji: $A(t) \cdot F(K(t), L(t))$. Można wyróżnić funkcję produkcji z postępem technicznym zasilającym pracę: $F(K(t), A(t)L(t))$ oraz funkcję produkcji z postępem zasilającym kapitał:

$$F(A(t), K(t), L(t)). \quad (3)$$

Funkcja produkcji cechuje się stałymi przychodami względem obydwu czynników oraz malejącą krańcową produktywnością kapitału. Oznacza to, że pomnożenie tych dwóch wielkości przez dowolną nieujemną stałą sprawia, że wielkość produktu zmienia się według tego samego mnożnika:

$$F(cK, cAL) = cF(K, AL) \text{ dla każdego } c \geq 0. \quad (4)$$

Założenie mówiące o stałych przychodach składa się z dwóch innych założeń: pierwszego, mówiącego o wielkości gospodarki, która wyczerpuje korzyści specjalizacji, oraz drugiego, stwierdzającego nadrzędność kapitału, siły roboczej i wiedzy nad innymi zmiennymi reprezentującymi zasoby naturalne, co oznacza,

że zwielokrotnienie nakładów kapitału i siły roboczej może przynieść zwielokrotnienie produktu o mniejszym stopniu, jeżeli zasoby naturalne odgrywają pewną rolę w modelu. Zasoby naturalne nie ograniczają jednak w praktyce wzrostu produktu. Dla uproszczenia obrazu rzeczywistości można przyjąć założenie o stałych przychodach w odniesieniu jedynie do pracy i kapitału. To umożliwi posłużenie się funkcją produkcji w postaci intensywnej (Próchniak, *Modele...*, http):

$$F\left(\frac{K}{AL}, 1\right) = \frac{1}{AL} = F(K, AL), \quad (5)$$

gdzie za c zostało podstawione $\frac{1}{AL}$, natomiast $\frac{K}{AL}$ oznacza wielkość kapitału na jednostkę efektywnej siły roboczej, a produkt na jednostkę efektywnej siły roboczej to Y/AL , czyli $F(K, AL)/AL$. Przyjmując następujące oznaczenia: $k = K/AL$, $y = Y/AL$ i $f(k) = F(k, 1)$ wzór (5) można zapisać:

$$y = f(k), \quad (6)$$

przedstawiając produkt na jednostkę efektywnej pracy jako funkcję kapitału na jednostkę efektywnej pracy. Chcąc znaleźć całkowitą wielkość produktu, możemy pomnożyć prawą część równania (6) przez wielkość efektywnej siły roboczej: $Y = AL f(k)$.

Intensywna postać funkcji produkcji, $f(k)$, spełnia założenia:

$$1) \quad f(0) = 0 \quad (7)$$

$$2) \quad f'(k) > 0 \quad (8)$$

$$3) \quad f''(k) < 0, \quad (9)$$

gdzie $f'(k)$ to krańcowy produkt kapitału. Wynika to z następującego rozumowania:

$$F(K, AL) = AL \cdot f(K/AL) \text{ oraz } \partial F(K/AL) / \partial K = AL f'(K/AL)(1/AL) = f'(k).$$

Oznacza to dodatni produkt kapitału oraz jego zmniejszanie się, w miarę zwiększania kapitału. Ponadto $f(\cdot)$ spełnia warunki Inady (1963):

$$1) \quad \lim_{k \rightarrow 0} f'(k) = \infty \quad (10)$$

$$2) \quad \lim_{k \rightarrow \infty} f'(k) = 0. \quad (11)$$

Oznaczają one bardzo duży krańcowy produkt kapitału przy odpowiednio małym zasobie kapitału lub odwrotnie.

Funkcją produkcji, która spełnia powyższe warunki, jest funkcja Cobba-Douglasa:

$$F = (K, AL) = K^\alpha (AL)^{1-\alpha} = F(K(t), A(t)L(t)) = K(t)^\alpha [A(t)L(t)]^{1-\alpha}, \quad (12)$$

gdzie $0 < \alpha < 1$.

Technika oraz liczba ludności rosną w stałym tempie, równym odpowiednio a i n . Kształtują się one egzogenicznie¹:

$$\frac{\dot{A}(t)}{A(t)} = a \quad \text{oraz} \quad \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} = n. \quad (13)$$

Przyrost kapitału jest równy inwestycjom (oszczędnościom) pomniejszonym o amortyzację:

$$\dot{K}(t) = sF(K(t), A(t)L(t)) - \delta K(t), \quad (14)$$

gdzie s oznacza egzogeniczną stopę oszczędności, a δ stopę amortyzacji kapitału.

Przeprowadzając analizę dynamiki gospodarki dla wielkości kapitału i produkcji na jednostkę efektywnej pracy, oznacza się je odpowiednio: $k(t)$ i $f(k(t))$:

$$k \equiv \frac{K}{AL} \quad \text{oraz} \quad f(k) \equiv \frac{F(K, AL)}{AL} \left\{ = F\left(\frac{K}{AL}, \frac{AL}{AL}\right) = F(k, 1) = f(k) \right\}. \quad (15)$$

Dla wyprowadzenia równania opisującego dynamikę gospodarki należy zróżniczkować $k \equiv \frac{K}{AL}$ względem t oraz wykorzystać równania (13), (14), (15). Po przekształceniach równanie można zapisać w postaci:

$$\dot{k} = sf(k) - (n + a + \delta)k. \quad (16)$$

Jest ono podstawową formułą opisującą dynamikę gospodarki w modelu Solowa (tzw. równanie ruchu). Przyrost kapitału na jednostkę efektywnej pracy jest równy faktycznym inwestycjom: $sf(k)$ pomniejszonym o inwestycje restytucyjne równe $(n + a + \delta)k$.

Równowaga długookresowa (*steady-state*) występuje w punkcie przecięcia się krzywych $sf(k)$ i $(n + a + \delta)k$. Z równania (16) wynika, że $dk/dt = 0$, jeśli

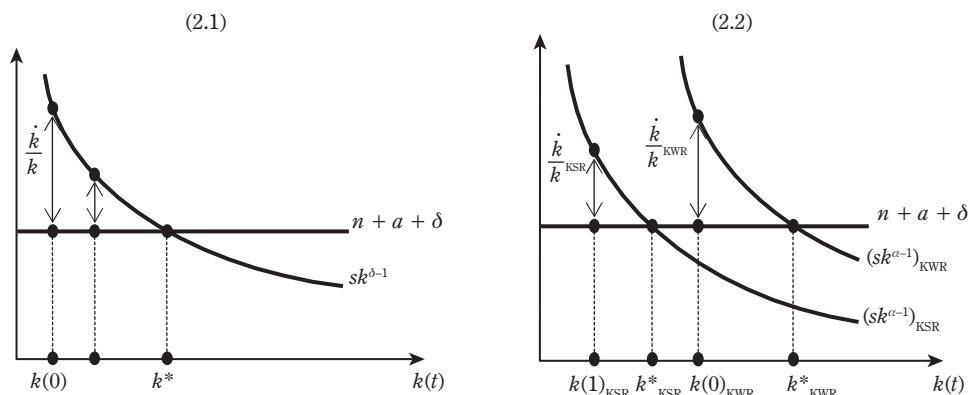
¹ Kropka nad daną zmienną oznacza jej pochodną liczoną po czasie.

Stan ustalony w modelu Solowa jest stabilny, co oznacza, że niezależnie od początkowego poziomu kapitału (pomijając $k(0) = 0$) gospodarka zawsze będzie dochodziła do stanu ustalonego. Jeśli bowiem $k(0) < k^*$, to $sf(k) > (n + a + d)k$ (rysunek 1), z czego wynika, że k będzie rosło w czasie i w końcu dojdzie do poziomu k^* . Podczas okresu przejściowego kapitał oraz produkcja na jednostkę efektywnej pracy rosną, co sprawia, że tempo wzrostu PKB ogółem i *per capita* jest wyższe w stanie równowagi długookresowej, co można zauważyć na podstawie $df/dt/f > 0$ we wzorach (17). Szybsze tempo wzrostu gospodarczego w okresie przejściowym ma ważne znaczenie w teorii i praktyce ekonomicznej. Wskazuje bowiem na występowanie zjawiska konwergencji realnej typu β , która opisuje szybsze tempo wzrostu wśród krajów słabo rozwiniętych, cechujących się niższym PKB *per capita* niż w krajach wysoko rozwiniętych. Kontynuując rozważania na podstawie funkcji Cobb-Douglasa w postaci $f(k) = k^a$ ($0 < a < 1$), gospodarka dążąca do stanu równowagi długookresowej w modelu Solowa cechuje się dynamiką opisaną wzorem:

$$\frac{\dot{k}}{k} = sk^{\alpha-1} - (n + a + \delta). \quad (18)$$

Można wprowadzić analogiczne równanie opisujące dynamikę PKB na jednostkę efektywnej pracy, ponieważ produkcja jest proporcjonalna do kapitału.

Rysunek 2. Wzrost gospodarczy w modelu Solowa



Źródło: M. Próchniak, *Instrukcja realizacji studium przypadku* [Konwergencja], materiały dostępne na stronie www.sgh.waw.pl (13.12.2012).

Ilustracja równania (18) obrazuje zjawisko zbieżności. Pokazuje to rysunek 2. Pionowa odległość między krzywymi $sk^{\alpha-1}$ oraz $n + a + \delta$ ilustruje tempo wzro-

stu gospodarczego. Na rysunku widać, że gospodarka zaczynająca od poziomu kapitału równego $k(0)$, zmierzając w kierunku stanu równowagi długookresowej równej k^* , będzie wykazywała malejące tempo wzrostu gospodarczego.

Warunkiem koniecznym, aby zbieżność była warunkowa, jest to, żeby zarówno kraje biedne, jak i bogate dążyły do tego samego stanu równowagi długookresowej. Aby to wykazać, należy rozważyć dwie sytuacje: kraju wysoko rozwiniętego i słabo rozwiniętego. Różnią się one poziomem stóp oszczędności. Kraj wysoko rozwinięty charakteryzuje się wyższą stopą, a co za tym idzie – także wyższym zasobem kapitału w stanie równowagi długookresowej. Widać to na rysunku 2. Pomimo że kraj wysoko rozwinięty znajduje się początkowo w punkcie o wyższym poziomie kapitału, będzie on wykazywał szybsze tempo wzrostu gospodarczego, ponieważ zmierza do innego, niż kraj słabo rozwinięty, stanu równowagi długookresowej. W takiej sytuacji gospodarki nie będą wykazywały zbieżności.

Aby wykazać występowanie zbieżności, należy zróżniczkować równanie (18) względem k (Burda i Wypłosz, 2000):

$$\frac{d(\dot{k}/k)}{dk} = \frac{d}{dk}(sk^{\alpha-1} - (n + a + \delta)) = s(\alpha - 1)k^{\alpha-2} < 0. \quad (19)$$

Na powyższym równaniu widać, że tempo wzrostu kapitału na jednostkę efektywnej pracy zmniejsza się w miarę wzrostu k , co wyraża ujemna pochodna liczona po k . Oznacza to występowanie zjawiska konwergencji, bowiem im wyższy poziom produkcji i kapitału, tym niższe tempo wzrostu tych zmiennych.

Innym sposobem wykazania występowania zjawiska konwergencji jest log-linearyzacja równania ruchu (16). Wykorzystując tę metodę, można obliczyć współczynnik szybkości zbieżności, świadczący o procencie odległości, który pokonuje gospodarka, zmierzając w stronę stanu ustalonego w ciągu jednego okresu.

Rozwiązanie tego problemu znajdujemy w pracy M. Próchniaka i R. Rapackiego (2012): „Przyjmując za funkcję produkcji funkcję Cobb-Douglasa o postaci $f(k) = Bk^{\alpha}$ ($B > 0$), równanie (16) można zapisać:

$$\ln \dot{k} = sBe^{\ln k^{\alpha-1}} - (n + a + \delta) = sBe^{(\alpha-1)\ln k} - (n + a + \delta). \quad (20)$$

Stosując rozszerzenie Taylora pierwszego rzędu wokół stanu ustalonego w celu znalezienia przybliżonej ścieżki czasowej dla $\ln k$, otrzymujemy:

$$\begin{aligned} \ln \dot{k} &\approx \ln k^* + \left. \frac{d \ln \dot{k}}{d \ln k} \right|_{\text{dla stanu ustalonego}} \times (\ln k - \ln k^*) = \\ &= (\alpha - 1)(n + a + \delta)(\ln k - \ln k^*). \end{aligned} \quad (21)$$

Rozwiązanie równania różniczkowego (21) wygląda następująco:

$$\ln k = \ln k^* + (\ln k(0) - \ln k^*)e^{-(1-\alpha)(n+a+\delta)t}, \quad (22)$$

co w kategoriach produkcji na jednostkę efektywnej pracy można zapisać jako:

$$\ln y = \ln y^* + (\ln y(0) - \ln y^*)e^{-(1-\alpha)(n+a+\delta)t}. \quad (23)$$

Definiując:

$$\beta = (1 - \alpha)(n + a + \delta) > 0 \quad (24)$$

oraz różniczkując (23), względem czasu, uzyskujemy:

$$\frac{\dot{y}}{y}\beta = (\ln y^* - \ln y). \quad (25)$$

Z równania (25) wynika, że tempo wzrostu gospodarczego zależy od tego, jak daleko znajduje się gospodarka od stanu ustalonego, do którego zmierza. Parametr β wyraża szybkość zbieżności, czyli określa pokonywaną w ciągu jednego okresu odległość w kierunku stanu ustalonego.

Aby oszacować występowanie *absolutnej zbieżności typu β* , należy oszacować równanie regresji:

$$\frac{1}{T} \ln \frac{y_T}{y_0} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_0, \quad (26)$$

oraz obliczyć wartość współczynnika β . Zbieżność β występuje, gdy parametr α_1 jest ujemny i istotny statystycznie. W takiej sytuacji można przystąpić do obliczenia wartości współczynnika mierzącego szybkość konwergencji:

$$\beta = -\frac{1}{T} \ln(1 + \alpha_1 T). \quad (27)$$

W równaniu (26) zmienną objaśnianą jest średnioroczne tempo wzrostu realnego PKB *per capita* wg parytetu siły nabywczej między okresem T i 0, a zmienną objaśniającą jest logarytm naturalny poziomu PKB *per capita* w okresie zerowym.

Wyprowadzenie równania (26) znajdujemy we wspomnianej wcześniej pracy M. Próchniaka (2012: „Równanie (26), szacowane na podstawie modelu regresji, pochodzi z równania (23), uzyskanego z teoretycznej analizy modelu. Jeśli od obu stron (23) odejmiemy $\ln y_0$, uzyskamy następujące równanie (numer okresu będziemy zapisywać jako indeks dolny):

$$\ln y_t - \ln y_0 = \ln y^* + (\ln y_0 - \ln y^*)e^{-\beta t} - \ln y_0. \quad (28)$$

Przekształćmy następnie powyższy zapis:

$$\ln y_t - \ln y_0 = (1 - e^{-\beta t})\ln y^* - (1 - e^{-\beta t})\ln y_0. \quad (29)$$

Uwzględniając $t = T$ oraz dzieląc obie strony (21) przez T , mamy:

$$\frac{1}{T}(\ln y_T - \ln y_0) = \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T}\ln y^* - \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T}\ln y_0. \quad (30)$$

Powyższe równanie jest równoważne formule (26). Lewa strona to średnioroczne tempo wzrostu gospodarczego. Pierwszy składnik po prawej stronie reprezentuje stan ustalony, który jest wspólny we wszystkich krajach i w równaniu regresji wchodzi do stałej α_0 . Natomiast współczynnik przy $\ln y_0$ jest równy nachyleniu linii regresji α_1 :

$$\alpha_1 = -\frac{(1 - e^{-\beta T})}{T}. \quad (31)$$

Ze wzoru (31) uzyskujemy wzór (27)''.

W celu weryfikacji występowania *warunkowej zbieżności typu β* należy rozszerzyć równanie regresji (26) o zmienne kontrolne:

$$\frac{1}{T}\ln \frac{y_T}{y_0} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_0 + \sum_{k=1}^n \phi_k X_k, \quad (32)$$

gdzie X_k jest wektorem zmiennych kontrolnych. Reprezentują one różnice w stanach ustalonych pomiędzy krajami. Dobór zmiennych kontrolnych jest indywidualny dla autora badania. Wybór ten powinien się jednak cechować wytycznymi ekonomicznymi. Zmienne te powinny reprezentować różnice długookresowe. Wtedy ujemna i istotna statystycznie wartość parametru α_1 będzie wskazywać na występowanie konwergencji β .

3. Dobór danych do analizy w świetle rozszerzonego modelu Solowa oraz wyników badań empirycznych

3.1. Model Mankiwa-Romera-Weila

Mankiw, Romer i Weil poszerzyli model Solowa o akumulację kapitału ludzkiego. Rozszerzony model Solowa nie jest ujęciem endogenicznym. Główną różnicą pomiędzy modelami podstawowym i poszerzonym jest uwzględnienie

trzeciego czynnika produkcji – kapitału ludzkiego (H) (Romer, 2000). Przy takim założeniu funkcja produkcji przybiera postać:

$$Y = K^\alpha H^\beta (AL)^{1-\alpha-\beta}, \text{ gdzie } \alpha > 0, \beta > 0, \alpha + \beta < 1. \quad (33)$$

Wprowadzenie do funkcji zmiennej H nie zmienia jej neoklasycznych właściwości. Nadal odznacza się ona malejącą krańcową produktywnością wszystkich czynników, stałymi przychodami ze skali oraz spełnianiem warunków Inady. Produkcja według tej wersji modelu może być przeznaczona na akumulację kapitału fizycznego lub ludzkiego, oprócz konsumpcji. Poziom techniki wraz z siłą roboczą wzrastają w stałych tempach: odpowiednio a i n . Kształtują się one egzogenicznie.

Równania ruchu dla wyróżnionych tu kapitałów ludzkiego i fizycznego przyjmują postać:

$$\dot{K} = s_K Y - \delta K, \quad (34)$$

$$\dot{H} = s_H Y - \delta H. \quad (35)$$

Chcąc przeprowadzić analizę dynamiki, należy się posłużyć wielkościami kapitałów i produkcji na jednostkę efektywnej pracy: k , h i y :

$$k \equiv \frac{K}{AL}; h \equiv \frac{H}{AL}; y \equiv \frac{Y}{AL} = \frac{K^\alpha H^\beta (AL)^{1-\alpha-\beta}}{AL} = k^\alpha h^\beta. \quad (36)$$

Różniczkując następnie powyższe pierwsze dwa równania względem k i h , otrzymujemy:

$$\dot{k} = s_K y - (n + a + \delta)k = s_K k^\alpha h^\beta - (n + a + \delta)k, \quad (37)$$

$$\dot{h} = s_H y - (n + a + \delta)h = s_H k^\alpha h^\beta - (n + a + \delta)h. \quad (38)$$

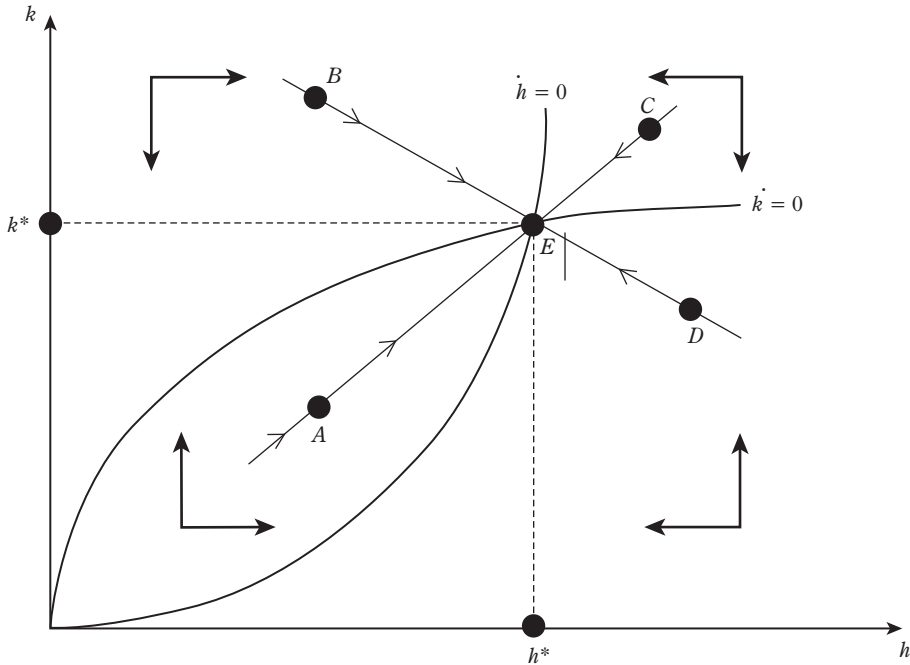
Z równań (37) oraz (38) wynika, że przyrost kapitału ludzkiego i fizycznego jest równy faktycznym inwestycjom w dany rodzaj kapitału po odjęciu od nich inwestycji restytucyjnych.

Przyrównując dwa ostatnie równania do zera, otrzymamy zasób kapitału fizycznego i ludzkiego w stanie równowagi długookresowej:

$$k^* = \left(\frac{s_K^{1-\beta} s_H^\beta}{n + a + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} \quad (39)$$

$$h^* = \left(\frac{s_K^\alpha s_H^{1-\alpha}}{n + a + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} \quad (40)$$

Rysunek 3. Graficzna postać stanu ustalonego w modelu MRW



Źródło: M. Próchniak, *Instrukcja realizacji studium przypadku* [Konwergencja], materiały dostępne na stronie www.sgh.waw.pl, stan na dzień 13.12.2012.

Krzywe z rysunku 3 zostały wyznaczone poprzez przyrównanie równań (37) oraz (38) do zera. Funkcyjnie wyrażają się następująco:

$$k = \left(\frac{s_K}{n + a + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} h^{\frac{\beta}{1-\alpha}}, \quad (41)$$

$$h = \left(\frac{n + a + \delta}{s_H} \right)^{\frac{1}{\alpha}} h^{\frac{1-\beta}{\alpha}}. \quad (42)$$

O kształtach krzywych decyduje to, że $\beta < 1 - \alpha$ i $1 - \beta > \alpha$. Z tego powodu k jest wklęsła, a krzywa h wypukła. Na rysunku 3 widoczne są także punkty początkowe A, B, C i D, określone początkowymi zasobami kapitału ludzkiego i fizycznego. Bez względu na to, z którego punktu wyjściowego gospodarka zacznie się poruszać, będzie podążała zgodnie z równaniami krzywych k i h .

Model MRW w stanie równowagi długookresowej charakteryzują stałe poziomy kapitału fizycznego i ludzkiego oraz stała konsumpcja na jednostkę efektywnej pracy. Stopy inwestycji w każdy ze wspomnianych czynników kształtują się egzogenicznie. Egzogeniczna stopa oszczędności sprawia, że model Mankiwa–Romera–Weila, jak model Solowa, wykazuje się realnie dynamiczną nieefektywnością.

Aby wykazać w tym modelu występowanie konwergencji warunkowej, należy – tak jak w modelu Solowa – log-linearizować równanie dynamiki oraz zróżniczkować względem czasu funkcję produkcji $y = k^\alpha h^\beta$. Otrzymamy na tym etapie równanie tempa wzrostu produkcji na jednostkę efektywnej pracy dla modelu MRW (Próchniak, *Instrukcja...*, [http](http://)):

$$\ln y = \alpha s_K k^{\alpha-1} h^\beta + \beta s_H k^\alpha h^{\beta-1} - (\alpha + \beta)(n + a + \delta). \quad (43)$$

Stosując następnie rozszerzenie Taylora pierwszego rzędu wokół stanu ustalonego, obliczając pochodne i wykorzystując wzory na k i h w stanie ustalonym, otrzymamy:

$$\ln y = -\alpha(1 - \alpha - \beta)(n + a + \delta)(\ln k - \ln k^*) - \beta(1 - \alpha - \beta)(n + a + \delta) (\ln h - \ln h^*) \quad (44)$$

Następnie można zdefiniować współczynnik zbieżności dla MRW oznaczony λ (w modelu Solowa β):

$$\lambda = (1 - \alpha - \beta)(n + a + \delta) > 0, \quad (45)$$

lub inaczej:

$$\frac{\dot{y}}{y} = \lambda(\ln y^* - \ln y). \quad (46)$$

Z powyższych wzorów wynika następujący wniosek: im mniejszy $\ln y$ od $\ln y^*$ (inaczej: im większa odległość gospodarki od jej stanu ustalonego), tym szybsze jest tempo wzrostu gospodarczego.

Model Mankiwa–Romera–Weila został opracowany głównie po to, aby pokazać, że neoklasyczny nurt dobrze opisuje zjawisko wzrostu gospodarczego i dobrze wyjaśnia różnice w dochodach poszczególnych krajów oraz konwergencję warunkową. Żadna wersja modelu Solowa – ani podstawowa, ani rozszerzona – nie tłumaczy różnic w tempie wzrostu między krajami. Za to, według obu modeli, stopy oszczędności (dla MRW także część dochodu przeznaczana na

przyrost kapitału ludzkiego) oraz tempo wzrostu demograficznego to najważniejsze czynniki kształtujące poziom PKB *per capita*. Z kolei tempo wzrostu PKB *per capita* w stanie ustalonym (steady state) zależy według obu modeli tylko od postępu technicznego.

3.2. Wyniki wybranych badań

Mankiw, Romer i Weil (1992) przeprowadzili badanie dla grupy 98 krajów dla okresu 1960–1985. Wpływ stopy oszczędności i tempa wzrostu liczby ludności na poziom dochodu w rzeczywistości był znaczenie wyższy, niż pozwalał przewidzieć podstawowy model Solowa. Wynika stąd, że ta wersja modelu prawidłowo wskazuje kierunek oddziaływania na dochód stopy oszczędności oraz tempa wzrostu ludności ($R^2 = 0,59$), jednak błędnie wyjaśnia jego siłę.

Po rozszerzeniu badań o kapitał ludzki okazało się, że dla tej grupy krajów udział wynagrodzenia kapitału fizycznego w dochodzie (α) oraz ludzkiego (β) wyniósł odpowiednio 0,31 oraz 0,28. Są to wyniki, które można uznać za zgodne z rzeczywistością. R^2 dla regresji w tym przypadku wyniósł 0,78. Otrzymane oszacowania świadczą o tym, że model MRW tłumaczy w sposób wysoce zadowolający różnice w dochodach między krajami, wynikające z wcześniej wspomnianych powodów oraz tutaj dodatkowo z powodu akumulacji kapitału ludzkiego i tempie przyrostu demograficznego. Tłumaczy dokładniej również tempo zbieżności do stanu ustalonego. W badaniu Mankiwa, Romera i Weila współczynnik β dla modelu podstawowego wyniósł 0,6%, podczas gdy z teorii modelu jego rozsądna wartość kształtuje się na poziomie około 4%. Natomiast dla rozszerzonego modelu Solowa wynosi on 1,4%, wobec wartości modelowej równej około 2%. Wobec tego badania przyznać należy, że oba warianty modelu Solowa potwierdzają istnienie konwergencji warunkowej, jednak rzeczywiste wartości są mniejsze od tych wynikających z modelu.

Nieco inny charakter miało badanie przeprowadzone przez Borys, Polgár i Zlate (2008). Wykonali oni analizę dla okresu 1990–2005. Jej celem nie było wykazanie różnic między modelami, ale zbadanie realnej konwergencji i determinant wzrostu ówczesnych kandydatów do Unii Europejskiej i potencjalnych krajów kandydujących (stan na rok 2008). Kraje te wykazały duży postęp w integracji i rozwoju ekonomicznym na przestrzeni ostatnich 20 lat. Pomimo tego luka między wielkościami dochodu na jednego mieszkańca w tych krajach a tą wielkością w krajach strefy euro pozostaje duża. Powoduje to, że nastąpią konkretne zmiany w realnej konwergencji w tej grupie krajów w średnim i długim okresie. Analiza pokazała, że głównym motorem konwergencji jest wzrost łącznej produktywności czynników produkcji; dalej plasuje się akumulacja kapitału przypadającego na jednego pracownika (*capital deepening*), natomiast czynnik pracy odgrywa margi-

nalną rolę. W badaniu dowiedziono istnienia konwergencji warunkowej w krajach centralnej, wschodniej i południowo-wschodniej Europy. Przyszłe usprawnienia w procesie akumulacji kapitału i jego efektywności w krajach kandydujących odegrają istotną rolę w podtrzymaniu występowania zjawiska realnej konwergencji.

Produktywność czynnika pracy w większości krajów wzrosła przy zwiększającym się odsetku produktywnych sektorów produkcji i zwiększającym się bezrobociu. W większości krajów dało się zaobserwować przesunięcie zasobu siły roboczej z sektora rolniczego i przemysłowego do sektora usług. Trend ten był mocniejszy dla krajów strefy euro niż dla krajów kandydujących lub potencjalnych kandydatów. Wyższa stopa bezrobocia wśród ludzi młodych oraz wysoki odsetek bezrobocia długookresowego przyczyniły się do niedopasowania na rynku pracy i ujawniły bardzo niski poziom jego elastyczności.

Stopa inwestycji wzrastała w szybkim tempie, w czym duży swój udział miały inwestycje zagraniczne, tzn. napływ obcego kapitału. Kraje, które odnotowały wyższe bezpośrednie inwestycje zagraniczne (ang. Foreign Direct Investment – FDI) w stosunku do inwestycji ogółem, odnotowały także wyższy poziom inwestycji w stosunku do PKB.

Inwestycje w kapitał ludzki są nadal na dość niskim relatywnie poziomie w stosunku do krajów posiadających wspólną walutę. W nowych krajach Unii Europejskiej obserwuje się stosunkowo niski poziom wydatków na edukację. Odsetek ten jest jednak niezadowolający we wszystkich krajach, również członkowskich Unii Europejskiej. To jedna z największych potrzeb pozwalających podtrzymać w przyszłości zjawisko realnej konwergencji w Unii. Wzrost inwestycji w edukację wymusza również stale rosnący odsetek osób podejmujących kształcenie wyższe.

Nowe kraje UE potrzebują istotnych zmian na rynku pracy, podtrzymania wysokich inwestycji i napływu kapitału obcego oraz wyższych nakładów na rozwój i edukację. Są to czynniki niezbędne w celu osiągnięcia w przyszłości znaczącego wzrostu gospodarczego.

M. Próchniak (2010) przeprowadził badanie dla 27 krajów rozszerzonej Unii Europejskiej, aby określić, w jakim stopniu model Solowa jest przydatny przy wyjaśnianiu zjawiska realnej konwergencji. Stworzone zostały trzy warianty: podstawowy model Solowa, model MRW oraz model Solowa z kapitałem ludzkim i technologicznym know-how. Otrzymane wyniki pokazały, że neoklasyczne modele wzrostu, tj. modele Solowa, dobrze wyjaśniają zarówno różnice w tempie wzrostu gospodarczego, jak i zjawisko realnej konwergencji. Wśród czynników kształtujących wariacje w tempie wzrostu w około 55% wymieniono zróżnicowanie poziomów dochodu, zmiany demograficzne oraz wysokość stóp inwestycji w poszczególne rodzaje kapitału.

Zależność pomiędzy dynamiką wzrostu a początkowym poziomem dochodu okazała się ujemna, co świadczy o rozwoju krajów zgodnym z założeniami konwergencji absolutnej i warunkowej. Współczynnik λ dla 27 krajów wyniósł 1,9%, a dla 10 krajów Europy Środkowo-Wschodniej 2,8%. Oznacza to wolne tempo zbieżności.

Opracowane zostały również w badaniu funkcje produkcji zgodne z danymi empirycznymi. Dla UE-27 przyjmuje ona postać: $Y = K^{0,532} H^{0,164} T^{0,046} L^{0,258}$, a dla EŚW-10 $Y = K^{0,469} H^{0,224} T^{0,009} L^{0,298}$.

3.3. Opis modelu oraz prezentacja danych

Podstawę przeprowadzonego badania stanowi model Solowa, a analiza danych pod kątem występowania konwergencji jest dokonana na bazie wspomnianych wcześniej równań i zależności modeli neoklasycznych. Równania regresji są szacowane za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów.

Zmienną objaśnianą jest wzrost PKB *per capita* według parytetu siły nabywczej, mierzony w dolarach międzynarodowych. Aby móc obliczyć następnie dynamikę wzrostu PKB, zmienna ta została przeliczona na ceny stałe. PKB *per capita* zostało zaprezentowane na przestrzeni lat 1995–2010 dla 27 krajów UE. Zmienna pochodzi z bazy IMF – World Economic Outlook Database. Wzrost PKB został obliczony jako różnica logarytmów naturalnych wielkości PKB *per capita* według parytetu siły nabywczej w 2010 i 1995 r., podzielona przez liczbę lat (16).

Wśród zmiennych objaśniających znajduje się początkowy poziom PKB, obliczony jako logarytm naturalny PKB na 1 mieszkańca według PSN z roku 1995.

Zmiennymi objaśniającymi pochodzącymi z bazy Banku Światowego, *World Development Indicators* (WDI), są: stopa inwestycji, stopa inflacji oraz saldo budżetowe. Obliczone zostały jako średnie wielkości z całego analizowanego okresu.

Zmienne pochodzące z bazy Eurostatu to wydatki na badania i rozwój, liczba ludności, rządowe wydatki na edukację, saldo obrotów bieżących, wielkość eksportu oraz wskaźnik powszechności szkolnictwa wyższego. Przedstawione zostały również jako średnie z wartości dla rozpatrywanego okresu.

Nazwy zmiennych w modelu są następujące:

- wzrost PKB per capita według parytetu siły nabywczej – GDP_growth (%PKB)
- początkowy poziom PKB – $GDP_initial_level$
- stopa inwestycji – $investment_rate$ (% PKB)
- stopa inflacji – $inflation_rate$ (% PKB)
- saldo budżetowe – $gov_balance$ (% PKB)
- wydatki na badania i rozwój – RD_exp (% PKB)

- liczba ludności – *population*
- rządowe wydatki na edukację – *g_s_o_e* (% PKB)
- saldo obrotów bieżących – *gov_acc_bal* (% PKB)
- wielkość eksportu – *vol_of_X* (% PKB)
- wskaźnik powszechności szkolnictwa wyższego – *school_e*

W kolejnym podrozdziale zaprezentowano tabelaryczne ujęcie wyników oszacowań wszystkich modeli, wraz ze statystyczną ich oceną. Znajdują się tam wielkości parametrów wraz z ich statystycznym poziomem istotności. Podano również obliczenia dotyczące współczynnika β oraz ocenę występowania konwergencji. W dalszej części znajduje się analiza regresji konwergencji typu β oraz wpływu wybranych zmiennych na średnioroczną stopę wzrostu PKB *per capita*. Zestawiono dla porównania tożsame badanie dla grupy krajów ze wspólną walutą UE-16.

4. Wyniki badania empirycznego

4.1. Wybór metod badawczych oraz ich uzasadnienie

Przedmiotem badania jest występowanie konwergencji β , co tłumaczy dokonany wybór krajów w obu podgrupach: UE-27, czyli wszystkich krajów należących do Unii Europejskiej oraz UE-16 – krajów, które posiadały wspólną walutę w okresie objętym badaniem². Obie grupy charakteryzują się dużą homogenicznością gospodarek, jeśli chodzi o otoczenie ekonomiczne, kierunek reform gospodarczych, i – co najważniejsze z teoretycznego punktu widzenia – zmierzają do podobnych stanów ustalonych (*steady state*).

Posłużono się metodą uśredniania danych w całym podokresie, co pozwala na dobre zobrazowanie zależności między zmiennymi w długim okresie. Liczba obserwacji nie jest duża, co może budzić pewne wątpliwości co do wiarygodności statystycznej, jednak wystarcza ona w zupełności do wyeksponowania ekonomicznych zależności pomiędzy tempem wzrostu gospodarczego a początkowym poziomem PKB *per capita*.

Istniały przesłanki co do innego sposobu uśrednienia danych. Wydzielenie kilku – 3-, 5-, lub 10-letnich podokresów pozwoliłoby wyeliminować w pewnym stopniu wpływ cykli koniunkturalnych i ze względu na ilość obserwacji otrzymać wynik rzetelniejszy statystycznie, jednak wiele danych byłoby niedostępnych dla skonstruowanych modeli.

² Estonia wstąpiła do strefy euro w 2011 r. więc nie została włączona do podgrupy charakteryzującej się wspólną walutą dla okresu 1995–2010.

Uzasadniony statystycznie byłby również wybór metody ekonometrycznej bazującej na danych panelowych, ze względu na jej dużą wiarygodność. Roczne dane dla poszczególnych zmiennych i krajów to bardzo duża liczba obserwacji, charakterystyczna dla nowoczesnych metod ekonometrycznych bazujących na danych panelowych. Względy ekonomiczne wskazują jednak na istotną wadę takiego podejścia. Mianowicie analiza oparta na rocznych obserwacjach zmiennej objaśnianej i zmiennych objaśniających jest w dużym stopniu podatna na wpływy wahań nieregularnych oraz cykli koniunkturalnych, za którymi stoją krótkookresowe szoki popytowe i podażowe, jak np. ostatni kryzys, który zaburzył powiązania krótkookresowe pomiędzy niektórymi zmiennymi makroekonomicznymi. Nawet po zastosowaniu narzędzi statystycznych, mających za zadanie zniwelować ten wpływ, otrzymane zostałyby wyniki obciążone statystycznie przez czynniki krótkookresowe. Ze względu na przyjęty cel metoda ta nie dałaby oczekiwanych rezultatów, bowiem hipotezy konwergencji bazują na długookresowych związkach między zmiennymi. Nie można więc oczekiwać, że dane w takiej postaci pokażą związki pomiędzy PKB *per capita* w okresie bazowym a poziomem PKB w latach następnych. Nie oznacza to jednak, że analiza konwergencji oparta na danych panelowych jest niewskazana. Jako uzupełnienia dla analizy danych przekrojowych może doprowadzić do otrzymania ciekawych wyników (Próchniak i Witkowski, 2012).

Wybór sposobu uśrednienia danych – przekrojowych oraz stacjonarnych – w całym okresie, tłumaczy wybór metody ekonometrycznej. Pominięto wszelkie metody odpowiednie dla szeregów czasowych, a zweryfikowano hipotezy badawcze za pomocą modelu regresji liniowej oszacowanego za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów (KMNK). Metoda ta zapewnia również względną prostotę obliczeń. Nie jest to jedyna, ale przejrzysta i wystarczająca metoda, ponieważ pozwala ocenić, jaki był wpływ początkowego poziomu PKB *per capita* oraz innych czynników na tempo wzrostu gospodarczego.

Szacowane równanie regresji dla konwergencji absolutnej przyjmuje następującą postać:

$$\frac{1}{T} \ln \frac{y_t}{y_0} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_0 + \varepsilon_t. \quad (47)$$

Zmienną objaśnianą jest średnioroczne tempo wzrostu realnego PKB *per capita* wg PSN w latach 1995–2010, zmienną objaśniającą jest logarytm naturalny poziomu PKB *per capita* w 1995 r., a ε_t to składnik losowy. Ujemna wartość parametru α_0 i jego statystyczna istotność wskazują na występowanie zbieżności typu β . Następnie można obliczyć wartość współczynnika β , wskazującego na

szybkość konwergencji. Wzór, którym się posłużono do jego obliczeń, pochodzi z modelu Solowa:

$$\beta = -\frac{1}{T} \ln(1 + \alpha_1 T). \quad (48)$$

Rozszerzone równanie regresji (47) o kolejne zmienne, reprezentujące różnice w stanach ustalonych między krajami, służy zbadaniu występowania konwergencji warunkowej i przyjmuje następującą postać:

$$\frac{1}{T} \ln \frac{y_t}{y_0} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_0 + \phi_1 x_1 + \phi_2 x_2 + \dots + \phi_n x_n + \varepsilon_t, \quad (49)$$

W tym wzorze również ujemny i istotny statystycznie parametr α_1 oznacza występowanie konwergencji typu β .

4.2. Wyniki badań

Tabela 1a. Wyniki estymacji równań regresji modeli badających występowanie konwergencji (dla krajów UE-27)

	MODEL 1	MODEL 2	MODEL 3	MODEL 4	MODEL 5
Stała	0,322*** (0,001)	0,312*** (0,000)	0,371*** (0,000)	0,346*** (0,000)	0,267*** (0,000)
GDP initial_level	-0,028*** (0,001)	-0,028*** (0,000)	-0,032*** (0,000)	-0,029*** (0,000)	-0,025*** (0,000)
investment_rate	0,000 (0,949)	0,000 (0,903)	0,000 (0,947)	0,000 (0,668)	0,000 (0,505)
inflation_rate	0,000*** (0,007)	0,000*** (0,006)	0,000*** (0,002)	-0,001*** (0,001)	0,000** (0,015)
gov_balance	0,002* (0,092)	0,002* (0,086)	0,002* (0,047)	0,003*** (0,001)	0,003** (0,014)
RD_exp	-0,001 (0,801)	-0,001 (0,656)	-0,001 (0,738)	0,001 (0,589)	-0,001 (0,724)
population	0,000 (0,465)	0,000 (0,411)	0,000 (0,248)	0,000 (0,257)	0,000 (0,797)
g_s_o_e	-0,002 (0,239)	-0,002 (0,214)	-0,003* (0,057)	-0,005** (0,011)	
gov_acc_bal	0,001 (0,292)	0,001 (0,263)	0,001 (0,136)		
vol_of_X	0,001 (0,432)	0,001 (0,395)			

	MODEL 1	MODEL 2	MODEL 3	MODEL 4	MODEL 5
school_e	0,000 (0,640)				
Statystyka F Wartość p dla F	10,633 0,00003	12,350 0,00001	15,390 0,00000	16,024 0,00000	12,889 0,00001
Liczba obserwacji	27	27	27	27	27
R^2 – zwykły – skorygowany	0,869 0,797	0,867 0,797	0,872 0,816	0,855 0,802	0,795 0,733
Konwergencja β Współczynnik β (%)	TAK 3,80	TAK 3,65	TAK 4,54	TAK 3,88	TAK 3,13

Liczby w pierwszych wierszach w tabeli: współczynniki

Liczby w nawiasach: p -value

*** – p mniejsze od 0,01, ** – p mniejsze od 0,05, * – p mniejsze od 0,1

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 1b. Wyniki estymacji równań regresji modeli badających występowanie konwergencji (dla krajów UE-27)

	MODEL 6	MODEL 7	MODEL 8	MODEL 9	MODEL 10
Stała	0,267*** (0,000)	0,268*** (0,000)	0,202*** (0,000)	0,171*** (0,001)	0,214*** (0,000)
GDP initial_level	-0,025*** (0,000)	-0,025*** (0,000)	-0,020*** (0,000)	-0,017*** (0,000)	-0,020*** (0,000)
investment_rate	0,000 (0,463)	0,000 (0,370)	0,001 (0,285)	0,001 (0,183)	
inflation_rate	0,000*** (0,010)	0,000*** (0,009)	0,000 (0,227)		
gov_balance	0,003*** (0,005)	0,003*** (0,001)			
RD_exp	-0,001 (0,648)				
population					
g_s_o_e					
gov_acc_bal					
vol_of_X					
school_e					
Statystyka F Wartość p dla F	16,171 0,00000	20,907 0,00000	15,305 0,00001	21,700 0,00000	40,110 0,00000
Liczba obserwacji	27	27	27	27	27

	MODEL 6	MODEL 7	MODEL 8	MODEL 9	MODEL 10
R^2 – zwykły	0,794	0,792	0,666	0,644	0,616
– skorygowany	0,745	0,754	0,623	0,614	0,601
Konwergencja β	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Współczynnik β (%)	3,14	3,23	2,36	1,98	2,34

Liczby w pierwszych wierszach w tabeli: współczynniki

Liczby w nawiasach: p -value

*** – p mniejsze od 0,01, ** – p mniejsze od 0,05, * – p mniejsze od 0,1

Kraje należące do badanej grupy to: Austria, Belgia, Bułgaria, Cypr, Czechy, Dania, Estonia, Finlandia, Francja, Niemcy, Grecja, Węgry, Irlandia, Włochy, Litwa, Łotwa, Luksemburg, Malta, Holandia, Polska, Portugalia, Rumunia, Słowacja, Słowenia, Hiszpania, Szwecja, Wielka Brytania.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2a. Wyniki estymacji równań regresji modeli badających występowanie konwergencji (dla krajów UE-16)

	MODEL 1	MODEL 2	MODEL 3	MODEL 4	MODEL 5
Stała	0,177* (0,098)	0,139 (0,230)	0,289* (0,059)	0,184 (0,136)	0,054 (0,571)
GDP initial_level	-0,016* (0,100)	-0,013 (0,222)	-0,026* (0,059)	-0,016 (0,137)	-0,006 (0,513)
investment_rate	-0,001 (0,304)	0,000 (0,537)	0,001 (0,485)	0,000 (0,690)	0,001 (0,536)
inflation_rate	0,003 (0,142)	0,002 (0,257)	0,000 (0,937)	0,002 (0,513)	0,003 (0,171)
gov_balance	0,001 (0,314)	0,001 (0,472)	0,001 (0,641)	0,002 (0,194)	0,001 (0,428)
RD_exp	0,000 (0,918)	-0,001 (0,644)	0,001 (0,867)	0,004 (0,199)	0,003 (0,358)
population	0,000 (0,181)	0,000 (0,168)	0,000 (0,118)	0,000 (0,153)	0,000 (0,288)
g_s_o_e	0,000 (0,972)	0,000 (0,875)	-0,004 (0,170)	-0,004 (0,118)	
gov_acc_bal	0,001 (0,337)	0,001 (0,375)	0,001 (0,200)		
vol_of_X	0,002** (0,021)	0,003** (0,028)			
school_e	0,000 (0,104)				
Statystyka F	11,925	8,614	4,232	4,046	3,423
Wartość p dla F	0,00679	0,00820	0,03648	0,03412	0,04812
Liczba obserwacji	16	16	16	16	16
R^2 – zwykły	0,960	0,928	0,829	0,780	0,695
– skorygowany	0,879	0,820	0,633	0,587	0,492

	MODEL 1	MODEL 2	MODEL 3	MODEL 4	MODEL 5
Konwergencja β	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Współczynnik β (%)	1,81	1,42	3,37	1,79	0,60

Liczby w pierwszych wierszach w tabeli: współczynniki

Liczby w nawiasach: p-value

*** – p mniejsze od 0,01, ** – p mniejsze od 0,05, * – p mniejsze od 0,1

Źródło: obliczenia własne.

Tablica 2b. Wyniki estymacji równań regresji modeli badających występowanie konwergencji (dla krajów UE-16)

	MODEL 6	MODEL 7	MODEL 8	MODEL 9	MODEL 10
Stała	0,082 (0,380)	0,092 (0,300)	-0,028 (0,745)	0,026 (0,734)	0,123* (0,070)
GDP initial_level	-0,008 (0,334)	-0,009 (0,273)	0,002 (0,820)	-0,004 (0,517)	-0,010 (0,115)
investment_rate	0,001 (0,536)	0,001 (0,463)	0,001 (0,405)	0,002* (0,076)	
inflation_rate	0,003 (0,164)	0,003 (0,169)	0,003 (0,186)		
gov_balance	0,002 (0,118)	0,002** (0,031)			
RD_exp	0,001 (0,617)				
population					
g_s_o_e					
gov_acc_bal					
vol_of_X					
school_e					
Statystyka F	3,750	4,951	3,195	3,546	2,816
Wartość p dla F	0,03581	0,01574	0,06253	0,05902	0,11548
Liczba obserwacji	16	16	16	16	16
R^2 – zwykły	0,652	0,643	0,444	0,353	0,167
– skorygowany	0,478	0,513	0,305	0,253	0,108
Konwergencja β	TAK	TAK	NIE	TAK	TAK
Współczynnik β (%)	0,89	0,97	x	0,45	1,15

Liczby w pierwszych wierszach w tabeli: współczynniki

Liczby w nawiasach: p -value

*** – p mniejsze od 0,01, ** – p mniejsze od 0,05, * – p mniejsze od 0,

Kraje należące do badanej grupy (UE-16) to: Austria, Belgia, Cypr, Finlandia, Francja, Niemcy, Grecja, Irlandia, Włochy, Luksemburg, Malta, Holandia, Portugalia, Słowacja, Słowenia, Hiszpania.

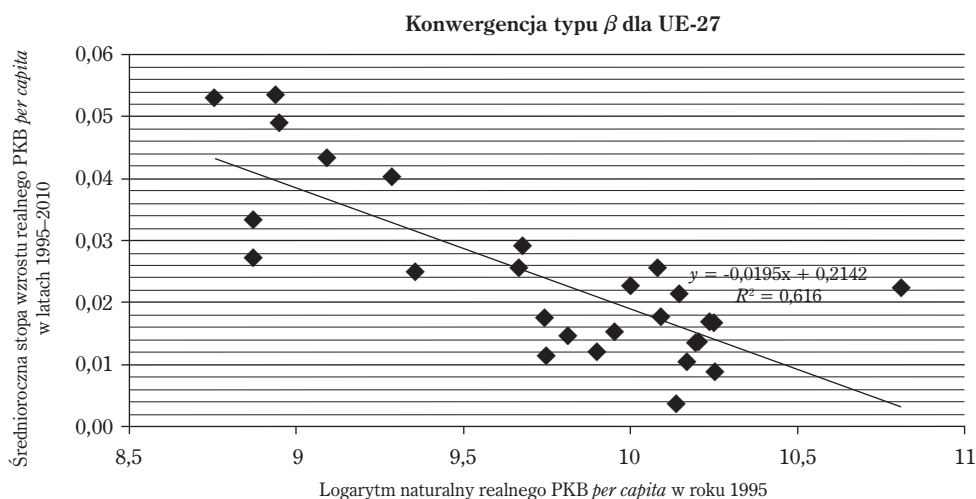
Źródło: obliczenia własne.

Tabele 1a i 1b prezentują wyniki oszacowań dla krajów UE-27. Zawierają one 10 modeli różniących się między sobą liczbą oraz zestawem zmiennych. Wszystkie modele wskazują na istotność zmiennej $GDP_initial$, a parametr jest ujemny, co oznacza występowanie konwergencji typu β . Kraje w próbie UE-27 są w dużym stopniu ekonomicznie homogeniczne, biorąc pod uwagę podobne cele gospodarcze oraz kierunek zmian, wynikające z członkostwa w Unii. Wyniki można uznać za wiarygodne, co potwierdza dodatkowo bardzo niski poziom p -value, rzędu $10E-05$, pozwalający odrzucić hipotezę o braku istotności zmiennej.

Dla wszystkich modeli przeprowadzono uogólniony test Walda ze statystyką F -Snedecora. Wszystkie wyniki zawierają wysokie wartości statystyki F oraz bardzo niskie p -values. Świadczy to o łącznej istotności zmiennych tworzących dany model. Jest to tożsame z wysokim współczynnikiem R^2 , zarówno zwykłym, jak i skorygowanym. Potwierdza to poprawność założeń dotyczących istnienia i przyczyn konwergencji bezwzględnej i warunkowej. Najistotniejsza statystycznie jest w każdym modelu zmienna $GDP_initial_level$, co harmonizuje z główną ideą teorii konwergencji typu β , czyli szybszego wzrostu gospodarczego wśród krajów biedniejszych.

Liczba obserwacji na poziomie 27 zapewnia dużą liczbę stopni swobody, świadczącej o ilości niezależnych parametrów. Oznacza to stabilność zależności między zmiennymi oraz wiarygodności wyników.

Rysunek 4. Tempo wzrostu realnego PKB per capita w latach 1995–2010 względem początkowego poziomu PKB *per capita* (27 krajów)



Źródło: obliczenia i opracowanie własne.

Wyniki poziomu dopasowania modeli, tutaj współczynnika R^2 , są wysoce zadowalające. Modele bazujące na przyrostach zmiennych makroekonomicznych powinny osiągać poziom R^2 w granicach (0,30; 0,90), a te oparte na zagregowanych danych przekrojowych, w tym statystykach międzynarodowych (0,30; 0,70) (Gruszczyński, Kuszewski, Podgórska, 2009, s. 52, 53). Taka konstrukcja modelu, bazująca na wspomnianych wcześniej danych, w połączeniu z teoretyczną opinią co do poziomu oczekiwanego dopasowania wskazują na dobrą jakość modeli.

Współczynnik β był możliwy do zinterpretowania we wszystkich modelach dla grupy UE-27, wszędzie bowiem posiadał on wartość dodatnią i potwierdzał występowanie konwergencji w całej grupie, bez względu na dobór zmiennych. Rysunek 4 prezentuje tempo wzrostu realnego PKB *per capita* dla UE-27 w całym badanym podokresie wobec początkowego poziomu PKB *per capita* w roku bazowym 1995.

Krzywa regresji jest nachylona pod dużym kątem, jak dla tego typu badanych zależności, co świadczy nie tylko o rzeczywistym występowaniu konwergencji β , ale też szybkim efekcie doganiania wśród krajów UE-27. Szybkość konwergencji jest i może być stymulowana w przyszłości przez prorozwojową politykę makroekonomiczną, skupiającą się na podnoszeniu poziomu innowacyjności gospodarek. Unijna tablica innowacyjności (Innovation Union Scoreboard)³, badająca tę samą grupę krajów UE-27, wskazuje na istnienie wyraźnych trzech okręgów w Unii Europejskiej: liderów innowacyjności (Dania, Finlandia, Niemcy, Szwecja), kraje doganiające liderów (Austria, Belgia, Cypr, Estonia, Francja, Holandia, Irlandia, Luksemburg, Słowenia, Wielka Brytania) oraz innowatorów o skromnych wynikach (Bułgaria, Litwa, Łotwa, Rumunia). Poziom innowacyjności jest jednym z niewielu czynników, który da się dosyć przejrzysto oszacować oraz określić drogę jego dalszego rozwoju. Kraje unijne jako zbiorowość są pod tym względem ciągle zbyt zróżnicowane, aby wspólnie ujęte w modelu posiadały statystycznie istotny parametr przy zmiennej nakładów na badania i rozwój, co potwierdzają wyniki zawarte w tabelach 1a oraz 1b (p-value przy zmiennej RD_exp). Nie istnieje żadne jednoznacznie oznaczone rozwiązanie na wprowadzenie krajów Unii na wyższy poziom innowacyjności, jednak kraje należące do pierwszej, najefektywniejszej pod tym względem grupy, osiągają wysokie wyniki w obszarach aktywności przedsiębiorstw, ujawniają silne powiązania pomiędzy biznesem a sferą nauki; istotna jest także komercjalizacja mediów, a co za tym idzie wysokie dochody z tytułu patentów i licencji, pochodzące z zagranicy.

Precyzyjną szybkość tempa wzrostu gospodarczego (w jakim czasie zmienna $y - y^*$ aby zmniejszyła swą wielkość o połowę) można wyliczyć, stosując wzór:

³ <http://ec.europa.eu/enterprise/policies/innovation/>, stan na dzień 22.05.2013 r.

$$e^{-\beta t^*} = 0,5. \quad (50)$$

Logarytmując następnie równanie (50) i traktując β jako stopę spadku, otrzymujemy:

$$t^* = -\frac{\ln 0,5}{\beta} \approx -\frac{-0,6931}{\beta} = \frac{0,6931}{\beta}. \quad (51)$$

Przeprowadzone w ten sposób wyliczenia dla wszystkich modeli grupy UE-27 prezentuje tabela 3.

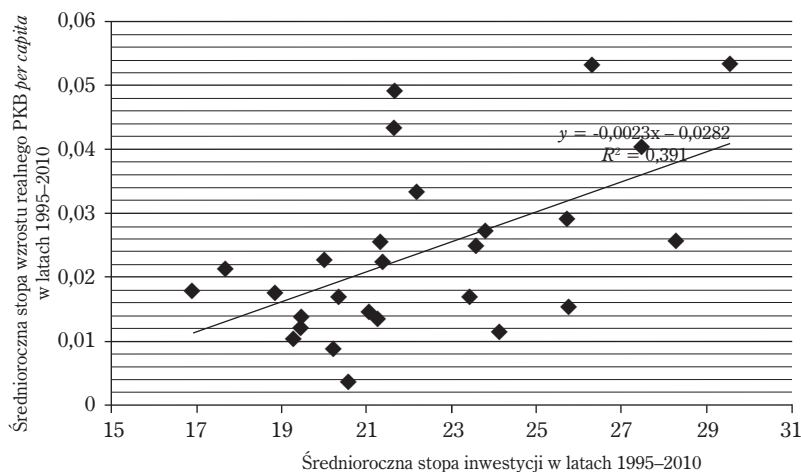
Tabela 3. Połowa okresu potrzebnego do zbliżenia się przez kraje UE do hipotetycznego stanu ustalonego

Nr modelu	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
t^*	18,22	19,00	15,28	17,85	22,16	22,04	21,49	29,34	35,06	29,60

Źródło: obliczenia i opracowanie własne.

Liczby z tabeli 3 należy traktować jako wynik właściwy przy utrzymaniu się pewnych istniejących w krajach UE-27 przeciętnych tendencji wzrostu gospodarczego w latach 1995–2010. Przy wprowadzeniu dodatkowych regulacji mających na celu restrukturyzację gospodarki Unii czas niezbędny do zbliżenia się o połowę do stanu ustalonego będzie krótszy. Z kolei przy braku reform gospodarczych i niekorzystnej polityce makroekonomicznej może się on wydłużyć.

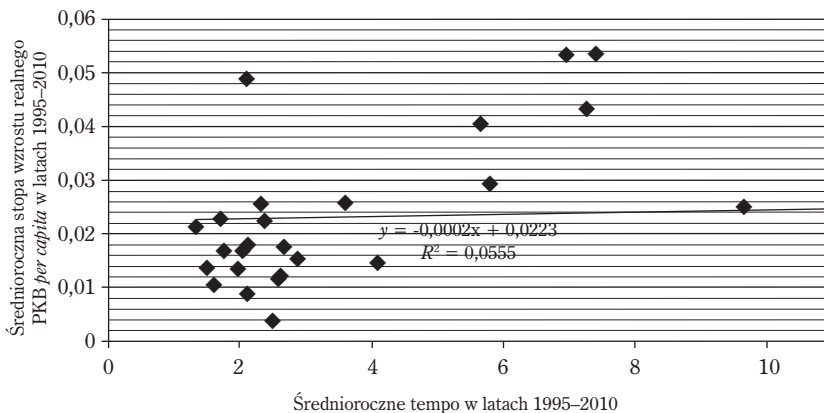
Rysunek 5. Wpływ średniorocznej stopy inwestycji na średnioroczną stopę wzrostu PKB *per capita* w latach 1995–2010 dla UE-27



Źródło: obliczenia i opracowanie własne.

Dość strome nachylenie krzywej regresji dla wpływu średniorocznej stopy inwestycji na stopę wzrostu gospodarczego tłumaczy silne powiązanie między poziomem inwestycji a tempem wzrostu gospodarczego, co częściowo ma również swoje ujęcie w czynnikach wzrostu według neoklasycznych modeli. Inwestycje są konieczne zarówno jako te (Begg, Fischer i Dornbusch, 2007, s. 345–350), przez które rozumie się akumulację kapitału produkcyjnego, jak i te przeznaczane na techniczne uzbrojenie pracy, przy wzroście zatrudnienia. Reformy mające na celu zmniejszanie bezrobocia w większości krajów Unii wymuszają takie inwestycje. W przeciwnym razie wartość produkcji zmaleje, w najlepszym wypadku utrzyma się na poziomie niezmiennym, co będzie tożsame z zanikiem zjawiska konwergencji w Unii Europejskiej. Jeśli jednak poziom inwestycji spowoduje wzrost technicznego uzbrojenia pracy, zwiększy się wydajność pracy, a w konsekwencji wzrost dochodu na 1 mieszkańca. Niski poziom współczynnika i jego statystyczny brak istotności są wynikiem z jednej strony niewystarczającej wysokości inwestycji oraz ich złej alokacji. Dość powszechna tendencja w krajach Unii, polegająca na inwestycjach skierowanych na nierozwojową pomoc dla sektorów nieefektywnych, a nie na stopniową odbudowę, może być przyczyną niskiej efektywności inwestycji.

Rysunek 6. Wpływ średniorocznego tempa inflacji na średnioroczną stopę wzrostu PKB *per capita* w latach 1995–2010 dla UE-27

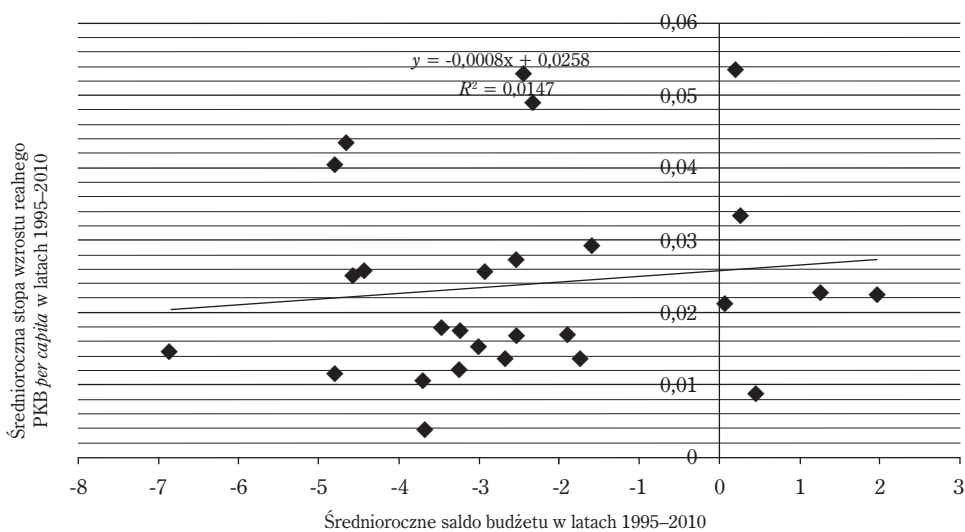


Źródło: obliczenia i opracowanie własne.

Badania empiryczne, dotyczące wpływu poziomu inflacji na wzrost gospodarczy, przeprowadzili R.J. Barro, M. Bruno oraz B. Motley, G.T. McCandless, i W.E. Webber (Błaszczuk, 2010, s. 47–48). Ich wyniki wskazują na nieliniowy charakter tej zależności występującej między zmiennymi. Przybiera ona kieru-

nek ujemny jedynie dla dużych stóp inflacji. Dla stóp niskich oraz średnich zależność ta jest nieistotna lub lekko pozytywna. Znając wartość graniczną, czyli taką, po której przekroczeniu nastąpi zmiana kierunku zależności, można wyliczyć optymalną stopę inflacji. M.S. Kahn oraz A.S. Senhadji spróbowali wyznaczyć tę stopę. Otrzymali wyniki zależne od zróżnicowania krajów pod względem poziomu rozwoju. Wysokość graniczna dla krajów rozwiniętych została oszacowana na poziomie 1–3%, a dla rozwijających się, na poziomie 7–11%. Ze względu na to, że kraje europejskie z reguły będą dążyły do stabilizowania inflacji na niskim poziomie, można przyjąć, że optymalna stopa inflacji powinna się znaleźć, ze względu na oczekiwany wzrost gospodarczy, na poziomie 1–3%, więc zależność dla tego badania powinna się cechować lekko dodatnim lub nieistotnym wpływem inflacji na średnioroczne tempo wzrostu PKB per capita. Rysunek 6 rzeczywiście prezentuje taką słabą zależność pomiędzy średniorocznym poziomem inflacji a wzrostem. Może być to wynik stawianych sobie przez kraje Unii Europejskiej celów polityki fiskalnej i pieniężnej.

Rysunek 7. Wpływ średniorocznego poziomu salda budżetu na średnioroczną stopę wzrostu PKB *per capita* w latach 1995–2010 dla UE-27

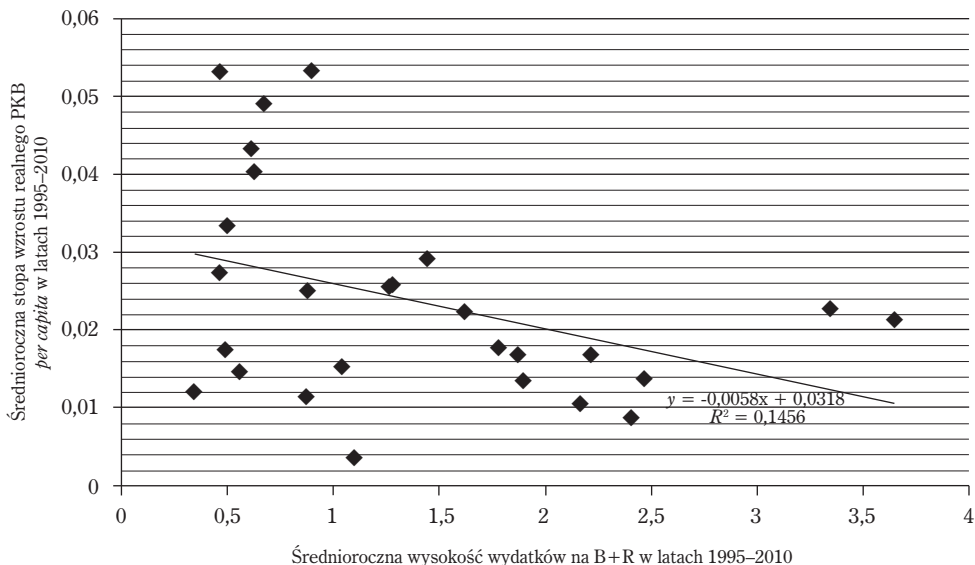


Źródło: obliczenia i opracowanie własne.

Wpływ salda budżetowego na wzrost gospodarczy również jest dość oczywisty intuicyjnie, jednak rzeczywistość nie zawsze potwierdza wnioski teoretyczne. W krótkim okresie prawie zawsze występuje pozytywny wpływ konsolidacji fiskalnej na wzrost gospodarczy, jednak w dłuższym okresie występują

w gospodarce, w tym na rynkach finansowych, pochodne sytuacji budżetowej, które nie jest łatwo zmierzyć, takie jak zmiany zaufania na rynkach. Konsolidacja fiskalna wiąże się ściśle z tematyką inwestycji, które powinny wspierać obszary rozwojowe oraz zapobiegać ucieczce kapitału. Rysunek 7 jest zgodny z intuicyjnymi wnioskami na temat zależności pomiędzy wzrostem gospodarczym a saldem budżetu, jednak ze względu na różnice w wielkości państw, ludności, wytwarzanej produkcji, a co za tym idzie również innych czynników wpływających na saldo budżetowe, rozbieżności między państwami są spore. Regresja pokazuje właściwy trend, jednak współczynnik R^2 jest stosunkowo niski.

Rysunek 8. Wpływ średniorocznych wydatków na B+R na średnioroczną stopę wzrostu PKB *per capita* w latach 1995–2010 dla UE-27

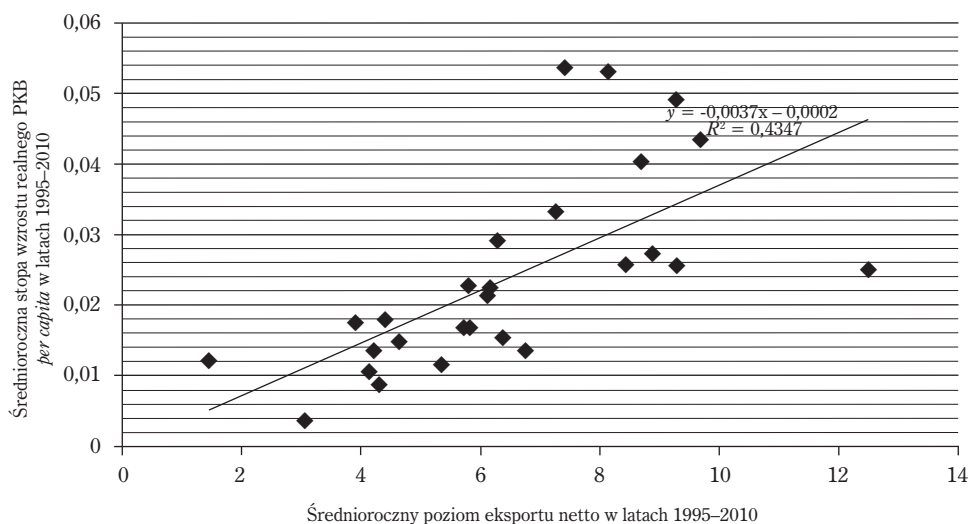


Źródło: obliczenia i opracowanie własne.

Dość zaskakującą zależność pomiędzy nakładami na badania i rozwój a średnioroczną stopą wzrostu realnego PKB *per capita* prezentuje rysunek 8. Postęp techniczny jest ściśle powiązany z działalnością badawczą i niewątpliwie wpływa pozytywnie na konkurencyjność gospodarki oraz tempo wzrostu gospodarczego. Należy jednak pamiętać, że działalność badawcza jest obciążona dużym ryzykiem. Nigdy nie wiadomo, czy taka inwestycja kiedykolwiek się zwróci. Często istnieją słabe bodźce do finansowania działalności badawczej. Pojawiające się tu różne zawodności rynku można eliminować poprzez patenty i subsydia państwowe. Należy pamiętać, że większość prac B+R jest finansowana przez pry-

watne przedsiębiorstwa, co sprawia, że znaczna część tych nakładów może być niedoszacowana. Nierealnie niskie zaksięgowane kwoty przeznaczane na B+R w porównaniu do wygenerowanej przez nie części wzrostu gospodarczego mogą wykazywać małą dodatnią korelację, lub nawet nielogiczną ujemną zależność.

Rysunek 9. Wpływ średniorocznego poziomu eksportu na średnioroczną stopę wzrostu PKB *per capita* w latach 1995–2010 dla UE-27



Źródło: obliczenia i opracowanie własne.

Wysoki poziom korelacji dodatniej między poziomem eksportu a wzrostem gospodarczym jest w dużej mierze oczywisty, bowiem im większy poziom eksportu, tym większa akumulacja kapitału, więcej środków, które mogą być przeznaczone na inwestycje, efektywne nakłady na B+R, rośnie również konkurencyjność gospodarki. Eksport netto jest podstawowym czynnikiem wliczanym do PKB, więc takie powiązanie tłumaczy chociażby sama formuła szacowania PKB. Utrzymując odpowiednią strukturę oraz dynamikę eksportu, kraje dążą do objęcia permanentnej pozycji lidera w pewnych branżach, co może być stałym czynnikiem wpływającym na zjawisko konwergencji w długim okresie oraz zwiększanie tempa zbliżania się do stanu ustalonego.

5. Zakończenie

Podsumowując analizę wyników dla grupy krajów UE-27, należy wspomnieć, że zmiennymi statystycznie istotnymi okazały się zmienna `GDP_initial_level`,

inflation_rate, gov_balance, oraz w dwóch modelach spośród 10 zmienna g_s_o_e. Nieistotne statystycznie są zmienne investment_rate, RD_exp, population, gov_acc_bal, vol_of_X oraz school_e.

Tabele 2a oraz 2b zawierają oszacowania dla grupy krajów ze wspólną walutą, UE-16. Współczynnik przy zmiennej GDP_initial_level był ujemny, poza modelem 8, jednak w większości modeli był on nieistotny statystycznie. Wynika to min. z uwarunkowań historycznych. Konwergencja w krajach postsocjalistycznych, które rozpoczęły transformację systemową z zupełnie innych poziomów, naturalnie będzie inna z uwagi na odmienne przyczyny tego zjawiska (np. możliwość transferu technologii z krajów wyżej rozwiniętych oraz fundusze UE skierowane głównie do krajów Europy Środkowo-Wschodniej). Istnieje również wyraźne rozbieżenie pomiędzy blokiem wschodnim a zachodnim Unii. Pomimo dążenia do spójnych celów gospodarczych, nie da się przecenić różnic historycznych i przepaści pomiędzy poziomem startu jednej i drugiej grupy.

Również ze względu na liczbę obserwacji wyniki dla grupy UE-16 nie są już tak zadowalające statystycznie. Duże rozbieżności w wysokości współczynnika R^2 są zauważalne pomiędzy wszystkimi 10 modelami. Gdyby podstawowa z badawczego punktu widzenia zmienna objaśniająca (GDP_initial_level) była istotna, a co za tym idzie – występowałyby tu zjawisko konwergencji, z pewnością różnice te nie byłyby tak duże.

Model dla UE-27 dobrze tłumaczy fakt i przyczyny występowania konwergencji w Unii oraz potwierdza hipotezy teorii konwergencji oraz założenia modelu Solowa. Zestawiony dla kontrastu model dla UE-16 podkreśla istotność homogeniczności krajów wśród rozpatrywanej grupy.

Rozważany charakter konwergencji miał wymiar absolutny. Wśród zmiennych dodawanych do modelu w celu sprawdzenia występowania istnienia konwergencji warunkowej istotne statystycznie były tylko niektóre, wspomniane wyżej.

Konwergencja w Unii Europejskiej niewątpliwie istnieje i ma wyraźne szanse na występowanie w długim okresie. Tempa wyliczone dla próby UE-27 również są na to potwierdzeniem.

Bibliografia

- Begg, D., Fischer, S. i Dornbusch, R. (2007). *Makroekonomia*. Warszawa: PWE.
- Błaszczak, P. (2010). Stabilność cen – sposoby definicji oraz wyzwania dla polityki pieniężnej, *NBP Materiały i Studia*, 249: 47–48.
- Borys, M.M., Polgár, E.K. i Zlate, A. (2008). Real Convergence and Determinants of Growth in EU Candidate and a Potential Candidate Countries, (ECB). *Occasional Paper Series*, 86.

- Burda, M. i Wyplosz, Ch. (2000). *Makroekonomia*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- IMF (2012). *World Economic Outlook Database*, October.
- Inada, K. (1963). On a Two-Sector Model of Economic Growth: Comments and a Generalization. *The Review of Economic Studies*, 30(2): 119–127.
- Mankiw, N.G., Romer, D. i Weil, D.N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107: 407–437.
- Gruszczyński, M., Kuszewski, T. i Podgórska, M. (2009). *Ekonometria i badania operacyjne*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Próchniak, M., *Modele wzrostu gospodarczego*. Pozyskany z: http://akson.sgh.waw.pl/~mproch/strona_glowna.htm (zakładka Teoria wzrostu) (10.05.2013).
- Próchniak, M., *Instrukcja realizacji studium przypadku [Konwergencja]*, materiały dostępne na stronie www.sgh.waw.pl (13.12.2012).
- Próchniak, M. (2010). Realna konwergencja w krajach Unii Europejskiej. Próba szacunków funkcji produkcji. *Prace i Materiały IRG SGH*. Warszawa.
- Próchniak, M. i Rapacki, R. (2012). Wzrost gospodarczy w krajach Europy Środkowo-Wschodniej na tle wybranych krajów wschodzących. *Gospodarka Narodowa*, 1–22: 65–96.
- Próchniak, M. i Witkowski, B. (2012). Konwergencja gospodarcza typu β w świetle bayesowskiego uśredniania oszacowań. *Bank i Kredyt*, 43(2): 25–58.
- Rapacki, R. (2002). Możliwości przyspieszenia wzrostu gospodarczego w Polsce. *Ekonomista*, 4: 469–493.
- Rapacki, R. (2007). Structural Reforms. W: *New Europe. Report on Transformation*. Economic Forum, Krynica.
- Rapacki, R. (red.) (2008). *Wzrost gospodarczy w krajach transformacji: konwergencja czy dywergencja?* Warszawa: PWE.
- Rapacki, R. i Próchniak, M. (2006). Charakterystyka wzrostu gospodarczego w krajach postsocjalistycznych w latach 1990-2003. *Ekonomista*, 6: 715–744.
- Rapacki, R. i Próchniak, M. (2009). The EU Enlargement and Economic Growth in the CEE New Member Countries. *European Economy. Economic Papers*, 367.
- Rapacki, R. i 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*: 5–33.
- Romer, P. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*, 94: 1002–1037.
- Romer, D. (2000). *Makroekonomia dla zaawansowanych*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Solow, R.M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70: 65–94.