

## Produktywność czynników w krajach OECD<sup>1</sup>

### Wprowadzenie

Celem niniejszego artykułu jest wskazanie, które czynniki były w latach 1970-2000 w największym stopniu odpowiedzialne za wytworzenie się i trwałość różnic pomiędzy krajami OECD w poziomie produktywności. Należy bowiem zauważyć, że pomimo względnej stałości ilorazu całkowitej produktywności czynników w wybranych krajach zachodnioeuropejskich oraz USA, siła oddziaływania poszczególnych czynników mogła podlegać w tym czasie znacznym wahanom. Godne podkreślenia jest też znaczne wewnętrzne zróżnicowanie krajów Europy: nie tylko sam dystans pomiędzy poszczególnymi krajami a USA oraz jego dynamika były w badanym okresie różne, ale i poszczególne ich czynniki składowe.

Tak zarysowany cel badania zrealizowany zostanie tu dzięki przeprowadzeniu ćwiczenia dekompozycyjnego, ukazującego szczegółowo źródła różnic produktywności pomiędzy badanymi krajami. Koncepcja tego ćwiczenia stanowi uogólnienie metody parametrycznej Casellego i Colemana [2006], opartej na funkcjach produkcji klasy CES<sup>2</sup>. W bieżącym badaniu wykorzystano jednak *zagnieżdżone* funkcje klasy CES, (zob. [Klump, Preissler, 2000], [Krusell et al., 2000], [Caselli, Coleman, 2002, 2006]). W ramach takich funkcji produkcji, bezpośrednio wyznaczone zostaną tu wartości *jednostkowych produktywności poszczególnych czynników produkcji* (JPC), tj. kapitału fizycznego, pracy niewykwalifikowanej oraz pracy wykwalifikowanej<sup>3</sup>, w poszczególnych krajach i latach. Dekompozycja ta umożliwi rozbicie różnic w PKB na jednego pra-

---

\* J. Growiec jest pracownikiem Zakładu Wspomagania i Analiz Decyzji Instytutu Ekonometrii Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie oraz Instytutu Ekonomicznego Narodowego Banku Polskiego, a Ł. Marć – Fundacji Naukowej Instytut Badań Strukturalnych. Artykuł wpłynął do redakcji w czerwcu 2009 r.

<sup>1</sup> Artykuł powstał w ramach badania Instytutu Badań Strukturalnych pt. „Dlaczego Europejczycy wytwarzają mniej od Amerykanów? Źródła dystansu gospodarczego między Unią Europejską a USA”, zrealizowanego dla Ministerstwa Gospodarki w 2008 r., kiedy jeszcze obaj autorzy byli pracownikami IBS. Poglądy zaprezentowane w artykule są poglądami autorów, lecz niekoniecznie reprezentowanych przez nich instytucji.

<sup>2</sup> Funkcje klasy CES – funkcje o stałej elastyczności substytucji pomiędzy czynnikami produkcji, ang. *constant elasticity of substitution*.

<sup>3</sup> Przyjęto tu założenie, że *pracy wykwalifikowanej* dostarczają osoby z wykształceniem co najmniej średnim, a *pracy niewykwalifikowanej* – osoby bez żadnego wykształcenia lub z wykształceniem poniżej średniego. Szczegóły dotyczące konstrukcji obu tych zmiennych przedstawiono w dalszej części tekstu.

cownika pomiędzy krajami na efekty (i) różnic w wyposażeniu krajów w poszczególne czynniki produkcji, oraz (ii) różnic pod względem jednostkowych produktywności poszczególnych tych czynników. Podobnie uczynimy tu także w odniesieniu do tempa zmian poszczególnych zmiennych. Omawiana dekompozycja pozwoli zatem również wskazać, które czynniki produkcji podlegały najszybszemu wzrostowi produktywności w badanym okresie, a które nawet spadkowi (praca niewykwalifikowana). Przeanalizowane zostaną cztery alternatywne warianty specyfikacji funkcji produkcji, spośród których jedna obejmuje znany z literatury (choć kontrowersyjny) postulat komplementarności między kapitałem a pracą wykwalifikowaną, a inna zakłada jednostkową elastyczność substytucji między kapitałem a pozostałymi czynnikami produkcji, zgodnie ze specyfikacją Cobba-Douglasa.

Wyprowadzone omówioną w poniższym rozdziale metodą parametryczną wartości JPC wykorzystane zostaną w trzech rodzajach analiz. Po pierwsze, wyznaczony zostanie kształt rozkładu jednostkowych produktywności czynników pomiędzy krajami. Kluczową obserwacją będzie tu wyraźnie widoczna zamienność między produktywnościami poszczególnych czynników, sugerująca znaczne możliwości specjalizacji. Po drugie, porównane zostaną wszystkie JPC pomiędzy poszczególnymi krajami OECD a USA w roku 2000. Po trzecie, zweryfikujemy, jak na przestrzeni okresu 1970-2000 ewoluowały jednostkowe produktywności czynników produkcji w poszczególnych krajach.

Mimo iż zakres czasowy niniejszego badania kończy się na 2000 r., nie ma ono charakteru wyłącznie historycznego. Charakter ćwiczeń tu przeprowadzonych jest bowiem bardzo długookresowy. Zidentyfikowane w niniejszym opracowaniu źródła dystansu gospodarczego między poszczególnymi krajami OECD a USA, ze względu na samą konstrukcję badania, muszą nimi pozostać przez dłuższy czas: zasoby czynników produkcji oraz poziom i struktura stosowanej technologii, a także instytucje gospodarcze, to przecież czynniki bardzo wolno zmienne w czasie<sup>4</sup>. Stąd też i uzyskane wyniki, mimo iż dotyczą lat 1970-2000, dostarczają wniosków aplikowalnych również w chwili bieżącej.

Struktura artykułu jest następująca. W części drugiej omówiona zostanie metodyka badania. Część trzecia służy zaprezentowaniu wykorzystanego zbioru danych. W części czwartej przedstawione zostaną wnioski dotyczące rozkładu JPC w analizowanej grupie krajów. Część piąta koncentruje się na różnicach JPC pomiędzy krajami, a szósta – na dynamice zmian JPC w okresie 1970-2000. Podsumowanie kończy niniejszy artykuł.

<sup>4</sup> Jedyne, co mogło się nieznacznie zmienić między 2000 r. a 2009 r., to skala poszczególnych zidentyfikowanych tu problemów. Dostępne dane (tj. dane dotyczące wszystkich omawianych tu zmiennych z wyjątkiem kapitału ludzkiego) sugerują wyraźnie, że w omawianym okresie nie zaobserwowano wydarzeń przełomowych, które mogłyby zmienić wnioski wypływające z bieżącego badania pod względem jakościowym.

## Opis przyjętej metodyki

### Zagregowana funkcja produkcji

Metodyka badania opiera się na założeniu, że zagregowana funkcja produkcji w gospodarce składa się z dwóch zagnieżdżonych funkcji klasy CES, przy czym czynnikami produkcji są kapitał fizyczny  $K$ , praca niewykwalifikowana  $L^U$  oraz praca wykwalifikowana  $L^S$ :

$$Y = \left( (A^U L^U)^\sigma + \left( (A^S L^S)^\rho + (A^K K)^\rho \right)^{\frac{\sigma}{\rho}} \right)^{\frac{1}{\sigma}}, \quad \sigma < 1, \rho < 1, \sigma \neq 0, \rho \neq 0. \quad (1)$$

Specyfikacja ta (wariant F1) wzięta została od Casellego i Colemana [2002], gdzie służyła ona do wyznaczenia ewolucji produktywności w USA na przestrzeni lat. Wcześniejsze prace, gdzie postać taka była zakładana to m.in. Krusell et al. [2000]. Jej specyfika polega na tym, że praca niewykwalifikowana traktowana jest jako jeden z dwóch podstawowych czynników produkcji, wymienny z elastycznością  $1/(1 - \sigma)$  z drugim czynnikiem, będącym zagnieżdżoną funkcją kapitału fizycznego i pracy wykwalifikowanej, które z kolei wymienne są między sobą z elastycznością  $1/(-\rho)$ . Jeśli  $\rho < 0$ , to będziemy mieli do czynienia z założeniem komplementarności brutto między kapitałem a umiejętnościami (ang. *capital-skill complementarity*) – wynikiem często przywoływanym w literaturze<sup>5</sup>.

Występujące w powyższej funkcji produkcji zmienne  $A^U$ ,  $A^S$ ,  $A^K$  są jednostkowymi produktywnościami poszczególnych czynników, odpowiednio: pracy niewykwalifikowanej, pracy wykwalifikowanej oraz kapitału.

Szczególną cechą specyfikacji (1) jest fakt, iż spośród wszystkich trzech czynników szczególnie wyróżniony został czynnik pracy niewykwalifikowanej, który występuje w funkcji CES w pierwszym stopniu zagnieżdżenia, podczas gdy kapitał i praca wykwalifikowana – w drugim. Założenie to można interpretować następująco: praca niewykwalifikowana – bazująca na prostych umiejętnościach i prostych narzędziach – przynosi zwrot w mniejszym stopniu zależny od technicznego jej uzbrojenia niż praca wykwalifikowana, częściej wykorzystująca zaawansowane technologicznie, złożone narzędzia, wymagające znacznych inwestycji kapitałowych.

Mimo iż powyższa interpretacja uzasadnia postać funkcyjną w wariancie F1, należy jednak nadmienić, że istnieją dla niej ważne alternatywy. Można bowiem wyróżnić też np. pracę wykwalifikowaną jako odrębny czynnik w pierw-

<sup>5</sup> Mówimy, że dwa czynniki są komplementarne brutto (ang. *gross complements*), jeśli elastyczność substytucji pomiędzy nimi jest mniejsza od jedności. Jeśli jest ona większa od jedności, czynniki są substytucyjne brutto (ang. *gross substitutes*). Graniczny przypadek elastyczności równej jeden, to przypadek funkcji Cobb-Douglasa. Pytanie, czy kapitał i praca wykwalifikowana są komplementarne brutto czy substytucyjne brutto nie zostało jak dotąd jednoznacznie rozstrzygnięte empirycznie, zob. np. Krusell et al. [2000], Caselli i Coleman [2002].

szym stopniu zagnieżdżenia, podczas gdy praca niewykwalifikowana i kapitał zostałyby zagnieżdżone o stopień głębiej:

$$Y = \left( (A^S L^S)^\sigma + ((A^U L^U)^\rho + (A^K K)^\rho)^\frac{\sigma}{\rho} \right)^\frac{1}{\sigma}. \quad (2)$$

Specyfikacja taka (wariant F2) odzwierciedla fakt, iż praca niewykwalifikowana jest w pewnym stopniu substytucyjna względem kapitału (sugerując  $\rho > 0$ ): przykłady z praktyki przemysłowej pokazują bowiem, że można zastąpić pracowników wykonujących rutynowe zadania, np. „przy taśmie”, odpowiednio skonstruowanymi maszynami.

Po trzecie natomiast, możliwe jest, że to kapitał powinien zostać wyróżniony, a w drugim stopniu zagnieżdżenia powinny znaleźć się praca niewykwalifikowana i wykwalifikowana. W istocie, praca niewykwalifikowana i wykwalifikowana są przecież w dużym stopniu substytucyjne (zob. [Pandey, 2008]) – niektóre prace wykonywane przez osoby wykwalifikowane mogłyby np. wykonywać dwie osoby niewykwalifikowane. W literaturze często spotykamy się przecież z sytuacją, w której oba rodzaje pracy (po ewentualnym skorygowaniu o multiplikatywny czynnik kapitału ludzkiego) traktowane są jako jeden, homogeniczny czynnik pracy  $L$ . W omawianym przypadku funkcja produkcji przyjmuje postać (wariant F3):

$$Y = \left( (A^K K)^\sigma + ((A^U L^U)^\rho + (A^S L^S)^\rho)^\frac{\sigma}{\rho} \right)^\frac{1}{\sigma}. \quad (3)$$

Jeśliby potraktować pracę jako czynnik homogeniczny, wówczas należałoby przyjąć  $\rho = 1$ . W przypadku takim niemożliwe byłoby oddzielne zidentyfikowanie  $A^U$  i  $A^S$ : jedyne, co udałoby się uzyskać na podstawie dostępnych danych to jednostkowa produktywność pracy  $A^L$ .

Po czwarte (wariant F4), nie ma w literaturze zgody, czy elastyczność substytucji między pracą a kapitałem jest mniejsza czy większa od jedności (zob. [Duffy, Papageorgiou, 2000]), tj. czy w specyfikacji trzeciej (równanie (3)) jest  $\sigma > 0$  czy  $\sigma < 0$ . Co więcej, ze względu na fakt, że ani szereg czasowy stóp procentowych, ani iloraz kapitał/produkt nie wykazują wyraźnego trendu, można podejrzewać, że elastyczność ta jest w istocie *bliska* jedności ( $\sigma = 0$ ). W przypadku tym mielibyśmy funkcję CES zagnieżdżoną w funkcji Cobba-Douglasa (por. [Caselli, Coleman, 2006]):

$$Y = K^\alpha \left( (A^U L^U)^\rho + (A^S L^S)^\rho \right)^\frac{1-\alpha}{\rho}, \quad \alpha \in [0, 1]. \quad (4)$$

Jak widać, w przypadku funkcji Cobba-Douglasa niemożliwa jest jednoznaczna identyfikacja jednostkowej produktywności kapitału  $A^K$ . Wyznaczone w jej ramach czynniki  $A^U$ ,  $A^S$  są z kolei wyliczone warunkowo, tj. ich wartość można bezpośrednio zinterpretować jako jednostkową produktywność odpo-

wiedniego rodzaju pracy tylko pod warunkiem, że jednostkowa produktywność kapitału jest znormalizowana do jedności.

Gdyby przyjąć ponadto  $\rho = 0$ , mielibyśmy do czynienia z funkcją Cobba-Douglassa o stałych korzyściach skali, postaci  $Y = AK^\alpha (L^U)^\beta (L^S)^{1-\alpha-\beta}$ . W przypadku takim JPC nie dałoby się wyznaczyć; można by wówczas co najwyżej obliczyć całkowitą produktywność czynników  $A$  (ang. *total factor productivity*, TFP).

Reasumując, w bieżącym badaniu wyznaczać będziemy jednostkowe produktywności czynników  $A^U$ ,  $A^S$  i  $A^K$  w oparciu o cztery warianty funkcji produkcji. Warianty te podsumowane zostały w zbiorczej tabelicy 1.

Tablica 1

Warianty specyfikacji zagnieżdżonych funkcji produkcji

Wariant	Funkcja	Wariant	Funkcja
F1	$CES(L^U, CES(L^S, K))$	F3	$CES(K, CES(L^U, L^S))$
F2	$CES(L^S, CES(L^U, K))$	F4	$CD(K, CES(L^U, L^S))$

### Procedura wyznaczania jednostkowych produktywności czynników (JPC)

Danymi wejściowymi do procedury wyznaczania jednostkowych produktywności czynników (JPC) będą: wielkości produktu na pracownika (przyjmowaną tu jako  $Y$ )<sup>6</sup>, kapitału na pracownika oraz zasobów pracy niewykwalifikowanej i wykwalifikowanej. Sama równość wynikająca z funkcji produkcji stanowi jednak zaledwie jedno równanie, podczas gdy do wyznaczenia pozostają trzy niewiadome  $A^U$ ,  $A^S$ ,  $A^K$ . Aby je jednoznacznie zidentyfikować, należy znaleźć odpowiednie równania opisujące płace oraz zwrot z kapitału.

Postępując analogicznie jak Caselli i Coleman [2006], przyjmujemy tu, że wszystkie te czynniki produkcji wynagradzane są swoim krańcowym produktem. Założenie to jest oczywiście trudne do uzasadnienia empirycznego – w końcu rynki krajów OECD nie są doskonale konkurencyjne – jednak o ile wszystkie te zaburzenia nie są obciążone w stronę tylko jednego lub dwóch czynników, to założenie owo nie będzie miało wpływu na rezultaty.

Kluczową rolę w wyznaczeniu JPC będzie miała w szczególności premia za wykształcenie, mierzona jako  $w^S/w^U$ , a więc iloraz płacy osoby wykwalifikowanej i niewykwalifikowanej. Należy spodziewać się, że premia ta będzie zawsze większa od jedności, a ponadto, tym wyższa, im mniejszy jest procent osób wykwalifikowanych na rynku pracy (kontrolując o szczegółowe różnice w poziomie kwalifikacji obu grup). Wykorzystane zostaną również dane o długookresowej realnej stopie procentowej  $r$ .

<sup>6</sup> Ze względu na stałe korzyści skali w funkcjach produkcji (1)-(4), nie ma różnicy, czy zasoby czynników  $K$ ,  $L^U$ ,  $L^S$  wyrażone są w wielkościach całkowitych czy w przeliczeniu na jednego pracownika albo *per capita*.

JPC zostaną zatem wyznaczone jako rozwiązania układu równań:

$$\begin{cases} r = \frac{\partial Y}{\partial K}, \\ \frac{w^S}{w^U} = \frac{\partial Y}{\partial L^S} / \frac{\partial Y}{\partial L^U}, \\ Y = F(L^U, L^S, K), \end{cases} \quad (5)$$

gdzie  $F$  oznacza funkcję produkcji dla jednego z czterech wariantów F1-F4. Łatwo wykazać, że dla zagnieżdżonych funkcji produkcji CES, układ powyższy ma jednoznaczne rozwiązanie. Rozwiązanie to, w zależności od wariantu funkcji produkcji, przybiera postać podaną w tablicy 2, gdzie użyto ponadto oznaczeń:

$$S = \frac{\frac{w^S L^S}{w^U L^U} + \frac{rK}{Y}}{\frac{w^S L^S}{w^U L^U} + 1}, \quad (6)$$

$$T = \frac{\frac{w^U L^U}{w^S L^S} + \frac{rK}{Y}}{\frac{w^U L^U}{w^S L^S} + 1}, \quad (7)$$

$$Q = \frac{1}{1 + \frac{w^S L^S}{w^U L^U}}. \quad (8)$$

Tablica 2

Wzory na jednostkowe produktywności czynników

Wariant	Wartość $A^U$	Wartość $A^S$	Wartość $A^K$
F1	$\frac{Y}{L^U}(1 - S)^{1/\sigma}$	$\frac{Y}{L^S}\left(1 - \frac{rK/Y}{S}\right)^{1/\rho} S^{1/\sigma}$	$\left(\frac{r(K/Y)^{1-\rho}}{S}\right)^{1/\rho} S^{1/\sigma}$
F2	$\frac{Y}{L^U}\left(1 - \frac{r(K/Y)}{T}\right)^{1/\rho} T^{1/\sigma}$	$\frac{Y}{L^S}(1 - T)^{1/\sigma}$	$\left(\frac{r(K/Y)^{1/\rho}}{T}\right)^{1/\rho} T^{1/\sigma}$
F3	$\frac{Y}{L^U}Q^{1/\rho}(1 - rK/Y)^{1/\sigma}$	$\frac{Y}{L^S}(1 - Q)^{1/\rho}(1 - rK/Y)^{1/\sigma}$	$r^{1/\sigma}(K/Y)^{1/\sigma-1}$
F4	$\frac{Y}{L^U}Q^{1/\rho}\left(\frac{Y}{K}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$	$\frac{Y}{L^S}(1 - Q)^{1/\rho}\left(\frac{Y}{K}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$	N/A

## Produktywność faktyczna i potencjalna

W niniejszym badaniu, oprócz wykorzystania rzeczywistych danych odnoszących się do PKB na pracownika w krajach OECD, uwzględnione będą też wyniki z powiązanego artykułu Growca [2008], gdzie nieparametryczną metodą DEA wyznaczono światową granicą technologiczną. Wykorzystanie tych wyników pozwala na włączenie do analiz jeszcze jednego aspektu: w miejsce faktycznie obserwowanego produktu na pracownika  $Y$  można bowiem wziąć produkt potencjalny  $Y^*$ . Ów produkt potencjalny równy jest  $Y^* = Y/E$ , a więc wynika z podzielenia faktycznego produktu na pracownika przez indeks efektywności technicznej  $E$ . Mówi zatem o tym, ile można by produkować przy danych zasobach czynników produkcji, gdyby dany kraj charakteryzował się stuprocentową efektywnością techniczną, czyli gdyby korzystał z technologii znajdującej się na światowej granicy technologicznej.

O ile badanie oparte o prawdziwy produkt  $Y$  mówi o JPC faktycznie obserwowanych w poszczególnych krajach – a więc charakteryzuje bezpośrednio ich proces produkcyjny, to badanie oparte o produkt potencjalny  $Y^*$  odpowiada na pytanie o charakterystykę optymalnej technologii przy danym wyposażeniu kraju w czynniki produkcji.

Ciekawym pytaniem badawczym będzie zatem wyznaczenie różnicy między JPC opartymi o produkt faktyczny z opartymi o produkt potencjalny.

## Kalibracja parametrów funkcji produkcji

Kalibracja parametrów przedstawionych powyżej funkcji produkcji F1-F4 dostarcza pewnych kłopotów. Po pierwsze, w literaturze wykorzystuje się na ogół funkcje produkcji klasy Cobba-Douglasa, a nie rozważane tu zagnieżdżone funkcje CES, będące jej uogólnieniem. Nieliczne wyjątki od tej reguły dostarczają niewiele wskazówek co do wartości parametrów  $\sigma$ ,  $\rho$  i  $\alpha$ , a i one bywają ze sobą sprzeczne; wiele oszacowań jest też niekonkluzywnych lub charakteryzuje się dużą wariancją.

Powiedziawszy to wszystko, przedstawmy wartości parametrów, które według naszej wiedzy najbliższe są rzeczywistości.

W odniesieniu do specyfikacji F1, najbardziej szczegółowych informacji dostarcza artykuł Krusella et al. [2000], w którym uzyskali oni oszacowania  $\sigma \approx 0.4$  oraz  $\rho \approx -0.5$ . Właśnie tak zostanie zatem sparametryzowana funkcja F1 w poniższych rozważaniach. Należy podkreślić, że takie wartości parametrów pozostają w zgodzie z hipotezą komplementarności pomiędzy kapitałem i umiejętnościami (ang. *capital-skill complementarity*). Dzięki przyjęciu, iż  $\rho < 0$ , czynniki te są tu komplementarne brutto; w przeciwnym przypadku  $\rho > 0$  byłyby one substytucyjne brutto.

Stosując inne podejście do omawianego zagadnienia oraz wykorzystując wyłącznie dane dotyczące gospodarki USA, Caselli i Coleman [2002] postulują natomiast parametryzację  $\sigma = \rho = 0.25$ , według której kapitał i praca wykwalifikowana są niekomplementarne, lecz substytucyjne brutto.

Specyfikacja F2 nie była natomiast w ogóle rozpatrywana w dotychczasowej literaturze. Są ku temu dwa powody: po pierwsze, specyfikacja ta nie jest zgodna z hipotezą *capital-skill complementarity*, gdyż według niej bezpośrednio komplementarna/substytucyjna względem kapitału powinna być praca niewykwalifikowana. Po drugie, wyróżnia ona pracę wykwalifikowaną, która często traktowana bywa też jako względnie bliski substytut pracy niewykwalifikowanej. Należy jednak pamiętać, że również i specyfikacja F2 ma ciekawą ekonomiczną interpretację, zgodnie z którą (o ile tylko  $\rho > 0$ ) pracę niewykwalifikowaną łatwo zastępować można kapitałem, np. maszynami. Postulowana tu kalibracja to wysuwana przez Casellego i Colemana równość  $\sigma = \rho = 0.25$ , stojąca w zgodzie z powyższą interpretacją.

Jeśli chodzi o wariant F3, to literatura dostarcza już bezpośrednich oszacowań. Elastyczność produkcji między kapitałem a pracą ( $\sigma$ ) wzięta zostanie z pracy Duffy'ego i Papageorgiou [2000], którzy uzyskali w swojej głównej regresji<sup>7</sup> wartość  $\sigma \approx 0.362$ . Parametr  $\rho$  opisujący elastyczność substytucji pomiędzy pracą niewykwalifikowaną a wykwalifikowaną przyjęto natomiast na poziomie  $\rho = 0.285714$ , tak by zgodny był on z oszacowaniem Casellego i Colemana [2006], sugerującym by elastyczność ta była równa  $1/(1 - \rho) = 1.4$ . Alternatywnie można by też skorzystać z oszacowania Pandey'a [2008], sugerującego  $\rho \approx 0.75$  (tj. elastyczność równa 4). Parametryzacja taka prowadziłaby jednak do braku możliwości rzetelnego zidentyfikowania  $A^U$  i  $A^S$  na podstawie dostępnych danych; błędy agregacji oraz postaci funkcyjnej kumulowałyby się wówczas silnie (tym silniej, im bliższa jedności jest wartość  $\rho$ ).

W odniesieniu do wariantu F4, przyjęta parametryzacja  $\alpha = 1/3, \rho = 0.285714$  jest w zgodzie z (i) faktem, iż  $1 - \alpha$  – udział płac w produkcie jest w krajach rozwiniętych od lat zbliżony do  $2/3$ , (ii) wynikami Casellego i Colemana [2006], omówionymi powyżej.

## Dane

Zakres terytorialny badania obejmuje 20 krajów OECD: Australię, Austrię, Belgię, Kanadę, Danię, Finlandię, Francję, Niemcy, Grecję, Irlandię, Włochy, Japonię, Holandię, Norwegię, Portugalię, Hiszpanię, Szwecję, Szwajcarię, Wielką Brytanię oraz Stany Zjednoczone<sup>8</sup>. Zakres czasowy obejmuje okres 1970-2000<sup>9</sup>.

<sup>7</sup> Mowa o regresji przeprowadzonej z wykorzystaniem pełnej próby krajów oraz przy restrykcji wymuszającej stałe korzyści skali.

<sup>8</sup> Z próby usunięto Niemcy w okresie poprzedzającym zjednoczenie.

<sup>9</sup> W badaniu wykorzystywane są również pomocniczo oszacowania światowej granicy technologicznej z artykułu Growca [2008]. W artykule tym, oprócz danych dotyczących owych 20 krajów świata, wykorzystywane są też zdezagregowane dane z USA na poziomie poszczególnych 50 stanów. Dzięki takiej dezagregacji, możliwe jest dokładniejsze oszacowanie światowej granicy technologicznej, niż miało to miejsce we wcześniejszej literaturze.



Dane, które tu wykorzystujemy, są przedstawione w przeliczeniu na jednego pracownika. Oznacza to, że abstrahujemy tym samym od kwestii różnic w poziomie uczestnictwa w rynku pracy, które mogą powodować dodatkowe różnice w produktywności *per capita*. Pomijamy również problem zróżnicowania liczby godzin pracy w przeliczeniu na pracownika, co związane jest z wyborem pracowników pomiędzy pracą a czasem wolnym oraz różnicami instytucjonalnymi. Przy pozostałych czynnikach niezmiennych, zwiększenie się liczby godzin przepracowanych przez pracownika znajdzie więc odzwierciedlenie we wzroście „produktywności” – tak jak jest ona tu mierzona – mimo iż technologia *per se* nie uległa zmianie. Trudno jednak o wiarygodne i porównywalne dane dotyczące godzin przepracowanych na pracownika w krajach OECD, które sięgałyby wstecz co najmniej do roku 1970.

Jeśli chodzi o dane międzynarodowe dotyczące PKB i PKB na pracownika, wykorzystujemy tu dane Penn World Tables 6.2 [Heston, Summers i Aten, 2006], dostępne dla okresu 1960-2003. Jednostką, w której wyrażany jest produkt, jest dolar USA uwzględniający parytet siły nabywczej (PPP) w cenach stałych z roku 2000.

Szereg czasowy kapitału fizycznego został skonstruowany z wykorzystaniem metody *perpetual inventory*, zgodnie z jej definicją sformułowaną przez Casellego [2005]. Stopy inwestycji i stopy wydatków rządowych na poziomie krajów wzięte zostały z Penn World Tables 6.2. Można tu wyróżnić dwa skrajne podejścia do roli rządu w akumulacji kapitału: jedno z nich mówi, że wydatki rządowe w całości finansują konsumpcję, a drugie – że są to wyłącznie wydatki inwestycyjne. Postanowiliśmy przyjąć tu wersję pośrednią, zgodnie z którą rząd przeznacza na inwestycje taki sam odsetek swojej części PKB, jaki przeznacza na ten cel sektor prywatny. Przy tym założeniu, łączna stopa inwestycji (uwzględniająca zarówno inwestycje prywatne, jak i publiczne) wynosi  $s/(1 - g)$ , gdzie  $s$  jest stopą inwestycji prywatnych, a  $g$  jest udziałem wydatków rządowych w PKB. Zgodnie z sugestią Casellego [2005] przyjęliśmy też stopę deprecjacji na poziomie 6%.

Dane dotyczące kapitału ludzkiego na poziomie krajów zostały wzięte z pracy de la Fuente i Doménecha [2006], oznaczanej dalej skrótowo jako D-D. Surowe dane odnoszą się do udziałów w populacji powyżej 25 roku życia osób mających wykształcenie podstawowe, niepełne średnie, średnie, niepełne wyższe, wyższe lub „ponad wyższe” (mowa o osobach, które ukończyły studia doktorskie lub podyplomowe). Rozpatrywany zbiór danych zawiera tylko pomiary o pięcioletniej częstotliwości i kończy się w roku 1995 (dla niektórych krajów nawet 1990). Spośród wszystkich dostępnych baz danych nt. edukacji, właśnie dane D-D wydają się być najdokładniejsze i najbardziej wiarygodne w odniesieniu do krajów OECD, dlatego też zostały one wybrane. Oryginalny zbiór danych D-D został jednakowoż ekstrapolowany w przód na rok 2000 z wykorzystaniem danych Cohena i Soto [2007] jako predyktorów trendu. Niestety, ani dane Barro i Lee [2001], ani Cohena i Soto [2007] nie mogły zostać wykorzystane bezpośrednio do tego celu, gdyż żaden z tych zbiorów nie jest (choćby w przybliżeniu) zgodny ze zbiorem D-D – ani ze sobą nawzajem

– w okresie, w którym wszystkie obserwacje są dostępne. Ekstrapolacja taka wiąże się jednak, niestety, ze znacznym ryzykiem błędów rzutujących w istotny sposób na uzyskiwane wyniki. Z tego też względu, *dalsza ekstrapolacja (np. do roku 2005) jest już z całą pewnością metodologicznie niepoprawna*. To właśnie ten fakt jest kluczowym powodem, dla którego zdecydowano się ograniczyć zakres czasowy badania do okresu 1970-2000.

Agregaty kapitału ludzkiego zostały skonstruowane na bazie surowych danych dotyczących poziomów edukacji z wykorzystaniem formuły wykładniczej Mincera (ang. *Mincerian exponential*) z wykładnikiem będącym funkcją wklęsłą, zgodnie z sugestiami Halla i Jonesa [1999], Bilsa i Klenowa [2000] oraz Casellego [2005]:

$$L^U = e^{\phi(s)} \text{ dla } s < 12, L^S = e^{\phi(s)} \text{ dla } s \geq 12, \quad (9)$$

gdzie  $s$  oznacza lata edukacji, a  $\phi(s)$  jest wklęsłą funkcją kawałkami liniową:

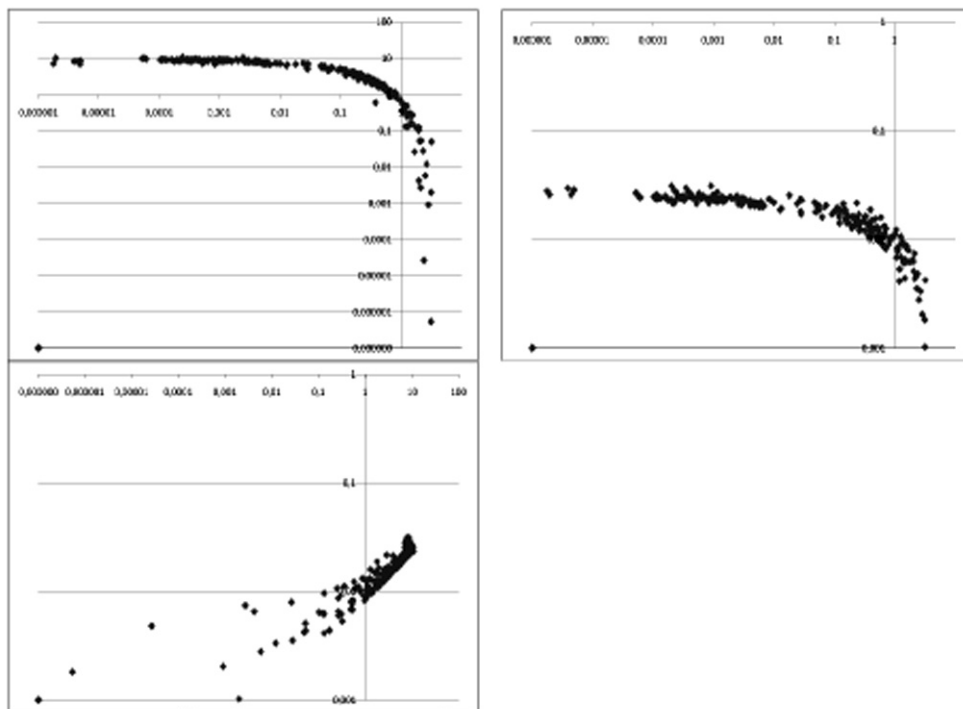
$$\phi(s) = \begin{cases} 0.134s & s < 4, \\ 0.134 \cdot 4 + 0.101(s - 4) & s \in [4, 8), \\ 0.134 \cdot 4 + 0.101 \cdot 8 + 0.068(s - 8) & s \geq 8. \end{cases} \quad (10)$$

Łączny indeks kapitału ludzkiego może zostać obliczony jako suma zasobu pracy niewykwalifikowanej i wykwalifikowanej:  $H = L^U + L^S$ . W bieżącym badaniu dopuszczono jednak niedoskonałą substytucyjność tych dwóch typów pracy. Przypadek doskonałej substytucyjności, w którym jedynie łączny kapitał ludzki ma znaczenie, jest ciekawym przypadkiem szczególnym przyjętego tu ogólniejszego sformułowania; dane (m.in. [Pandey, 2008]) wydają się jednak przeczyć temu założeniu.

Szczególną uwagę należy zwrócić na punkt odcięcia, oddzielający pracę wykwalifikowaną od niewykwalifikowanej, który postawiony został na poziomie 12 lat edukacji (tj. ukończonej szkoły średniej; w niektórych krajach szkołę średnią kończy się po 13 latach). Przyjęliśmy zatem konwencję, zgodnie z którą za pracownika niewykwalifikowanego uznaje się osobę, która nie ukończyła szkoły średniej, a za wykwalifikowanego – osobę, która ową szkołę ukończyła. Tak postawiony punkt odcięcia wydaje się adekwatny w odniesieniu do wysoko rozwiniętych krajów świata – w szczególności zaś krajów UE oraz USA – które są na ogół przy tym także zaawansowane technologicznie i dokapitalizowane. Gdybyśmy uwzględniali jednak również kraje rozwijające się, prawdopodobnie zasadne okazałoby się obniżenie tego progu (por. [Caselli, Coleman, 2006]).

## Wyznaczenie kształtu rozkładu jednostkowych produktywności czynników

Rysunek 1. Rozkład JPC w specyfikacji F1

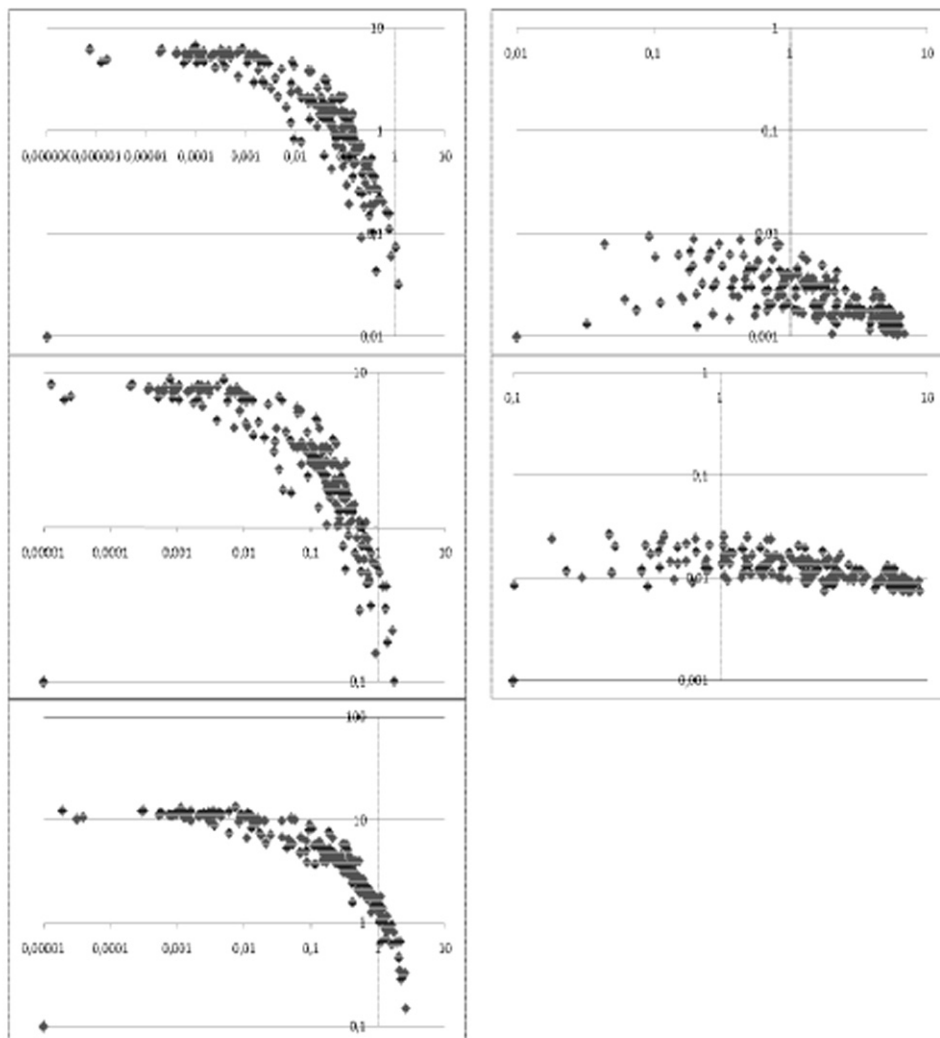


Legenda: przekrój  $A^U$  vs  $A^S$  (lewy górny wykres),  $A^U$  vs  $A^K$  (prawy górny) oraz  $A^S$  vs  $A^K$  (lewy dolny).

Pierwszą z analiz, jakie tu dokonano, jest przedstawienie kształtu rozkładów JPC pomiędzy krajami. Rozkłady te zawarto na rys. 1-3, odnoszących się do produktywności potencjalnych, wyznaczonych przez Growca [2008] za pomocą metody nieparametrycznej. Sam rozkład wyznaczony jest w trójwymiarowej przestrzeni ( $A^U$ ,  $A^S$ ,  $A^K$ ), a więc wykresy te są – z konieczności – rzutami owego rozkładu na różnie dobierane pary osi. Podkreślmy, że wykresy te są podwójnie logarytmiczne, tj. wartości na obu osiach wzrastają w postępie wykładniczym.

Widzimy zatem silną wymiennność między jednostkową produktywnością pracy niewykwalifikowanej  $A^U$  z jednej strony, a produktywnością pracy wykwalifikowanej  $A^S$  lub kapitału  $A^K$  – z drugiej. W odniesieniu do  $A^S$  i  $A^K$ , zależność nie jest już jednak tak silna, i – co więcej – jest ona dodatnia. Wynika to z przyjętego w modelu założenia komplementarności między umiejętnościami i kapitałem. Wynik ten nie jest odporny na zmianę parametru  $\rho$  do wartości dodatnich (wtedy zależność  $A^S$  i  $A^K$  staje się dodatnia), jest natomiast odporny na zmianę specyfikacji funkcji produkcji z F1 na F2, F3 bądź F4.

Rysunek 2. Rozkłady JPC w specyfikacjach F2-F4



Legenda: lewe panele – wykres  $A^U$  względem  $A^S$ ; prawe panele – wykres  $A^S$  względem  $A^K$ .  
 Patrząc od góry: specyfikacja F2, F3 i F4.

Na rysunku 2 przedstawiono analogiczne rzuty trójwymiarowego wykresu rozkładu jednostkowych produktywności czynników w przypadkach F2 i F3 oraz pełen kształt dwuwymiarowego rozkładu  $A^U$  i  $A^S$  w przypadku specyfikacji F4. Zauważmy, iż zaproponowane tam specyfikacje nie uwzględniają komplementarności między umiejętnościami a kapitałem. Dlatego też zależność między  $A^S$  i  $A^K$  nie jest dodatnia, lecz (nieznacznie) ujemna. Podkreśmy też fakt, iż nieumieszczone na rysunku 4 rzuty wykresu JPC na przestrzeń  $(A^U, A^K)$  wyglądają analogicznie do tych przedstawionych na rysunku 2. Zostały

one tutaj pominięte dla przejrzystości prezentacji, jako że nie wnoszą one już nowych informacji do analiz.

### Różnice JPC pomiędzy krajami OECD

Przedstawivszy pokrótce kształt rozkładu JPC pomiędzy krajami OECD, przejdźmy do dokładniejszego omówienia wyników ćwiczenia dekompozycyjnego, mającego na celu określenie, w jakim stopniu produktywności poszczególnych czynników wpływają na obserwowane różnice produktywności całkowitej. Jak wspomniano już we wstępie, w badaniu rozważono dwie alternatywne możliwości: (i) wariant oparty na faktycznej produktywności (tj. wartości PKB na pracownika)  $Y$  poszczególnych krajów, (ii) wariant oparty na maksymalnie potencjalnie dostępnej produktywności przy danych zasobach czynników, obliczonej metodą nieparametryczną DEA ( $Y^* = Y/E$ , gdzie  $E$  jest współczynnikiem efektywności technicznej). Wyniki dla wariantu (i) zawarto w tablicy 3, natomiast dla wariantu (ii) – w tablicy 4.

Okazuje się, że w zależności od przyjętego wariantu modelu F1-F4, wyniki różnią się znacznie. Po części jest to konsekwencją różnej sekwencji zagnieżdżeń czynników w funkcji produkcji, co oddziałuje pośrednio na elastyczności cząstkowe produkcji, ze względu na poszczególne czynniki. Z drugiej strony, należy także pamiętać, iż wyniki te są silnie uzależnione od przyjętych wartości elastyczności substytucji pomiędzy poszczególnymi parami czynników. Dużą rolę odgrywa w szczególności pytanie, czy kapitał jest komplementarny czy substytucyjny (brutto) z pracą wykwalifikowaną.

W tablicy 3 daje się jednak zauważyć kilka kluczowych regularności, powtarzających się niezależnie od przyjętej specyfikacji:

1. jednostkowe produktywności pracy niewykwalifikowanej  $A^U$  są na ogół tym wyższe, im *mniej* wykwalifikowana jest przeciętnie siła robocza w danym kraju. W szczególności, wartości te przewyższają (wielokrotnie) wartość dla USA we wszystkich rozpatrywanych krajach oprócz Kanady,
2. jednostkowe produktywności pracy wykwalifikowanej  $A^S$  są we wszystkich badanych krajach niższe niż w USA, we wszystkich specyfikacjach modelu z wyjątkiem F1. Specyfikacja F1 jest tu wyjątkiem, gdyż jako jedyna zakłada komplementarność między wiedzą a kapitałem. Stąd też w modelu F1, wielokrotnie niższe niż w USA są jednostkowe produktywności kapitału  $A^K$ , podczas gdy wartości  $A^S$  pozostają (relatywnie) bliskie jedności,
3. jednostkowe produktywności kapitału są w krajach europejskich – w ramach specyfikacji F2 i F3 – na ogół wyższe niż w USA. Ważny wyjątek stanowi tu Irlandia, gdzie  $A^K$  jest niższe niż w USA,
4. największe różnice występują w przypadku jednostkowej produktywności pracy niewykwalifikowanej  $A^U$ , lecz wyniki te mają relatywnie małą wagę w porównaniu z różnicami w  $A^S$ , gdyż (i) tylko niewielkie odsetki ludności w omawianych krajach w 2000 r. zaklasyfikowane zostały do grupy osób niewykwalifikowanych, (ii) w zakresie osób niewykwalifikowanych występują potencjalnie największe błędy szacunku, co związane jest z większym

odchyleniem od warunków konkurencji doskonałej, stanowiących podstawę do identyfikacji  $A^U$  na podstawie dostępnych danych.

Reasumując, różnice w produktywności (PKB na pracownika) pomiędzy poszczególnymi krajami OECD a USA okazują się wynikać przede wszystkim z różnic w efektywności wykorzystania pracy wykwalifikowanej. Jeśli pracę taką uważać za komplementarną względem kapitału (jak jest w specyfikacji F1), podobnie (a nawet w większym stopniu) stwierdzić można w odniesieniu do kapitału fizycznego. Ponadto niebagatelną rolę odgrywa oczywiście sama różnica w wyposażeniu w poszczególne czynniki produkcji. Co ciekawe jednak, niniejsze badanie wskazuje, iż w krajach o niższym poziomie przeciętnym kapitału ludzkiego wyższa jest efektywność wykorzystania pracy niewykwalifikowanej. Wynikać może to częściowo z tego, iż osoby niewykształcone (formalnie) wykonują tam szerszy zakres prac, które w innych krajach wykonywane są przez osoby wykształcone.

O ile badanie oparte o dane rzeczywiste pozwala zdekomponować różnice w łącznej produktywności pomiędzy zasoby poszczególnych czynników oraz ich jednostkowe produktywności, tak – z dwóch powodów – warto je uzupełnić badaniem opartym na danych bazujących na produktywności potencjalnej – maksymalnej możliwej przy danych zasobach czynników, wyznaczonej za pomocą metody nieparametrycznej DEA. Badanie owo będzie bowiem (i) bezpośrednio odzwierciedlało właściwości stosowanych w poszczególnych krajach technologii oraz (ii) pozwoli na „odfiltrowanie” wpływu na produktywność różnic w efektywności technicznej – w przypadku badania opartego o dane rzeczywiste, obu tych cech nie sposób od siebie oddzielić.

Wyniki badania opartego o produktywność potencjalną zawarto w tabelicy 4.

Widzimy zatem, iż wszystkie główne zależności, zidentyfikowane już w przypadku badania opartego o rzeczywistą produktywność, pozostają w mocy również w bieżącym przypadku. Podstawowe różnice to:

1. jednostkowe produktywności kapitału  $A^K$  w różnych krajach są bardziej do siebie podobne. Świadczyć to może o tym, iż tak duże różnice w efektywności wykorzystania kapitału, jakie zidentyfikowane zostały w badaniu poprzednim, w istocie odzwierciedlają przede wszystkim różnice w efektywności technicznej  $E$ ,
2. również jednostkowe produktywności pracy wykwalifikowanej  $A^S$  oraz pracy niewykwalifikowanej  $A^U$  są bliższe jedności (tzn. dystans między poszczególnymi krajami a USA jest mniejszy). Ma to związek z faktem, iż w istocie różnice w produktywności potencjalnej  $Y^*$  są niższe niż w produktywności łącznej  $Y$ , ponieważ „odfiltrowany” został wpływ różnic w efektywności technicznej, znajdujący swoje odzwierciedlenie we wszystkich współczynnikach  $A^U$ ,  $A^S$ ,  $A^K$ . Tym niemniej wpływ efektywności technicznej na  $A^K$  jest wyraźnie najsilniejszy.

Reasumując, pozostaje prawdą, iż różnice w produktywności (PKB na pracownika) między krajami UE-15 a USA okazują się wynikać przede wszystkim z różnic w efektywności wykorzystania pracy wykwalifikowanej. Jeśli pracę

taką uważać za komplementarną względem kapitału (wariant F1), podobnie stwierdzić można w odniesieniu do kapitału.

W tabelicy 5 zawarto porównanie współczynników efektywności technicznej dla modelu opartego o dane rzeczywiste z ich odpowiednikami opartymi o dane o produktywności potencjalnej. Widać tam, iż w przypadku specyfikacji F1, nieuwzględnienie w badaniu różnic w efektywności technicznej powoduje przeszacowanie JPC pracy wykwalifikowanej  $A^S$  oraz niedoszacowanie pozostałych indeksów efektywnościowych  $A^U$  i  $A^K$ . W przypadku specyfikacji F2 i F3 przeszacowana zostaje natomiast JPC kapitału  $A^K$ , a niedoszacowane indeksy efektywności obu rodzajów pracy  $A^U$  i  $A^S$ . Jedynie w przypadku modelu F4 niedoszacowane pozostają wszystkie wartości (tj.  $A^U$  i  $A^S$ ).

Tabela 3

## JPC w poszczególnych krajach w 2000 r. (USA = 1)

	Model F1			Model F2			Model F3			Model F4	
	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$
Australia	10,051	0,921	0,258	70,771	0,309	2,046	36,55	0,381	1,523	44,305	0,462
Austria	16,575	1,193	0,142	150,9	0,217	2,673	71,189	0,298	1,782	95,783	0,4
Belgia	26,184	1,354	0,086	410,894	0,167	2,565	161,802	0,24	1,739	213,906	0,317
Dania	15,263	1,235	0,157	121,889	0,242	2,683	60,066	0,328	1,786	80,949	0,442
Finlandia	19,649	1,625	0,071	155,377	0,106	4,101	76,096	0,171	2,291	127,359	0,286
Francja	9,759	1,192	0,206	57,401	0,295	2,567	31,349	0,386	1,74	41,462	0,51
Grecja	13,294	0,707	0,119	212,312	0,129	2,164	83,374	0,175	1,574	103,124	0,217
Hiszpania	27,922	1,141	0,084	682,008	0,169	1,918	232,933	0,234	1,466	276,158	0,278
Holandia	14,744	1,078	0,171	134,67	0,245	2,392	63,598	0,323	1,669	81,725	0,415
Irlandia	29,37	0,726	0,449	976,745	0,537	0,579	305,476	0,576	0,725	280,486	0,529
Japonia	5,862	1,688	0,109	9,887	0,11	5,819	8,024	0,185	2,814	17,101	0,394
Kanada	0,708	0,872	0,561	0,456	0,508	1,797	0,524	0,567	1,411	0,608	0,658
Niemcy	3,255	1,04	0,223	5,73	0,217	3,463	4,649	0,295	2,074	7,077	0,449
Norwegia	29,147	1,528	0,126	308,262	0,255	2,65	138,364	0,353	1,773	185,465	0,473
Portugalia	56,069	2,276	0,025	2348,101	0,09	1,898	670,164	0,143	1,457	791,844	0,17
Szwajcaria	5,193	1,512	0,152	9,887	0,181	4,514	7,764	0,273	2,424	13,795	0,484
Szwecja	5,944	1,146	0,225	20,959	0,278	2,878	13,545	0,366	1,861	18,831	0,509
USA	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Wlk. Brytania	9,903	0,781	0,452	102,877	0,483	1,155	47,066	0,532	1,088	48,517	0,548
Włochy	28,255	1,482	0,07	538,833	0,154	2,479	198,959	0,226	1,705	259,378	0,295

Tablica 4

Potencjalne jednostkowe produktywności czynników w poszczególnych krajach w 2000 r. (USA = 1)

	Model F1			Model F2			Model F3			Model F4	
	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$
Australia	13,063	0,845	0,563	147,864	0,645	0,937	65,893	0,687	0,963	65,451	0,682
Austria	20,55	0,941	0,269	313,737	0,452	1,411	126,052	0,527	1,224	131,824	0,551
Belgia	28,381	0,976	0,109	602,286	0,244	2,021	215,95	0,32	1,512	240,986	0,357
Dania	19,426	0,996	0,321	269,912	0,536	1,31	111,987	0,612	1,172	115,837	0,633
Finlandia	27,569	0,94	0,194	539,6	0,369	1,5	199,438	0,448	1,269	210,581	0,473
Francja	12,488	1,025	0,428	126,408	0,65	1,233	58,323	0,717	1,131	59,823	0,736
Grecja	19,068	0,554	0,346	557,321	0,34	0,739	181,387	0,382	0,837	176,459	0,371
Hiszpania	31,276	0,835	0,117	999,263	0,247	1,369	313,972	0,316	1,203	326,842	0,329
Holandia	18,926	0,898	0,359	290,332	0,528	1,138	116,71	0,593	1,079	118,475	0,601
Irlandia	25,075	0,686	0,28	665,951	0,366	0,927	223,357	0,421	0,957	221,615	0,418
Japonia	9,652	1,102	0,478	65,825	0,731	1,323	34,619	0,798	1,179	35,86	0,826
Kanada	0,892	0,891	1,114	0,853	0,949	0,905	0,866	0,937	0,943	0,857	0,928
Niemcy	4,824	0,912	0,719	20,375	0,77	1,075	12,596	0,8	1,044	12,7	0,806
Norwegia	29,268	1,226	0,128	370,186	0,306	2,622	157,184	0,401	1,762	186,465	0,475
Portugalia	51,243	1,472	0,019	2040,451	0,079	2,484	591,581	0,127	1,707	692,209	0,148
Szwajcaria	7,321	1,142	0,421	36,998	0,676	1,628	21,456	0,753	1,332	22,97	0,806
Szwecja	8,389	1,013	0,625	60,531	0,803	1,033	31,315	0,847	1,019	31,428	0,85
USA	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Wlk. Brytania	11,161	0,768	0,646	135,898	0,638	0,809	59,179	0,669	0,883	57,985	0,655
Włochy	30,298	1,022	0,086	760,396	0,218	2,017	257,82	0,293	1,51	287,591	0,327

Tablica 5

Rzeczywiste i potencjalne JPC w poszczególnych krajach w 2000 r.  
(Ilorazy JPC rzeczywistych do JPC potencjalnych)

	Model F1			Model F2			Model F3			Model F4	
	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$
Australia	0,623	1,027	0,244	0,29	0,29	4,102	0,368	0,368	2,291	0,494	0,494
Austria	0,653	1,196	0,281	0,292	0,292	3,56	0,375	0,375	2,109	0,53	0,53
Belgia	0,747	1,308	0,42	0,414	0,414	2,386	0,497	0,497	1,667	0,647	0,647
Dania	0,636	1,169	0,26	0,274	0,274	3,849	0,356	0,356	2,207	0,51	0,51
Finlandia	0,577	1,631	0,195	0,175	0,175	5,139	0,253	0,253	2,616	0,441	0,441
Francja	0,632	1,097	0,256	0,275	0,275	3,913	0,357	0,357	2,229	0,506	0,506
Grecja	0,564	1,203	0,182	0,231	0,231	5,503	0,305	0,305	2,723	0,426	0,426
Hiszpania	0,722	1,288	0,381	0,414	0,414	2,633	0,492	0,492	1,766	0,616	0,616
Holandia	0,63	1,131	0,254	0,281	0,281	3,95	0,361	0,361	2,241	0,503	0,503
Irlandia	0,948	0,997	0,852	0,89	0,89	1,173	0,907	0,907	1,098	0,923	0,923
Japonia	0,491	1,444	0,121	0,091	0,091	8,265	0,154	0,154	3,458	0,348	0,348



cd. tablicy 5

	Model F1			Model F2			Model F3			Model F4	
	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$
Kanada	0,643	0,922	0,268	0,325	0,325	3,734	0,401	0,401	2,168	0,518	0,518
Niemcy	0,546	1,075	0,165	0,171	0,171	6,053	0,245	0,245	2,88	0,406	0,406
Norwegia	0,806	1,176	0,527	0,505	0,505	1,9	0,584	0,584	1,458	0,725	0,725
Portugalia	0,885	1,457	0,698	0,698	0,698	1,436	0,751	0,751	1,237	0,834	0,834
Szwajcaria	0,574	1,248	0,192	0,162	0,162	5,211	0,24	0,24	2,637	0,438	0,438
Szwecja	0,573	1,066	0,191	0,21	0,21	5,236	0,287	0,287	2,645	0,437	0,437
USA	0,809	0,943	0,532	0,606	0,606	1,88	0,663	0,663	1,449	0,729	0,729
Wlk. Brytania	0,718	0,959	0,373	0,459	0,459	2,685	0,528	0,528	1,786	0,61	0,61
Włochy	0,755	1,368	0,434	0,43	0,43	2,311	0,512	0,512	1,636	0,658	0,658

### Ewolucja jednostkowych produktywności czynników

Bieżące badanie pozwala nie tylko dokonać porównania poziomów JPC w poszczególnych krajach w roku 2000, ale i prześledzić ewolucję, jaką parametry te przeszły w całym badanym okresie 1970-2000. Innymi słowy, obok ćwiczenia „rachunkowości poziomów” przeprowadzić można ćwiczenie „rachunkowości wzrostu”.

W kolejnych tablicach 6-9 zawarto indeksy przyrostu poszczególnych JPC, odpowiednio:

- tab. 6 – w oparciu o dane rzeczywiste z okresu 1970-2000,
- tab. 7 – w oparciu o dane rzeczywiste z okresu 1990-2000,
- tab. 8 – w oparciu o dane potencjalne z okresu 1970-2000,
- tab. 9 – w oparciu o dane potencjalne z okresu 1990-2000.

W osobnych kolumnach wymieniono predykcje poszczególnych wersji funkcji produkcji, F1-F4.

Kluczową obserwacją, obecną we wszystkich krajach i wszystkich możliwych wariantach specyfikacji, jest spadek wartości  $A^U$  (jedyne wyjątki to Niemcy i Norwegia w przypadku okresu 1990-2000), a więc jednostkowej produktywności pracy niewykwalifikowanej. Potwierdza to występowanie tzw. bezwzględniego nakierowania postępu technicznego na umiejętności (*absolute skill bias of technical change*), który to efekt zdiagnozowali Caselli i Coleman [2002, 2006]. Z drugiej strony – skoro całkowita produktywność czynników TFP rosła w badanym okresie – spadki te musiały zostać zrównoważone wzrostami JPC pracy wykwalifikowanej i kapitału. Istotnie, wynik taki obserwujemy we wszystkich specyfikacjach funkcji produkcji i wszystkich wariantach „rachunkowości wzrostu”, a ponadto we wszystkich krajach.

Różnice między poszczególnymi krajami oraz specyfikacjami modelu wydają się również łatwo interpretowalne. Po pierwsze, widać odmienne predykcje względem  $A^S$  i  $A^K$  pomiędzy specyfikacją F1 a pozostałymi specyfikacjami

modelu. Wynika to z faktu, iż specyfikacja F1 jako jedyna bazuje na założeniu komplementarności między kapitałem a pracą wykwalifikowaną (por. [Krusell et al., 2000]); w pozostałych przypadkach praca wykwalifikowana oraz kapitał fizyczny są substytucyjne brutto.

### Wyniki badania opartego o dane rzeczywiste

Względne siły zmian poszczególnych JPC różniły się znacznie w zależności od przyjętej specyfikacji modelu (F1-F4), jednak kluczowe wyniki badania opartego o dane rzeczywiste okazały się odporne na tego rodzaju różnice. Najsilniejsze spadki jednostkowej produktywności pracy niewykwalifikowanej  $A^U$  zaobserwowano mianowicie w Kanadzie, USA, a w na ogół nieco mniejszym stopniu – także w Japonii, Holandii i Szwecji. Można to powiązać z szybką akumulacją kapitału ludzkiego w tych krajach: w roku 2000, to właśnie tam poziom wykształcenia społeczeństw był najwyższy, odsetek osób o wykształceniu niższym niż średnie – najniższy, a i dystans, który kraje te pokonały w badanym okresie 1970-2000 był niebagatelny.

Jeśli chodzi o jednostkową produktywność pracy wykwalifikowanej  $A^S$ , to najbardziej wzrosła ona w badanym okresie w Holandii, a w następnej kolejności w Portugalii, Norwegii oraz Irlandii (kolejność zależna od specyfikacji F2-F4). W przypadku specyfikacji F1, ranking jest znacznie zmieniony, jako że w owym przypadku – zgodnie z powyższą argumentacją – JPC pracy wykwalifikowanej w dużej mierze identyfikowana jest jako JPC kapitału (i na odwrót). Bardzo ważnymi obserwacjami są tu Szwajcaria i Japonia, w których  $A^S$  uległo zmniejszeniu w badanym okresie (wg specyfikacji F2-F3) lub bardzo nieznacznej poprawie (F4): w żadnym innym kraju nie odnotowano spadku JPC pracy wykwalifikowanej. Sugeruje to, iż w krajach tych postęp technologiczny odbywał się wyłącznie w sposób udoskonalający wykorzystanie kapitału (ang. *capital augmenting*), przecząc hipotezie z teorii wzrostu, mówiącej iż powinien on być wyłącznie *labor-augmenting*, tj. udoskonalający wykorzystanie czynnika pracy (m.in. Jones, 2005). Należy jednak być ostrożnym co do tego wyniku, gdyż zapewne odzwierciedla on w istocie znaczny spadek efektywności technicznej, jaki odnotowano w Japonii oraz Szwajcarii w badanym okresie.

W przypadku JPC kapitału, w specyfikacjach F2-F3 widać, iż największy postęp dokonał się w Japonii. Widzimy zatem, iż kraj ten w badanym okresie nie tylko intensywnie akumulował kapitał, ale i uczył się go coraz efektywniej wykorzystywać w procesie produkcyjnym. Znaczne wzrosty  $A^K$  odnotowano również w Portugalii i Hiszpanii.

W odniesieniu do podokresu obejmującego ostatnie dziesięciolecie próby, 1990-2000, najważniejszym spostrzeżeniem jest wzrost pozycji Irlandii, Norwegii, oraz w nieco mniejszym stopniu, Finlandii, w hierarchii najszybciej rozwijających się krajów. Okres szybkiego rozwoju, przejawiającego się w intensywnych przyrostach JPC pracy wykwalifikowanej oraz kapitału, odnotowano w tych krajach bowiem dopiero po roku 1990.

Tablica 6

## Indeksy przyrostu JPC w latach 1970-2000. Dane rzeczywiste

	Model F1			Model F2			Model F3			Model F4	
	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$
Australia	0,329	1,119	3,272	0,076	2,425	1,242	0,123	2,175	1,136	0,132	2,333
Austria	0,615	1,573	2,3	0,173	2,394	1,533	0,263	2,304	1,285	0,307	2,696
Belgia	0,556	0,741	4,598	0,171	3,295	1,503	0,252	2,922	1,27	0,292	3,382
Dania	0,541	1,375	2,074	0,179	2,063	1,328	0,258	1,977	1,181	0,288	2,208
Finlandia	0,369	0,122	12,519	0,12	5,781	0,954	0,175	4,307	0,973	0,17	4,186
Francja	0,21	1,12	6,193	0,025	3,937	1,763	0,05	3,428	1,395	0,061	4,155
Grecja	0,305	0,514	7,201	0,068	2,976	1,828	0,111	2,526	1,425	0,132	3,015
Hiszpania	0,317	0	25,785	0,057	8,107	2,884	0,099	6,03	1,863	0,126	7,65
Holandia	0,148	1,879	103,526	0,028	20,116	0,826	0,049	11,612	0,894	0,045	10,701
Irlandia	0,699	1,662	14,042	0,232	11,192	0,955	0,335	8,327	0,973	0,334	8,281
Japonia	0,218	4,087	0,682	0,007	0,701	8,353	0,021	0,976	3,48	0,048	2,21
Kanada	0,052	1,5	1,713	0,002	1,669	1,678	0,005	1,638	1,356	0,006	1,875
Norwegia	0,544	0,024	18,917	0,214	14,082	0,687	0,295	9,45	0,802	0,244	7,843
Portugalia	0,699	1,289	16,623	0,172	10	3,87	0,27	7,84	2,214	0,353	10,271
Szwajcaria	0,281	1,346	1,111	0,045	0,834	1,902	0,081	0,932	1,459	0,113	1,293
Szwecja	0,163	0,609	6,355	0,025	3,426	1,028	0,046	2,799	1,016	0,047	2,833
USA	0,139	1,695	1,269	0,012	1,772	1,38	0,028	1,748	1,208	0,029	1,848
Wlk. Brytania	0,31	1,218	6,071	0,074	4,349	0,94	0,12	3,542	0,965	0,118	3,492
Włochy	0,396	0,338	20,392	0,162	6,97	0,913	0,219	4,903	0,948	0,211	4,718

Tablica 7

## Indeksy przyrostu JPC w latach 1990-2000. Dane rzeczywiste

	Model F1			Model F2			Model F3			Model F4	
	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$
Australia	0,754	1,091	1,435	0,53	1,475	0,923	0,597	1,402	0,954	0,58	1,362
Austria	0,841	1,152	1,191	0,577	1,228	1,109	0,653	1,223	1,063	0,681	1,277
Belgia	0,825	1,173	1,178	0,529	1,144	1,264	0,611	1,159	1,147	0,668	1,267
Dania	0,864	0,975	1,63	0,757	1,744	0,812	0,795	1,593	0,885	0,721	1,446
Finlandia	0,756	0,494	2,091	0,794	2,013	0,73	0,788	1,703	0,831	0,636	1,375
Francja	0,502	1,048	1,546	0,228	1,351	1,113	0,296	1,306	1,065	0,309	1,364
Grecja	0,575	0,538	2,692	0,427	1,692	0,79	0,473	1,464	0,871	0,431	1,332
Hiszpania	0,572	0,912	1,96	0,279	1,371	1,443	0,353	1,316	1,24	0,392	1,464
Holandia	0,574	0,793	2,379	0,367	1,957	0,81	0,428	1,719	0,883	0,391	1,57
Irlandia	1,081	0,956	4,566	1,158	3,557	0,394	1,144	2,873	0,579	0,96	2,412
Japonia	0,488	1,541	0,704	0,111	0,534	2,077	0,179	0,658	1,536	0,277	1,021
Kanada	0,263	1,109	1,337	0,064	1,354	0,949	0,102	1,304	0,97	0,1	1,282

cd. tablicy 7

	Model F1			Model F2			Model F3			Model F4	
	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$
Niemcy	1,009	1,053	1,109	0,927	1,199	0,941	0,955	1,171	0,965	0,924	1,134
Norwegia	1,007	0,564	2,737	1,373	3,068	0,533	1,257	2,402	0,691	0,889	1,699
Portugalia	0,744	1,037	1,922	0,352	1,589	1,977	0,448	1,558	1,492	0,533	1,855
Szwajcaria	0,587	1,115	0,93	0,271	0,798	1,326	0,348	0,856	1,18	0,41	1,008
Szwecja	0,508	0,889	1,725	0,278	1,513	0,872	0,341	1,389	0,923	0,32	1,301
USA	0,636	1,252	1,041	0,334	1,265	1,039	0,414	1,262	1,023	0,417	1,271
Wlk. Brytania	0,557	1,131	1,777	0,287	1,628	0,963	0,358	1,523	0,978	0,355	1,51
Włochy	0,562	0,541	2,585	0,344	1,635	1,022	0,405	1,475	1,013	0,409	1,489

### Wyniki badania opartego o dane potencjalne

Niektóre aspekty wyników badania opartego o dane potencjalne są analogiczne do badania opartego o dane rzeczywiste. Jest tak w szczególności w odniesieniu do JPC pracy niewykwalfikowanej  $A^U$ . Tutaj również obserwujemy bowiem wspólny trend spadkowy, przy czym spadki najsilniej zaznaczyły się w Kanadzie oraz USA. W drugiej kolejności spadki  $A^U$  wystąpiły we Francji, Szwecji, Japonii, Holandii i Wielkiej Brytanii. Po drugiej stronie klasyfikacji znalazły się natomiast Dania oraz Belgia, Włochy i Austria.

W odniesieniu do JPC pracy wykwalifikowanej  $A^S$ , ponownie największy postęp dokonał się w Holandii, a w następnej kolejności – w Hiszpanii i Portugalii. Duże wzrosty zaobserwowane zostały także w przypadku Włoch, Finlandii, Irlandii i Norwegii. Przypadki Hiszpanii, Włoch i Finlandii są tu szczególnie istotne, gdyż badanie oparte na danych rzeczywistych nie stwierdzało, by  $A^S$  wzrosło w tych krajach tak bardzo. Należy zatem wiązać ten wynik z występującym równocześnie w tych krajach podtrzymanym spadkiem indeksu efektywności technicznej. Z drugiej strony, w żadnym kraju potencjalne  $A^K$  nie uległo zmniejszeniu, sugerując jednoznacznie, iż światowy postęp techniczny jest w dużej mierze skoncentrowany na zwiększaniu efektywności wykorzystania pracy wykwalifikowanej.

Jeśli natomiast chodzi o JPC kapitału  $A^K$ , to większych wzrostów nie zaobserwowano w żadnym kraju oprócz Portugalii. Dane potencjalne sugerują zatem, iż zaobserwowany postęp techniczny miał charakter przede wszystkim *labor-augmenting* (por. [Jones, 2005]), tj. zwiększający zwłaszcza JPC pracy (wykwalfikowanej). Niewielkie wzrosty zaobserwowano też w Hiszpanii i Irlandii, natomiast w większości krajów  $A^K$  spadło. Zjawisko to jest jeszcze wyraźniej widoczne na podpróbie obejmującej lata 1990-2000, kiedy to  $A^K$  wzrosło wyłącznie w Portugalii.

### Postęp techniczny w USA

W przypadku danych potencjalnych dotyczących Stanów Zjednoczonych, postęp techniczny miał – zgodnie z predykcjami teorii wzrostu – charakter oparty o JPC pracy wykwalifikowanej. Zarówno JPC kapitału, jak i pracy niewykwalifikowanej, spadły w badanym okresie 1970-2000. Jeśli uwzględnić natomiast dane rzeczywiste, tj. te, w których nie odfiltrowano efektów zmian indeksu efektywności technicznej, to (mniejszemu) wzrostowi podlegała również JPC kapitału. Należy jednak zauważyć, iż w ciągu badanego okresu efektywność techniczna USA spadła z poziomu 0,93 do 0,81, co odpowiada za różnicę między obiema wielkościami.

Tablica 8

Indeksy przyrostu JPC w latach 1970-2000. Dane oparte o produktywność potencjalną

	Model F1			Model F2			Model F3			Model F4	
	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$
Australia	0,429	1,327	7,236	0,148	4,748	0,562	0,213	3,753	0,713	0,196	3,468
Austria	0,719	1,763	3,652	0,286	3,949	0,966	0,389	3,414	0,98	0,387	3,395
Belgia	0,647	0,962	7,21	0,278	5,34	0,959	0,368	4,272	0,976	0,365	4,234
Dania	0,657	1,519	3,686	0,313	3,609	0,747	0,402	3,087	0,843	0,383	2,943
Finlandia	0,476	0,256	26,979	0,236	11,314	0,445	0,301	7,41	0,621	0,249	6,133
Francja	0,282	1,418	14,991	0,058	9,282	0,729	0,099	6,789	0,831	0,094	6,461
Grecja	0,433	0,85	20,465	0,169	7,457	0,644	0,232	5,306	0,772	0,222	5,079
Hiszpania	0,439	0	67,724	0,137	19,585	1,095	0,202	12,253	1,055	0,205	12,413
Holandia	0,236	1,662	408,272	0,099	71,505	0,209	0,135	32,122	0,399	0,089	21,269
Irlandia	0,678	1,92	12,789	0,217	10,444	1,05	0,317	7,862	1,029	0,318	7,899
Japonia	0,445	2,83	5,627	0,076	7,691	1,011	0,137	6,345	1,006	0,138	6,355
Kanada	0,067	1,645	3,748	0,004	3,322	0,767	0,009	2,857	0,856	0,009	2,773
Norwegia	0,503	0,567	15,042	0,151	9,937	0,869	0,226	7,25	0,921	0,217	6,974
Portugalia	0,789	0,884	23,832	0,246	14,328	2,694	0,359	10,432	1,79	0,423	12,31
Szwajcaria	0,437	1,182	4,127	0,192	3,578	0,512	0,255	2,918	0,675	0,218	2,493
Szwecja	0,224	0,975	16,363	0,055	7,602	0,4	0,089	5,35	0,584	0,075	4,543
USA	0,161	1,775	1,942	0,018	2,495	0,901	0,037	2,313	0,941	0,036	2,286
Wlk. Brytania	0,35	1,523	8,763	0,096	5,624	0,652	0,148	4,392	0,778	0,142	4,193
Włochy	0,488	0,053	37,799	0,293	12,566	0,493	0,35	7,85	0,66	0,287	6,423

Tablica 9

## Indeksy przyrostu JPC w latach 1990-2000. Dane oparte o produktywność potencjalną

	Model F1			Model F2			Model F3			Model F4	
	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$	$A^K$	$A^U$	$A^S$
Australia	0,83	1,189	1,912	0,64	1,78	0,693	0,7	1,645	0,806	0,669	1,572
Austria	1,022	1,141	2,128	0,978	2,083	0,62	0,998	1,87	0,755	0,911	1,707
Belgia	1,01	1,015	2,143	0,967	2,093	0,694	0,986	1,871	0,807	0,901	1,711
Dania	0,953	1,122	2,18	0,885	2,039	0,608	0,912	1,828	0,746	0,834	1,671
Finlandia	0,934	0,754	3,933	1,176	2,981	0,388	1,103	2,385	0,574	0,872	1,886
Francja	0,668	1,083	3,614	0,487	2,879	0,476	0,546	2,405	0,646	0,473	2,086
Grecja	0,666	0,805	4,173	0,534	2,118	0,51	0,579	1,789	0,673	0,536	1,657
Hiszpania	0,748	0,789	4,355	0,578	2,84	0,648	0,633	2,363	0,775	0,585	2,184
Holandia	0,727	0,937	4,798	0,623	3,318	0,402	0,663	2,661	0,585	0,555	2,23
Irlandia	0,877	1,138	2,456	0,663	2,036	0,734	0,73	1,833	0,834	0,704	1,767
Japonia	0,705	1,255	2,102	0,431	2,069	0,695	0,51	1,878	0,808	0,479	1,764
Kanada	0,272	1,166	1,48	0,067	1,434	0,858	0,107	1,37	0,914	0,106	1,348
Niemcy	1,151	1,118	1,644	1,222	1,581	0,635	1,203	1,476	0,766	1,125	1,38
Norwegia	1,066	0,725	3,245	1,392	3,11	0,45	1,291	2,468	0,626	0,968	1,85
Portugalia	0,84	0,716	2,747	0,503	2,27	1,381	0,594	2,068	1,209	0,638	2,219
Szwajcaria	0,828	1,027	2,582	0,8	2,355	0,477	0,817	2,01	0,648	0,683	1,681
Szwecja	0,642	1,031	3,469	0,465	2,528	0,434	0,523	2,129	0,612	0,453	1,845
USA	0,664	1,272	1,185	0,369	1,398	0,913	0,449	1,37	0,948	0,445	1,356
Wlk. Brytania	0,61	1,217	2,331	0,346	1,966	0,734	0,419	1,784	0,834	0,406	1,729
Włochy	0,731	0,425	5,658	0,754	3,584	0,466	0,755	2,751	0,639	0,605	2,204

## Uwagi końcowe

Przeprowadzone w niniejszym artykule badanie doprowadziło do zidentyfikowania jednostkowych produktywności czynników (JPC): (i) kapitału fizycznego, (ii) pracy niewykwalifikowanej oraz (iii) pracy wykwalifikowanej dla grupy 20 krajów OECD, w tym USA oraz 14 krajów UE-15 (bez Luksemburga). Dzięki identyfikacji tych wielkości możliwe stało się, po pierwsze, określenie na jakich polach dystans między USA a UE jest największy czy też najmniejszy; po drugie, pozwoliło to na prześledzenie ewolucji JPC w poszczególnych krajach na przestrzeni badanego okresu 1970-2000.

Bieżące badanie opierało się na podejściu zaproponowanym przez Casellego i Colemana (2002, 2006). Niezbędnym warunkiem dla realizacji tego podejścia jest przyjęcie założenia, iż funkcja produkcji ma postać zagnieżdżonej funkcji CES (funkcja CES zagnieżdżona w funkcji CES). Rozszerzając znacznie analizę Casellego i Colemana, zaproponowano cztery warianty takich zagnieżdżeń F1-F4. Każdy z nich okazał się dostarczać nieco innych predykcji co do dynamiki

zmian oraz przekrojowych różnic w JPC. Cechą wyróżniającą specyfikację F1 było założenie komplementarności między pracą wykwalifikowaną a kapitałem – w pozostałych specyfikacjach czynniki te były substytucyjne brutto. Specyfikacja F2 zakładała, iż kapitał może bezpośrednio substytuować pracę niewykwalifikowaną. W specyfikacji F3 najłatwiej wzajemnie zastępowalne były oba rodzaje pracy. W specyfikacji F4 przyjęto, iż elastyczność substytucji pomiędzy kapitałem a zagregowanym czynnikiem pracy jest jednostkowa, tj., że funkcja zawiera agregat CES zagnieżdżony w funkcji Cobba-Douglasa.

Badanie zostało też wzbogacone wykorzystaniem informacji o potencjalnym TFP w badanych krajach, wyliczonym przez Growca [2008] metodą DEA pozwalającą „odfiltrować” różnice w efektywności technicznej. Wyniki oparte o dane potencjalne pozwalają scharakteryzować najlepszą dostępną technologię przy danych zasobach czynników produkcji, abstrahując od dodatkowych czynników zewnętrznych, które sprawiają, iż technologia taka nie jest w pełni wykorzystywana.

Kluczowe wyniki są następujące. Po pierwsze, porównanie JPC pomiędzy USA a krajami europejskimi prowadzi do wniosku, iż JPC pracy niewykwalifikowanej jest jednoznacznie wyższa w Europie (gdzie czynnik ten jest też powszechniej wykorzystywany). JPC kapitału też jest na ogół wyższa w Europie (wyjąwszy Irlandię), natomiast *absolutnie kluczowa, najważniejsza różnica polega na efektywności wykorzystania pracy wykwalifikowanej*, która jest istotnie wyższa w USA. To właśnie w tym obszarze oraz w wielkościach zasobów poszczególnych czynników produkcji – kapitału fizycznego i ludzkiego – leży cała przewaga USA nad UE pod względem produktywności.

Po drugie, wzrost JPC pracy wykwalifikowanej był głównym czynnikiem wzrostu produktywności (oprócz akumulacji czynników) w badanych krajach w latach 1970-2000. Był on w szczególności kluczowym czynnikiem wzrostu produktywności USA. W większości krajów (najbardziej w Japonii) wzrosła też JPC kapitału. JPC pracy niewykwalifikowanej zanotowała natomiast znaczne spadki, potwierdzając spostrzeżenie *absolute skill bias*, wysunięte przez Casellego i Colemana [2006].

Przedstawione tu badanie może być rozwijane w wielu kierunkach. Po pierwsze, celowe wydaje się przeprowadzenie badań nad kształtem i parametryzacją funkcji produkcji, które mogłyby m.in. pozwolić wybrać właściwą postać funkcyjną spośród dostępnych wariantów F1-F4 oraz rzetelnie ją skalibrować. Po drugie, warto rozszerzyć zakres czasowy i terytorialny badania. Po trzecie, zasadne jest też rozważenie alternatywnych założeń odnośnie struktury rynków, służące identyfikacji JPC na podstawie względnych wynagrodzeń czynników (m.in. *wage premium*).

## Bibliografia

- Barro R.J., Lee J.-W., [2001], *International Data on Educational Attainment: Updates and Implications*, Oxford Economic Papers 53(3), s. 541-563.
- Bils M., Klenow P.J., [2000], *Does Schooling Cause Growth?*, „American Economic Review” 90(5), s. 1160-1183.

- Caselli F., [2005], *Accounting for Cross-Country Income Differences*, [w:] P. Aghion, S. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*. Elsevier, Amsterdam.
- Caselli F., Coleman W.J., [2002], *The U.S. Technology Frontier*, *American Economic Review Papers and Proceedings* 92(2), 148-152.
- Caselli F., Coleman W.J., [2006], *The World Technology Frontier*, „*American Economic Review*” 96(3), 499-522.
- Cohen D., Soto M., [2007], *Growth and Human Capital: Good Data, Good Results*, „*Journal of Economic Growth*” 12(1), s. 51-76.
- de la Fuente A., Doménech R., [2006], *Human Capital in Growth Regressions: How Much Difference Does Data Quality Make?*, „*Journal of the European Economic Association*” 4(1), 1-36.
- Duffy J., Papageorgiou C., [2000], *A Cross-Country Empirical Investigation of the Aggregate Production Function Specification*, „*Journal of Economic Growth*” 5, 87-120.
- Growiec J., [2008], *Productivity Differences Across OECD Countries, 1970-2000: The World Technology Frontier Revisited*, IBS Working Paper 1/2008.
- Hall R.E., Jones C.I., [1999], *Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?*, „*Quarterly Journal of Economics*” 114(1), s. 83-116.
- Heston A., Summers R., Aten B., [2006], *Penn World Table Version 6.2*, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania.
- Jones C.I., [2005], *The Shape of Production Functions and the Direction of Technical Change*, „*Quarterly Journal of Economics*” 120(2), s. 517-549.
- Klump R., Preissler H., [2000], *CES Production Functions and Economic Growth*, „*Scandinavian Journal of Economics*” 102 (1), s. 41-56.
- Krusell P., Ohanian L., Rios-Rull J.-V., Violante G., [2000], *Capital-Skill Complementarity and Inequality: A Macroeconomic Analysis*, „*Econometrica*” 68 (5), 1029-1053.
- Pandey M., [2008], *Human Capital Aggregation and Relative Wages Across Countries*, „*Journal of Macroeconomics*” 30 (4), s. 1587-1601.

## SINGLE-FACTOR PRODUCTIVITY IN OECD COUNTRIES

### Summary

The paper aims to determine the single-factor productivity (SFP) of capital and labor in 20 member countries of the Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) in 1970-2000. Calculated with the use of a parametric method based on nested constant-elasticity-of-substitution (CES) production functions, the SFP values are used to deal with three research issues: (1) determine the distribution of SFP among countries; (2) compare SFP between individual OECD countries and the United States in 2000 (such an analysis makes it possible to identify which factors are especially efficiently/inefficiently used in production by which countries); (3) conduct a dynamic analysis to check how the SFP of individual factors evolved in the analyzed countries in 1970-2000.

The results obtained show that the key advantage of the United States over other OECD countries analyzed in terms of total factor productivity is based on a different level of endowment with individual production factors, specifically physical and human capital.

Second, an increased SFP for skilled labor was the main factor (alongside factor accumulation) behind an increase in productivity in OECD countries in 1970-2000.



In most countries, especially Japan, the SFP of capital also increased. The SFP of unskilled labor, on the other hand, decreased considerably, the authors note.

**Keywords:** single-factor productivity (SFP), Organization for Economic Cooperation and Development (OECD), parametric method, nested constant-elasticity-of-substitution (CES) production functions