

Marcin KOLASA*
Paweł STRZELECKI*

Zmiany jakości wykorzystywanych zasobów pracy w Polsce

Wstęp

W latach 90. XX wieku oraz na początku XXI wieku polska gospodarka przechodziła liczne przeobrażenia strukturalne. Ważnym ich elementem były zmiany ilości i jakości wykorzystywanych zasobów pracy¹. O ile zmiany liczby osób pracujących oraz liczby aktywnych zawodowo są danymi publikowanymi regularnie przez GUS, o tyle zmiany jakości podaży pracy są trudniejsze do skwantyfikowania, lecz nie mniej ważne. Powszechnie wykorzystywana w analizach liczba osób pracujących jest bardzo uproszczoną miarą nakładu pracy. Lepszym wskaźnikiem jest pomiar nakładu pracy w gospodarce jako łączna liczba przepracowanych godzin, w dalszym ciągu jednak godziny pracy wszystkich pracujących traktowane są wówczas jednakowo: godzina pracy osoby dorywczo zatrudnionej przy obsłudze kserokopiarki jest tak samo produktywna, jak godzina pracy wysoko wykształconego informatyka z wieloletnim stażem. W niniejszej pracy zastosowano metodę pozwalającą na wzbogacenie analizy zmian przepracowanych godzin przez uwzględnienie heterogeniczności pracy wykonywanej przez osoby o różnych cechach. Do analizy użyto bazy danych jednostkowych z Badań Aktywności Ekonomicznej Ludności z lat 1993-2006, która umożliwiła uwzględnienie w oszacowaniu nakładu pracy zmieniającej się struktury osób pracujących według cech, które mogą różnicować produktywność.

O ile wiadomo autorom, niniejsza praca jest pierwszą w Polsce tak szczegółową próbą uwzględnienia zmian jakości nakładów pracy w okresie od wczesnych lat transformacji gospodarczej w Polsce do dnia dzisiejszego. Temat ten w przeszłości w sposób mniej szczegółowy podjęty został w pracy [Florczak, Sabaty, Welfe, 2001], obejmującej lata 1970-1998. W badaniu tym przyjęto, że produktywność jest zróżnicowana pomiędzy trzema grupami wyodrębnionymi według wykształcenia i jest stała w czasie, a jednostką pracy jest osoba pracująca.

* Marcin Kolasa jest pracownikiem Narodowego Banku Polskiego, a Paweł Strzelecki – Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie i Narodowego Banku Polskiego. Artykuł wpłynął do redakcji w sierpniu 2007 r. Autorzy dziękują A. Czyżewskiemu oraz I.E. Kotowskiej za cenne uwagi i komentarze do artykułu.

¹ W niniejszym artykule przez zasoby pracy rozumie się osoby aktywne zawodowo, natomiast wykorzystywane zasoby pracy oznaczają osoby pracujące.

Oszacowanie udziału kapitału ludzkiego we wzroście gospodarczym w Polsce znaleźć można w raporcie Instytutu Badań Strukturalnych ([Bukowski et al., 2006]), w pracy tej jednak wielkość kapitału ludzkiego mierzona jest w dość ogólny sposób na podstawie danych o oszacowanej zagregowanej liczbie lat nauki osób pracujących oraz udziału osób z wykształceniem wyższym wśród pracujących.

Zdecydowanie więcej prac opublikowanych do tej pory skupiało się na analizie związków pomiędzy kapitałem ludzkim na poziomie mikroekonomicznym a pozycją na rynku pracy (np.: [Socha i Sztanderska, 2000], [Kucharski i Wiaderek, 2005]) lub wynagrodzeniami ([Newell i Socha, 2001 i 2007]).

Zagadnieniu jakości zasobów ludzkich poświęca się w literaturze na świecie wiele uwagi ze względu na rolę, jaką czynnik ten odgrywa w procesie wzrostu gospodarczego, szczególnie w warunkach globalizacji. Badania te dotyczą zarówno metod ujmowania kapitału ludzkiego w teorii i empirii wzrostu gospodarczego (por. np. [Mankiw, Romer i Weil, 1992], [Becker, 1993], [Benhabib i Spiegel, 1994]), jak i jakości danych oraz pomiaru zmian kapitału ludzkiego ([Barro i Lee, 1996], [Cohen i Soto, 2001]).

W warunkach polskich problem możliwie dokładnej oceny wpływu zmian struktury podaży pracy na wzrost gospodarczy jest dodatkowo istotny ze względu na skutki, jakie dla rozwoju gospodarki miało niedopasowanie kwalifikacji osób do struktury popytu na pracę w okresie transformacji w latach 90. ([Socha i Sztanderska, 2000]). Istotną przesłanką badań jakości podaży pracy w Polsce jest także rosnąca rola na rynku pracy pokolenia wyżu demograficznego z pierwszej połowy lat 80. XX wieku, cechującego się znacznie lepszym poziomem formalnego wykształcenia niż pokolenia poprzednie.

Struktura dalszej części artykułu przedstawia się następująco. W drugiej części opisano założenia, istotę i ograniczenia zastosowanej metody pomiaru zmian jakości pracy w Polsce. Część trzecia zawiera opis wykorzystanych danych. Część czwarta przedstawia opis głównych wyników. Analizie ich wrażliwości poświęcono część piątą. W części szóstej zaprezentowano implikacje uzyskanych wyników dla oceny wpływu zmian jakości pracy w Polsce na wzrost gospodarczy w latach 1994-2006. Część siódma stanowi podsumowanie głównych wniosków i wskazuje możliwe kierunki dalszych badań.

Metoda

Jak wspomniano, istotną wadą standardowych miar nakładu pracy (liczba pracujących lub ilość przepracowanych godzin) jest traktowanie przez nie osób pracujących jako kategorii homogenicznej. Innymi słowy, zakłada się wówczas *implicite*, że godzina pracy każdego pracownika łączy się z identycznym wkładem do procesu produkcji.

Punktem wyjścia do obliczenia efektywnego nakładu pracy w niniejszym opracowaniu jest uchylenie tego założenia poprzez rozbitcie wykorzystywanych zasobów pracy na grupy, w obrębie których założenie homogeniczności będzie bardziej wiarygodne. Wzorując się na metodzie zastosowanej przez

[Bell, Burriel-Llombart i Jones, 2005]², efektywny nakład pracy L wyrazimy w postaci funkcji:

$$L = f(h_1, h_2, \dots, h_n), \quad (1)$$

gdzie h_i jest liczbą godzin przepracowaną przez pracowników należących do grupy i , natomiast n oznacza liczbę wyróżnionych grup.

Funkcję agregującą f zdefiniujemy jako funkcję translogarytmiczną (por. [Christensen, Jorgenson i Lau, 1973]):

$$\ln f(h_1, h_2, \dots, h_n) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln h_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln h_i \ln h_j. \quad (2)$$

Przyjęcie translogarytmicznej postaci funkcyjnej jest atrakcyjne z teoretycznego punktu widzenia, umożliwia ona bowiem uwzględnienie zmiennej elastyczności substytucji pomiędzy poszczególnymi grupami wśród osób pracujących. Narzucenie na funkcję f restrykcji jednorodności stopnia pierwszego³ implikuje:

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \beta_{ij} = \beta_{ji} \text{ oraz } \sum_{i=1}^n \beta_{ij} = 0. \quad (3)$$

Wartości parametrów funkcji f nie są znane. Wykorzystując jednak wyprowadzone przez Diewerta [1976] własności technik indeksowych opartych na funkcji translogarytmicznej oraz założenie, że przeciętny koszt pracy w danej grupie pracowników jest proporcjonalny do ich krańcowej produktywności, dynamikę efektywnego nakładu pracy można uzyskać z następującego wzoru:

$$\Delta \ln L_t = \ln L_t - \ln L_{t-1} = \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (s_{i,t} + s_{i,t-1}) \Delta \ln H_{i,t}, \quad (4)$$

gdzie $s_{i,t}$ jest udziałem kosztów pracy grupy i w kosztach pracy ogółem w okresie t , natomiast $H_{i,t}$ oznacza liczbę przepracowanych godzin przez pracowników zaklasyfikowanych do grupy i w okresie t .

Oznaczając przez H zagregowaną liczbę przepracowanych godzin, przeciętną zmianę jakości wykorzystywanych zasobów pracy Q można wyliczyć według wzoru:

$$\Delta \ln Q_t = \Delta \ln L_t - \Delta \ln H_t. \quad (5)$$

Jak wspomniano, podstawą obliczeń L i w konsekwencji Q będzie podział wykorzystywanych zasobów pracy na grupy. Można twierdzić, że każdy z pracowników, a w skrajnym przypadku każda przepracowana godzina, cechuje się

² Wcześniejszą pracą omawiającą i stosującą zblizoną metodę obliczenia zmian jakości wykorzystywanych zasobów pracy jest [Jorgenson, Gollop i Fraumeni, 1987].

³ Jednorodność funkcji f oznacza, że zwiększenie liczby przepracowanych godzin w każdej grupie o $k\%$ przełoży się na wzrost efektywnego nakładu pracy również o $k\%$.

pewnymi indywidualnymi charakterystykami, które nie powinny być pomijane przy oszacowaniu efektywnego nakładu pracy dla całej gospodarki. Tak szczególności poziom dezagregacji nie jest oczywiście możliwy do uwzględnienia, w praktyce więc osoby pracujące grupuje się na w przybliżeniu homogeniczne kategorie. Innymi słowy, jako kryterium podziału na grupy, wyróżnia się takie charakterystyki, które mogą mieć wpływ na zróżnicowanie krańcowego produktu pracy pomiędzy poszczególnymi osobami. Liczba rozpatrywanych grup osób pracujących równa jest wówczas iloczynowi liczb kategorii wyróżnianych w ramach poszczególnych charakterystyk. W literaturze przedmiotu standardowo wyodrębnianymi charakterystykami są płeć, wykształcenie i wiek⁴.

Gdy dezagregacja wykorzystywanych zasobów pracy dokonywana jest na podstawie przekrojów zdefiniowanych na podstawie kilku określonych cech, możliwe jest wyodrębnienie wkładu każdej z nich do wzrostu zagregowanego indeksu jakości zasobu pracy. Konkretnie, jeśli jako kryterium grupujące przyjmujemy płeć, wykształcenie i wiek, wkład jednej z tych charakterystyk, np. płci (oznaczanej symbolem G), można wyliczyć ze wzoru:

$$\Delta \ln Q_t^G = \Delta \ln L_t^G - \Delta \ln H_t, \quad (6)$$

gdzie do obliczenia ΔL_t^G wykorzystujemy wzór (4) z tą różnicą, że i indeksuje grupy wyodrębnione jedynie z wykorzystaniem kryterium płci (w tym konkretnym przypadku i jest więc zbiorem dwuelementowym). Indeks Q_t^G mierzy efekt zmian kompozycji wykorzystywanych zasobów pracy pod względem udziału obu płci, pomija natomiast efekty substytucji pomiędzy pozostałymi cechami osób pracujących, jakimi są edukacja i wiek.

Wykorzystując wzór (6), w analogiczny sposób można obliczyć kontrybucje pozostałych rozpatrywanych charakterystyk, czyli w naszym przypadku wykształcenia Q_t^E oraz wieku Q_t^A . Uzyskujemy w ten sposób trzy tzw. efekty pierwszego rzędu.

Obok efektów pierwszego rzędu można wyróżnić jeszcze trzy efekty rzędu drugiego i jeden efekt rzędu trzeciego. Na przykład efekt drugiego rzędu dla płci i edukacji można wyliczyć ze wzoru:

$$\Delta \ln Q_t^{GE} = \Delta \ln L_t^{GE} - \Delta \ln H_t - \Delta \ln Q_t^G - \Delta \ln Q_t^E, \quad (7)$$

gdzie ponownie w celu uzyskania ΔL_t^{GE} posługujemy się formułą (4), przy czym tym razem i indeksuje grupy wyodrębnione na podstawie płci i wykształcenia (liczebność i jest więc równa iloczynowi liczby płci i liczby wyróżnianych klas mierzących poziom wykształcenia). Efekt Q_t^{GE} mierzy kontrybucję zmian kompozycji przepracowanych godzin ze względu na płeć i wykształcenie, z pominięciem pierwszorzędowych efektów obu charakterystyk.

W analogiczny sposób obliczamy efekty drugiego rzędu Q_t^{GA} , Q_t^{EA} oraz efekt trzeciego rzędu Q_t^{GEA} . Ten ostatni wyraża się więc wzorem:

⁴ W niektórych opracowaniach siłę roboczą różnicuje się także pod względem formy zatrudnienia i branży. Por. np. [Ho i Jorgenson, 1999].

$$\Delta \ln Q_t^{GEA} = \Delta \ln L_t^{GEA} - \Delta \ln H_t - \Delta \ln Q_t^G - \Delta \ln Q_t^E - \Delta \ln Q_t^A - \Delta \ln Q_t^{GE} - \Delta \ln Q_t^{GA} - \Delta \ln Q_t^{EA}, \quad (8)$$

gdzie $\Delta \ln L_t^{GEA}$ jest po prostu równy $\Delta \ln L_t$ (por. formuła (4)).

Jak zobaczymy, efekty drugiego i trzeciego rzędu są zazwyczaj bardzo małe, w praktyce więc analizę opartą o zmianę kompozycji wykorzystywanych zasobów pracy ogranicza się do interpretacji efektów pierwszego rzędu.

Wspomniano już, że przedstawiona metoda uzyskania efektu zmian kompozycji wykorzystywanych zasobów pracy opiera się na dwóch głównych założeniach, które w rzeczywistości mogą nie być spełnione. Po pierwsze, uwzględnione charakterystyki mogą w niewystarczający sposób różnicować zasoby pracy. Innymi słowy, wyodrębnione grupy mogą nie być homogeniczne. Problem ten teoretycznie można minimalizować poprzez uwzględnienie możliwie dużej liczby przekrojów osób pracujących. W postępowaniu takim istnieje jednak istotne ograniczenie związane z charakterem i liczebnością dostępnych danych. Zbyt duża ilość wyodrębnianych przekrojów może bowiem prowadzić do sytuacji, w której liczba obserwacji dla niektórych grup będzie zbyt mała, by można było na jej podstawie przeprowadzić wiarygodne obliczenia.

Po drugie, zróżnicowanie kosztów pracy pomiędzy wyodrębnionymi grupami może nie być doskonałą miarą zróżnicowania krańcowych produktywności pracy. Sytuacja taka może mieć różne źródła. Powszechnie wiadomo, że wynagrodzenia pracowników są pochodną nie tylko krańcowego produktu pracy, lecz m.in. także ich siły przetargowej. Można więc oczekiwać, że np. wynagrodzenia pracowników zatrudnionych w przedsiębiorstwach lub branżach cechujących się relatywnie dużymi wpływami związków zawodowych będą *ceteris paribus* wyższe niż w pozostałych. Jeśli wyróżniane przez nas grupy pracowników różnią się pomiędzy sobą siłą przetargową, może to prowadzić do obciążenia wyników. Z problemem tym należy się liczyć szczególnie w sytuacji, w której jednym z uwzględnianych przy dezagregacji przekrojów jest przynależność branżowa.

Założenie o proporcjonalności kosztu i krańcowego produktu pracy może być także niespełnione ze względu na dyskryminację płacową, co może być szczególnie istotne w przekroju płciowym.⁵ Warto jednak zaznaczyć, że pojęcie dyskryminacji jest w tym przypadku nieco inaczej rozumiane niż w użyciu potocznym. W szczególności, jeśli źródłem niższych zarobków danej płci (przy takim samym wykształceniu i wieku) jest charakteryzująca ją niższa przeciętna produktywność, wyniki uzyskane przedstawioną metodą pozostają nieobciążone. Jeśli jednak mamy do czynienia z dyskryminacją wynikającą z fałszywych stereotypów lub uprzedzeń, zasadne może być traktowanie komponentu jakości zasobów pracy związanego z efektem płci z pewną ostrożnością.

⁵ Wyniki badań wynagrodzeń wskazują, że niższe wynagrodzenia kobiet w porównaniu z mężczyznami o podobnych charakterystykach jest obserwowane w Polsce i występuje z większym nasileniem w sektorze prywatnym niż publicznym. Por. [Newell i Socha, 2007], [Grajek, 2003], [Kot, Podolec i Ulman, 1999].

Inne źródło problemów z przyjętym schematem identyfikacji krańcowego produktu pracy związane jest z tzw. hipotezą sygnału, co może być szczególnie istotne w przekroju ze względu na wykształcenie. Jak argumentują [Arrow, 1973] i [Spence, 1973], w warunkach asymetrii informacji pomiędzy pracodawcami a pracobiorcami, ci pierwsi wykorzystują dane o wykształceniu tych drugich do wnioskowania o ich produktywności, co stanowi podstawę wynagradzania. Wiedza o takim wzorcu zachowań pracodawców skłania z kolei pracobiorców do uzyskiwania potwierdzeń zaświadczających o wysokim poziomie wykształcenia, nawet jeśli w praktyce nie przekłada się ono na ich wkład w proces produkcji. W takiej sytuacji zróżnicowanie wynagrodzeń pomiędzy pracownikami lepiej i gorzej wykształconymi może zawyżać zróżnicowanie ich krańcowego produktu pracy.

Z drugiej strony warto jednak pamiętać, że podstawą prezentowanych dalej obliczeń są dane ankietowe, będące wynikiem dobrowolnych i nieweryfikowanych odpowiedzi na pytania ankietowanych. Jest prawdopodobne, że bardziej produktywni i zazwyczaj lepiej sytuowani respondenci mogą być skłonni do zaniżania wysokości swoich przeciętnych zarobków, a w rezultacie otrzymane zróżnicowanie krańcowego produktu pracy pomiędzy pracownikami o różnym poziomie wykształcenia może być zaniżone.

Warto wreszcie mieć na uwadze, że zastosowana metoda pomija jeden ważny wymiar efektywnego nakładu pracy, jakim jest zaangażowanie (wysiłek) pracownika. Aspekt ten, podkreślany m.in. przez [Beckera, 1985], wydaje się być szczególnie istotny w przypadku krajów przechodzących transformację z cechującego się nadmiernym zatrudnieniem systemu centralnie planowanego⁶ do systemu gospodarki rynkowej. Można bowiem twierdzić, że obserwowana w Polsce w latach 90. redukcja zatrudnienia dotyczyła w większym stopniu pracowników nieproduktywnych i nieprzystosowanych do nowych realiów, jej skutkiem było więc zwiększenie się przeciętnego zaangażowania w wykonywaną pracę.

Dane

Przeprowadzenie analizy według metody opisanej w poprzedniej części wymaga informacji o kosztach pracy osób należących do homogenicznych pod względem krańcowego produktu pracy podgrup osób pracujących. Analiza została oparta na informacjach pochodzących z mikro-danych Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) z drugich kwartałów⁷ lat 1993-2006. Ankieta BAEL nie została przeprowadzona w II i III kwartale 1999 roku, z tego

⁶ Autorem obszernej analizy zjawiska nieproduktywnego zatrudnienia w gospodarce centralnie planowanej jest np. [Kornai, 1985]. Szacunki jego skali w przypadku gospodarki polskiej można znaleźć u [Góry, 1992] lub [Czyżewskiego, 2002].

⁷ Porównaniom rocznym mogłyby podlegać dane dla dowolnych, jednakowych kwartałów każdego roku, jednak w kwartałach, w których większą rolę odgrywają czynniki sezonowe mogą pojawić się zaburzenia, związane np. z warunkami pogodowymi.

względu dla 1999 roku wykorzystane zostały dane z I kwartału, skorygowane o różnice wynikające z sezonowości⁸ pomiędzy I i II kwartałem.

Dane z BAEL są powszechnie wykorzystywanym źródłem informacji o aktywności ekonomicznej oraz wynagrodzeniach ludności. Ważną ich zaletą w porównaniu z innymi zbiorami danych o rynku pracy jest reprezentatywność dla całej populacji Polski oraz porównywalność w kolejnych okresach. Ponadto, dzięki dużej liczebności⁹ próby, umożliwiają one osiągnięcie dużego poziomu szczegółowości przekrojów według wybranych cech (wieku, płci i wykształcenia). Dane te zawierają także informacje o nakładzie pracy w godzinach przepracowanych.

Dane BAEL nie zawierają bezpośrednio informacji o kosztach pracy, lecz jedynie o wynagrodzeniach netto osób zatrudnionych. W celu oszacowania wynagrodzeń brutto i pełnych kosztów pracy skorygowano więc płace netto każdej obserwowanej osoby zatrudnionej na podstawie informacji na temat składek odprowadzanych przez pracownika i pracodawcę oraz stawek i progów podatkowych w poszczególnych latach. Ponadto założono, że koszty pracy osób samozatrudnionych i pracodawców są takie same jak osób zatrudnionych o takich samych charakterystykach.

Przeprowadzenie analiz zmian jakości wykorzystywanych zasobów pracy wymaga podziału osób pracujących na możliwie homogeniczne grupy. Tablica 1 przedstawia cechy, według których populacja osób pracujących została podzielona na podgrupy, dla których wyznaczone zostały przeciętne koszty pracy, liczby pracujących oraz przeciętne liczby godzin przepracowanych.

Tablica 1

Klasyfikacja cech różnicujących osoby pracujące

Płeć	Mężczyzna, Kobieta
Grupa wieku	Pięcioletnie grupy wieku, osoby 20-64 lata (9 grup)
Wykształcenie	Wyższe, średnie i policealne, zasadnicze zawodowe, podstawowe i mniej

Źródło: opracowanie własne

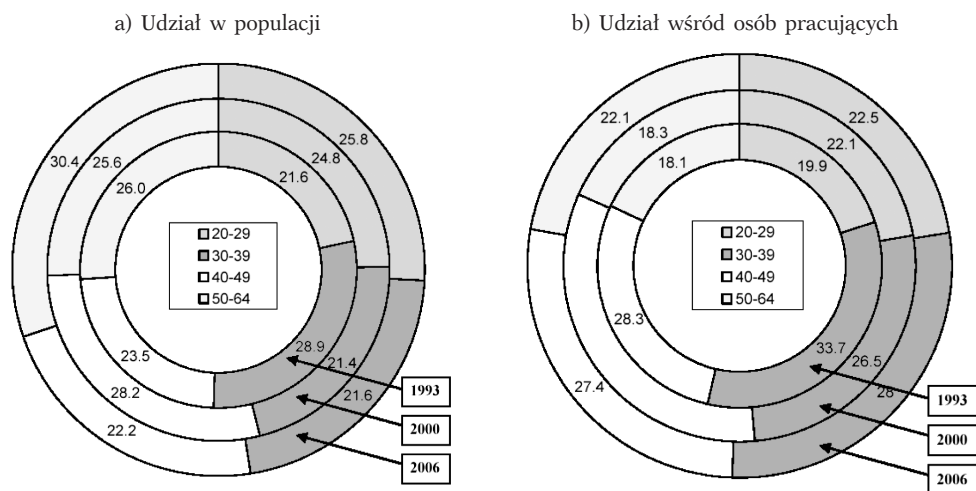
Dane otrzymane na podstawie podziału populacji pracujących ze względu na omawiane cechy wskazują, że w latach 1993-2006 następowały istotne zmiany struktury osób pracujących. Bliższe przyjrzenie się tym zmianom jest ważne dla zrozumienia wyników analiz przedstawionych w następnej części.

⁸ Korekta sezonowości polegała na wykorzystaniu informacji o różnicach pomiędzy zatrudnieniem, liczbą przepracowanych godzin oraz szacunkami kosztów pracy w analizowanych grupach pomiędzy I i II kwartałem w latach sąsiednich, tzn. 1998 i 2000 roku. Na podstawie tych danych obliczone zostały współczynniki pozwalające na obliczenie hipotetycznych wartości kosztów pracy i zatrudnienia w analizowanych grupach dla II kwartału 1999 roku na podstawie danych z I kwartału 1999 roku.

⁹ Całkowita liczebność próby ankietowanej rocznie w badanym okresie wynosiła od 51 961 do 62 784 osób. Liczba ankietowanych pracujących wahała się w granicach od 27 047 do 30 728 osób.

W latach 1993-2006 udział kobiet wśród osób pracujących nie uległ większym zmianom. Wynosił on 45,3% w 1993 roku i 45,1% w 2006 roku. Stabilny udział kobiet wśród pracujących można tłumaczyć faktem, że już w latach 80. wskaźnik zatrudnienia kobiet był wysoki w porównaniu z innymi krajami europejskimi, co było charakterystyczne dla gospodarek państw socjalistycznych. W latach 90. wysoki udział kobiet wśród pracujących nie był zatem niczym nowym, podczas gdy w wielu krajach zachodniej Europy coraz większa aktywność kobiet na rynku pracy była jednym z głównych czynników wzrostu podaży pracy w latach 80. i 90.

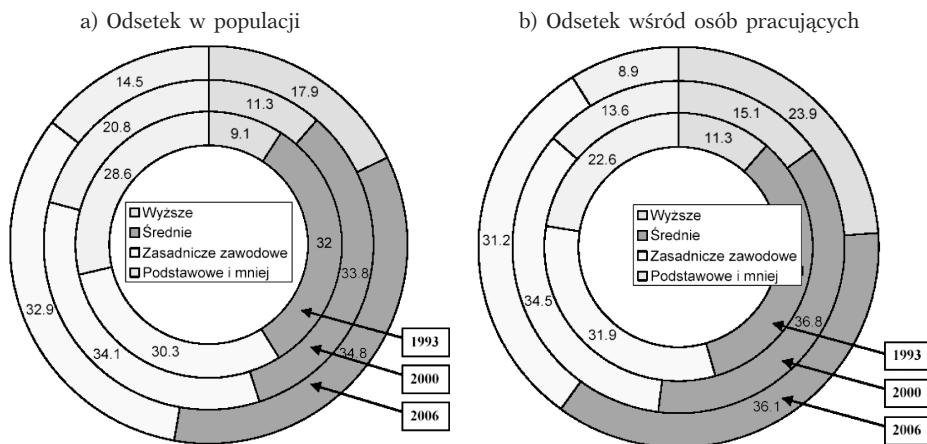
Wykres 1a, 1b. Udział osób (w %) w różnym wieku w populacji i wśród pracujących w wieku 20-64 lata w latach 1993, 2000 i 2006



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych BAEL

Istotny wpływ na strukturę wieku osób pracujących miała struktura ludności Polski, w której wyraźnie zaznaczają się liczne pokolenia powojennego wyżu demograficznego oraz jego echa, czyli wyżu demograficznego końca lat 70. i pierwszej połowy 80. (wykres 1a). Liczne roczniki osób urodzonych w latach 1950-1960 w analizowanym przez nas okresie wchodziły w wiek przedemerytalny i ulegały szybkiej dezaktywacji zawodowej (osoby w wieku 50-64 lata stanowiły w 2006 roku ponad 30% osób w wieku 25-64 lata, ale tylko 22,1% pracujących). Z drugiej strony na rynek pracy od połowy lat 90. XX wieku zaczęły napływać liczne roczniki urodzone pod koniec lat 70. i na początku 80. Trudna sytuacja na rynku pracy w latach 1999-2003 oraz wydłużenie się okresu nauki spowodowały jednak, że wzrost ich udziału wśród osób pracujących nie był proporcjonalny do ich wzrostu w populacji.

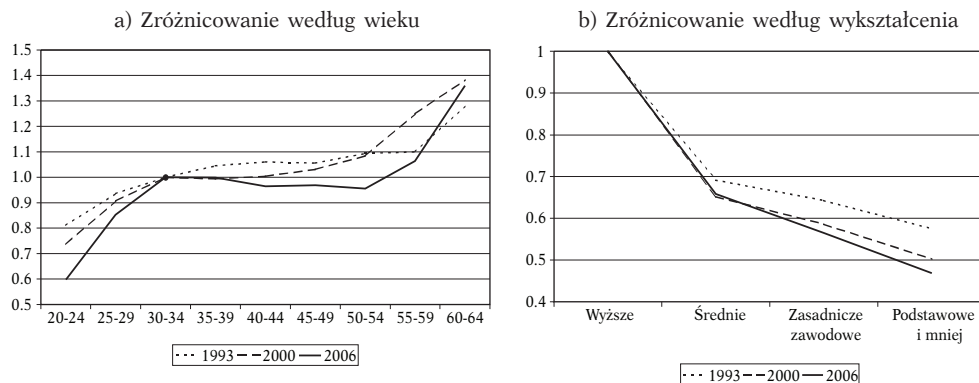
Wykres 2a, 2b. Udział osób (w %) z różnym wykształceniem w populacji i wśród osób pracujących w wieku 25-64 lata w latach 1993, 2000 i 2006



Źródło: jak na wykresie 1a

Wzrost udziału osób młodych w strukturze populacji oraz znaczny wzrost popularności wyższego wykształcenia spowodował poważne i szybkie zmiany w strukturze populacji oraz pracujących według wykształcenia (por. wykresy 2a i 2b). W latach 1993-2006 odsetek osób z wyższym wykształceniem wśród osób w wieku 25-65 lat wzrósł z 9,1% do 17,9%. Równie imponujący był wzrost udziału osób z wyższym wykształceniem wśród osób pracujących z 11,3% do 23,9%. Należy przy tym zauważyć, że w populacji i wśród pracujących stale rósł udział osób z wykształceniem średnim, a bardzo szybko malał odsetek osób o wykształceniu podstawowym i niższym.

Wykres 3a, 3b. Relatywne zróżnicowanie przeciętnych kosztów pracy w wybranych grupach w latach 1993, 2000, 2006 (grupą referencyjną dla wieku jest wiek 30-34, a dla wykształcenia „wykształcenie wyższe”)



Źródło: jak na wykresie 1a

Można przypuszczać, że wzrost liczby osób z wyższym i średnim wykształceniem nie zawsze szedł w parze z jakością wykształcenia i proporcjonalnym wzrostem kapitału ludzkiego. Dane, którymi dysponujemy wskazują jednak, że zwiększająca się podaż liczby osób z wyższym wykształceniem nie doprowadziła do relatywnego obniżenia wynagrodzeń tej grupy osób w porównaniu z osobami o niższych poziomach wykształcenia (wykres 3b). Co więcej, do roku 2000 relatywne wynagrodzenia a także koszty pracy osób z wykształceniem wyższym wyraźnie zwiększały się nawet w stosunku do pracowników z wykształceniem średnim.

Rozkład przeciętnych wynagrodzeń według wieku w latach 1993-2006 nie był jedynie odzwierciedleniem różnic w stażu pracy, ale zmieniał się wraz ze zmianami struktury pracujących według cech związanych z wiekiem. Zmiany wynagrodzeń według wieku (wykres 3a) wskazują na relatywny wzrost wynagrodzeń osób w wieku 30-34 lata, co może być efektem coraz lepszego wykształcenia młodszej generacji pracowników. Wzrost przeciętnych wynagrodzeń osób w wieku 50-64 lata można natomiast tłumaczyć efektem selekcji, polegającej na szybszej dezaktywizacji zawodowej osób o mniejszych wynagrodzeniach i niższym kapitale ludzkim. Łatwość uzyskania wcześniejszych świadczeń emerytalnych lub rentowych powodowała, że osoby o względnie niskich wynagrodzeniach nie odczuwały zbyt dużego spadku dochodów przechodząc na wcześniejszą emeryturę lub rentę. Świadczenia państwowe gwarantowały natomiast bezpieczeństwo socjalne. Rosnąca od połowy lat 90. podaż pracy osób młodych oraz zmiany w kodeksie pracy dające pracodawcy możliwość tańszego ich zatrudniania spowodowały relatywny spadek wynagrodzeń otrzymywanych przez młodszych pracowników w wieku 20-30 lat. Niekoniecznie musiało to odzwierciedlać ich niższą produktywność, lecz mogło być wynikiem ich mniejszej siły przetargowej.

Wyniki

Omówienie uzyskanych wyników rozpoczynamy od prezentacji wariantu bazowego, opartego na dezagregacji wykorzystywanych zasobów pracy pod względem trzech charakterystyk: płci (2 kategorie), wykształcenia (4 kategorie) i wieku (9 kategorii) – zgodnie z tablicą 1¹⁰. Łącznie wyróżniamy więc 72 typy pracowników. Główne wyniki przedstawiono w tablicy 2.

¹⁰ W wariantcie bazowym pominięto przekrój branżowy (wyniki dla sektora pozarolniczego przedstawiono natomiast w sekcji poświęconej analizie wrażliwości), co motywowane jest dwoma względami. Po pierwsze, dodatkowe zróżnicowanie wykorzystywanych zasobów pracy pod względem przynależności branżowej doprowadziłoby do problemu niedostatecznej reprezentacji niektórych grup w niektórych latach. Po drugie, ze względu na różne systemy ustalania płac i siłę negocjacyjną pracowników w różnych branżach, uwzględnienie takiego przekroju mogłoby istotnie pogorszyć problem zasadności założenia o proporcjonalności kosztów pracy do krańcowego produktu pracy. Należy zauważyć, że pominięcie struktury branżowej nie musi stanowić istotnego problemu dla uzyskanych wyników. W szczególności, pracownicy w poszczególnych sektorach gospodarki różnią się między sobą m.in. kwalifikacjami, przeciętnym stażem pracy i strukturą płci, a więc cechami, które są uwzględnione w prezentowanym wariantcie.

Tablica 2

Główne wyniki – wariant bazowy

Lata	Tempo wzrostu (%)		
	Liczba przepracowanych godzin (<i>H</i>)	Nakład pracy skorygowany o zmiany jakości (<i>L</i>)	Jakość wykorzystywanych zasobów pracy (<i>Q</i>)
1994	9,1	9,7	0,6
1995	2,6	2,8	0,3
1996	0,6	1,1	0,5
1997	1,5	2,3	0,8
1998	0,8	1,6	0,9
1999	-3,2	-2,2	1,0
2000	-4,2	-3,9	0,3
2001	-3,2	-2,2	0,9
2002	-3,2	-2,2	1,1
2003	-3,7	-2,1	1,6
2004	0,8	2,5	1,7
2005	2,9	4,2	1,3
2006	4,2	4,9	0,7
Średnia 1994-2006	0,3	1,2	0,9
Skumulowany wzrost 1993-2006	4,1	16,9	12,2

Źródło: obliczenia własne

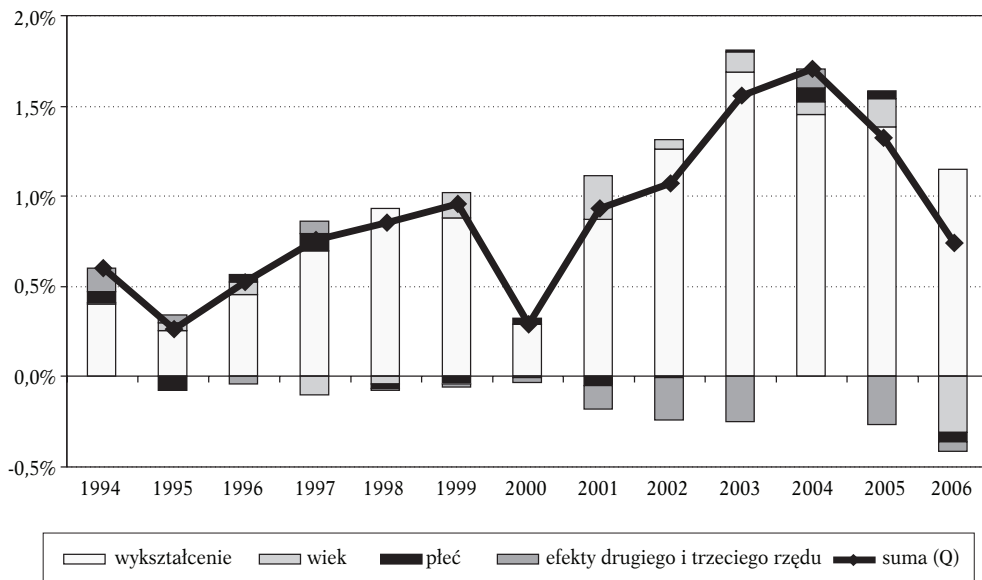
W analizowanym okresie nakład pracy mierzony liczbą przepracowanych godzin w gospodarce polskiej ulegał znacznym wahaniom, przyrastając w latach 1994-1998, silnie spadając w latach 1999-2003, by od 2004 r. ponownie rosnąć. Ostatecznie łączna liczba przepracowanych godzin w 2005 r. była o 4,1% wyższa niż w roku 1993. Prezentowane wyniki wskazują jednocześnie, że w tym samym okresie efektywny (a więc skorygowany o zmiany jakości) nakład pracy wzrósł o 16,9%. W latach objętych analizą obserwowaliśmy więc znaczną poprawę struktury wykorzystywanych zasobów pracy – zwiększył się łączny czas pracy pracowników charakteryzujących się relatywnie wysoką krańcową produktywnością pracy. Poprawa przeciętnej jakości nakładu pracy w Polsce miała charakter systematyczny – wzrost odnotowano w każdym roku objętym analizą.

Dekompozycja zmian jakości wykorzystanych zasobów pracy (por. wykres 4) wskazuje, że jej wzrost wynikał głównie z poprawy struktury wykształcenia (średni roczny wkład 0,9 pkt proc.). Czynnikiem ten odpowiadał również za większość wahań indeksu jakości wykorzystanych zasobów pracy w poszczególnych latach. Przeciętny efekt zmian struktury płci i wieku był znikomym, podobnie można określić średni łączny wpływ efektów drugiego i trzeciego rzędu.

Zgodnie z przedstawionymi w rozdziale drugim założeniami zastosowanej przez nas metody, zmiana indeksu jakości wykorzystanych zasobów pracy może

wynikać zarówno ze zmian w jej strukturze, lecz także ze zmian relatywnych wynagrodzeń pomiędzy wyodrębnionymi grupami. Wpływ obu procesów można wyodrębnić wliczając indeks jakości wykorzystywanych zasobów pracy przy założeniu stałej struktury wynagrodzeń, np. z pierwszego roku badania. Wyniki przedstawiono w tablicy 3.

Wykres 4. Dekompozycja zmian jakości wykorzystywanych zasobów pracy – wariant bazowy



Źródło: obliczenia własne

Prezentowane wyniki wskazują, że w analizowanym okresie wzrost jakości wykorzystywanych zasobów pracy w Polsce wynikał głównie z poprawy jej struktury, czyli wzrostu udziału grup charakteryzujących się relatywnie wyższą krańcową produktywnością w ogólnej liczbie przepracowanych godzin. Efekt zmian relatywnych płac był również dodatni, aczkolwiek znacznie mniejszy co do skali. Wskazuje on jednak, że w omawianym okresie struktura wynagrodzeń zmieniła się korzystnie dla najbardziej produktywnych grup pracowników. W prezentowanym modelu zjawisko to interpretuje się jako relatywny wzrost zróżnicowania krańcowego produktu pracy pomiędzy nisko i wysoko produktywnymi grupami. W rzeczywistości przyczyny zmian płac relatywnych mogą być inne¹¹, stąd uzyskane w tym etapie wyniki można częściowo traktować jako element analizy wrażliwości.

¹¹ Na przykład, odnotowana zmiana relatywnych płac mogła wynikać ze wzrostu siły przetargowej bardziej produktywnych pracowników, co z kolei mogło mieć związek z procesami globalizacyjnymi (por. np. [Feenstra i Hanson, 1996]). Z drugiej strony warto zauważyć, że obserwowane zmiany struktury zasobów pracy były co do kierunku analogiczne do zmian w całej populacji Polski, w tym tych o charakterze demograficznym (por. część trzecia). Sugeruje to, że zmiany kompozycji wykorzystywanych zasobów pracy miały swoje źródła w zmianach podaży. Sytuacja

Tablica 3

Wpływ zmian struktury zasobów pracy i relatywnych płac

	Średnia roczna zmiana 1993-2005 (%)	
	Wariant bazowy	Stale płace (z 1993 r.)
Indeks jakości, w tym:	0,9	0,7
Wykształcenie	0,9	0,7
Wiek	0,0	0,0
Płeć	0,0	0,0

Źródło: obliczenia własne

Brak podobnych badań dla innych krajów o charakterystykach zbliżonych do gospodarki polskiej (np. inne gospodarki przechodzące proces transformacji) utrudnia umiejscowienie uzyskanych wyników w kontekście międzynarodowym, trudno jest więc ocenić, w jakim stopniu obserwowane procesy należy uznać za czynnik poprawiający konkurencyjność Polski w regionie. Uzyskane przez nas wyniki można więc zestawić jedynie z badaniami przeprowadzonymi dla krajów wysoko rozwiniętych.

Na tle gospodarek rozwiniętych uzyskane przez nas wyniki dla Polski jawią się raczej korzystnie. Obliczenia [Bell, Burriel-Llombarta i Jonesa, 2005] wskazują na średni roczny wzrost jakości wykorzystywanych zasobów pracy w Wielkiej Brytanii o 0,67 pkt proc. w latach 1975-2002, przy ok. 0,8 pkt proc. w ostatnich ośmiu latach próby. Analogiczne obliczenia przeprowadzone przez [Ho i Jorgensona, 1999] dla gospodarki amerykańskiej w latach 1985-1995 wskazują na wzrost o ok. 0,4 pkt proc. Z kolei [Card i Frejman, 2002] szacują średni roczny wzrost jakości wykorzystywanych zasobów pracy w zachodnich Niemczech w latach 1979-1999 zaledwie na ok. 0,2 pkt proc.

Analiza wrażliwości

Jak wspomniano w części drugiej, przeprowadzone szacunki zmian jakości zasobów pracy bazują na kilku stosunkowo mocnych założeniach, z których za szczególnie istotne należy uznać proporcjonalność (nieobserwowanych) krańcowych produktów pracy i (obserwowanych) przeciętnych kosztów pracy pomiędzy poszczególnymi grupami pracowników. Celem niniejszej części jest

ta wydaje się uwiarygodniać proponowaną interpretację modelową, ponieważ przynajmniej w standardowych modelach rynku pracy, wzrost podaży danego typu pracowników powinien prowadzić do spadku, a nie wzrostu ich relatywnych płac. Warto jednak zaznaczyć, że przy bardziej złożonym opisie zmian na rynku pracy (np. teoria postępu technicznego ukierunkowanego na pracowników wysoko wykwalifikowanych z silnym efektem skali rynku – por. np. [Acemoglu, 2002]) sytuacja może być odmienna. Interpretację komplikuje dodatkowo fakt, że wzrostowi podaży pracowników wysoko wykwalifikowanych na rynku pracy w Polsce towarzyszyła przeciwna tendencja w skali globalnej, związana z przyłączeniem się do światowego rynku krajów o niskich kosztach wytwarzania (por. [Freeman, 2005]).

próba odpowiedzi na pytanie, czy tego typu obciążenie może w sposób istotny zaburzać uzyskane wyniki.

W tym celu prezentowane obliczenia powtórzono na trzech podpróbach: wyłączając pracowników sektora państwowego, wyłączając osoby pracujące na niepełny etat oraz wyłączając osoby pracujące w sektorze rolniczym. Ze względu na nieprecyzyjne oznaczenia sektorów oraz zbyt małą reprezentację w niektórych przekrojach, analiza pomija dwa pierwsze lata próby. Wyniki przedstawiono w tablicy 4.

Tablica 4

Analiza wrażliwości

	Średnia roczna zmiana 1995-2006 (%)			
	Wariant bazowy	Sektor prywatny	Pracownicy pełnoetatowi	Sektor pozarolniczy
Indeks jakości, w tym:	1,0	1,2	1,2	0,9
Wykształcenie	1,0	1,0	1,1	1,0
Wiek	0,0	0,3	0,2	0,1
Płeć	0,0	0,0	0,0	0,0

Źródło: obliczenia własne

Istnieje wiele przyczyn, dla których założenie proporcjonalności krańcowego produktu pracy i kosztu pracy może nie być spełnione w przypadku pracowników sektora publicznego. Wśród najbardziej oczywistych warto wymienić: silniejszą ochronę socjalną pracowników, wynikające z różnych przepisów uregulowania dotyczące limitów wynagrodzeń, stosunkowo słabiej rozwinięty system motywacyjny, silne uzależnienie wynagrodzeń od stażu pracy (często niezależne od jakości wykonywanych zadań) czy też trudności z pomiarem wartości rynkowej usług generowanych np. w administracji publicznej. Pomimo powyższych zastrzeżeń, ograniczenie analizy do pracowników sektora prywatnego nie prowadzi do istotnej zmiany wyników w porównaniu z uwzględniającym całą próbę wariantem bazowym. Nieco większa poprawa jakości zasobów pracy wykorzystywanych w sektorze prywatnym wynikała wyłącznie z poprawy struktury wieku.

Zasadność wyłączenia pracowników niepełnoetatowych¹² motywowana jest ich słabszą siłą przetargową, w związku z czym uzyskiwane przez nich wynagrodzenia mogą być niższe niż wynikałoby to z ich krańcowego produktu pracy. Powtórzenie analizy dla podpróby złożonej z pracowników pełnoetatowych nie prowadzi jednak do dużej zmiany oszacowań uzyskanych w wariantcie bazowym.

¹² Przyjęta w tym miejscu definicja pracownika niepełnoetatowego ma charakter umowny i różni się w dwóch podokresach próby ze względu na dokonaną w 2001 r. zmianę pytania w ankiecie BAEL. Tak więc, do 2000 r. pracownik niepełnoetatowy zdefiniowany jest jako osoba pracująca dorywczo, od 2001 r. natomiast jako osoba zatrudniona na okres poniżej 1 roku. Ze względu na wynikający z tej zmiany brak porównywalności pomiędzy rokiem 2000 a 2001, średnia roczna zmiana jakości pracy z tablicy 4 dla pracowników niepełnoetatowych wyliczona jest z pominięciem dynamiki w 2001 r.

Ograniczenie analizy do sektora pozarolniczego uzasadniać można specyfiką branży rolniczej. W szczególności, trudności z utożsamianiem krańcowego produktu pracy rolników z ich dochodem związane mogą być m.in. z nietowarowym (nierynkowym) charakterem części działalności rolniczej oraz faktem istnienia ukrytego bezrobocia na wsi. Okazuje się jednak, że wyłączenie z analizy sektora rolniczego nie prowadzi do istotnej zmiany wyników w porównaniu z wariantem bazowym.

Przeprowadzoną powyżej analizę wrażliwości trudno jest oczywiście uznać za rozstrzygającą. Niemniej jednak fakt, iż przedstawione warianty nie prowadzą do rozbieżnych wyników w porównaniu z wariantem bazowym sugeruje, że sygnalizowane problemy związane z aproksymowaniem krańcowego produktu pracy przeciętnym kosztem pracy być może nie są tak duże, jakby się mogło wydawać *ex ante*.

Konsekwencje dla rachunku wzrostu

Analiza zmian jakości zasobów pracy jest interesującym tematem badawczym sama w sobie, niemniej prezentowane powyżej wyniki wykorzystać można także do oceny źródeł wzrostu gospodarczego w Polsce w omawianym okresie. Prosty i bardzo popularnym narzędziem stosowanym w tego typu analizach jest rachunek wzrostu. Zasadniczo polega on na rozbiciu obserwowanej zmiany wytwarzanego produktu (zazwyczaj PKB) na udział tzw. pierwotnych czynników wytwórczych (jak praca i kapitał) oraz uzyskiwanej rezydualnie produktywności (ang. *total factor productivity* – TFP), utożsamianej często z postępem technicznym¹³.

Standardowy rachunek wzrostu opiera się na funkcji produkcji typu Cobba-Douglassa o stałych korzyściach skali i traktuje czynniki produkcji jako kategorie jednorodne. Jak jednak pokazuje m.in. praca [Jorgensona, Gollopa i Fraumeni, 1987], dezagregacja nakładów na klasy różniące się pomiędzy sobą jakością może istotnie zmienić oszacowanie wpływu zmian produktywności na wzrost gospodarczy. Stosując standardową parametryzację rachunku wzrostu, zakładającą elastyczność produktu względem pracy na poziomie ok. 2/3, w oparciu o szacunki przedstawione w części piątej można wyliczyć, że w latach 1993-2005 średni roczny wkład zmian jakości nakładu pracy do tempa wzrostu PKB w Polsce wynosił ok. 0,6 pkt proc. O tyle też należałoby pomniejszyć uzyskane taką metodą rezydualne oszacowanie zmian produktywności (TFP)¹⁴.

¹³ Podstawy rachunku wzrostu wyłożone zostały przez [Solowa, 1957]. Bardziej zaawansowane podejście można znaleźć np. u [Diewerta i Morrisona, 1986].

¹⁴ Warto zaznaczyć, że rachunek wzrostu traktuje nakłady czynników produkcji oraz postęp techniczny jako zmienne niezależne, prezentowane wyliczenia należy więc interpretować w kategoriach *ceteris paribus*. Pełne oszacowanie wpływu zmian jakości wykorzystywanych zasobów pracy na wzrost gospodarczy powinno m.in. uwzględniać oddziaływanie kapitału ludzkiego na proces dyfuzji technologii w duchu [Nelsona i Phelps, 1966] oraz na proces akumulacji kapitału rzeczowego.

W niniejszym artykule procedurze dezagregacji poddano nakład pracy. Z oczywistych względów również zasób kapitału trudno jest uznać za kategorię jednorodną¹⁵. Tego typu badania można uznać za komplementarne względem prac poświęconych identyfikacji źródeł wzrostu gospodarczego w Polsce z wykorzystaniem rachunku wzrostu opartego na standardowych miarach nakładów czynników produkcji (por. np. [Doebeli i Kolasa, 2005]). Uwzględnienie zmian jakości czynników wytwórczych nie jest wprawdzie w stanie podważyć głównego wniosku z tego typu analiz, zgodnie z którym dominującym źródłem wzrostu gospodarczego w Polsce w okresie transformacji były zmiany produktywności, niemniej pozwala na chociaż częściowe rozjaśnienie „miary naszej niewiedzy”, jak trafnie [Abramovitz, 1993] określa oszacowania TFP uzyskane w wyniku zastosowania standardowego rachunku wzrostu.

Podsumowanie

Standardowe miary nakładu pracy, opierające się na liczbie osób pracujących lub liczbie przepracowanych godzin, traktują wykorzystywane zasoby pracy jako wielkość homogeniczną. O ile jednak takie miary mogą być czasem zadowalające z punktu widzenia uproszczonej analizy potencjału demograficznego lub napięć na rynku pracy (rozumianych jako równowaga pomiędzy popytem na pracę a jej podażą), dostarczają one niepełnej informacji co do zmian kapitału ludzkiego jako czynnika determinującego potencjał gospodarczy.

W niniejszym badaniu podjęto próbę skwantyfikowania zmian jakości wykorzystywanych zasobów pracy w Polsce w okresie od wczesnych lat transformacji do dziś. W tym celu posłużono się jednostkowymi danymi BAEL, na podstawie, których dokonano podziału populacji pracujących na w przybliżeniu homogeniczne grupy. Założono przy tym, że podstawowymi charakterystykami różnicującymi osoby pracujące pod względem produktywności są wykształcenie, wiek i płeć.

Otrzymane wyniki wskazują, że jakość wykorzystywanych zasobów pracy w Polsce rosła w latach 1993-2006 średnio o 0,9% rocznie, co prowadziło do zwiększenia średniego rocznego tempa wzrostu gospodarczego o ok. 0,6 pkt proc. W przeciwieństwie do zagregowanej liczby przepracowanych godzin, zmiana jakości wykorzystywanych zasobów pracy była dodatnia w każdym roku objętym analizą. Głównym czynnikiem zwiększającym jakość pracy w Polsce była poprawa struktury osób pracujących pod względem wykształcenia. Wstępna analiza wrażliwości sugeruje, że powyższe wnioski są dosyć odporne na pewne upraszczające założenia, na których opiera się zastosowana metoda.

Pomimo tego optymistycznego wniosku, wartościowym uzupełnieniem prezentowanego badania byłoby powtórzenie go wykorzystując alternatywne zbiory danych jednostkowych, na przykład ze statystyki przedsiębiorstw lub badań budżetów gospodarstw domowych. Skonfrontowanie tak uzyskanych wyników

¹⁵ Próbę oszacowania zmian jakości kapitału w Polsce w ostatnich latach podejmują prace [Piątkowskiego, 2004] oraz [Gradzewicza, 2006].

z rezultatami prezentowanymi w niniejszej pracy umożliwiłoby określenie skali ewentualnego ich obciążenia, związanego z prawdopodobnym zaniżaniem deklarowanych wynagrodzeń przez bardziej produktywne osoby ankietowane w ramach BAEL. Warto jednak zaznaczyć, że zjawisko to mogłoby prowadzić do zaniżenia, a nie zawyżenia naszych szacunków. Jego ewentualny wpływ nie podważyłby, więc głównego wniosku niniejszej pracy, jakim jest istotny i dodatni efekt zmian jakości wykorzystywanych zasobów pracy w Polsce w analizowanym okresie.

Bibliografia

- Abramovitz M., [1993], *The Search for the Sources of Growth: Areas of Ignorance, Old and New*, „Journal of Economic History” 53, s. 217-243.
- Acemoglu D., [2002], *Directed Technical Change*, „Review of Economic Studies” 69, s. 781-810.
- Arrow K.J., [1973], *Higher Education as a Filter*, „Journal of Public Economics” 2, s. 193-216.
- Barro R.J., Lee J., [1996], *International measures of Schooling Years and Schooling Quality*, „American Economic Review” 86(2), s. 218-223.
- Becker G., [1985], *Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor*, „Journal of Labor Economics” 3, s. 33-58.
- Becker G., [1993], *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special reference to Education*, University of Chicago Press, Chicago & London.
- Bell V., Burriel-Llombart P., Jones J., [2005], *A quality-adjusted labour input series for the United Kingdom (1975-2002)*, „Bank of England Working Paper” No. 289.
- Benhabib J., Spiegel M.M., [1994], *The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data*, „Journal of Monetary Economics” 34, s. 143-173.
- Bukowski M., Magda I., Marć Ł., Zawistowski J., [2006], *Źródła i perspektywy wzrostu produktywności w Polsce*, Instytut Badań Strukturalnych, Warszawa.
- Card D., Freeman R., [2002], *What have two decades of British economic reform delivered?*, „NBER Working Paper” No. 8801.
- Christensen L.R., Jorgenson D.W., Lau L.J., [1973], *Transcendental Logarithmic Production Frontiers*, „Review of Economics and Statistics” 55, s. 26-45.
- Cohen D., Soto M., [2001], *Growth and Human Capital: Good data, good results*, „Center for Economic Policy Research Discussion Paper” No. 3025.
- Czyżewski A.B., [2002], *Wzrost gospodarczy a popyt na pracę*, „Bank i Kredyt” 11-12, s. 123-133.
- Diewert E.W., [1976], *Exact and Superlative Index Numbers*, „Journal of Econometrics” 4, s. 115-146.
- Diewert W.E., Morrison C.J., [1986], *Adjusting Output and Productivity Indexes for Changes in the Terms of Trade*, „Economic Journal” 96, s. 659-679.
- Doebeli B., Kolasa M., [2005], *Rola zmian cen dóbr handlowych we wzroście dochodu krajowego Polski, Czech i Węgier*, „Gospodarka Narodowa” 9, s. 25-45.
- Florczak W., Sabanty L., Welfe W., [2001] *Szacunek kapitału ludzkiego*, „Wiadomości Statystyczne” nr 5, s. 15-24.
- Feenstra R.C., Hanson G.H., [1996], *Globalization, Outsourcing, and Wage Inequality*, „American Economic Review” 86, s. 240-45.
- Freeman R.B., [2005], *The Great Doubling: Labor in the New Global Economy*, Usery lecture in labor policy, University of Atlanta.
- Góra M., [1992], *Nadmierne zatrudnienie w gospodarce: przyczyny, skala i możliwe skutki*, [w:] *Rynek pracy w trakcie transformacji systemowej w Polsce*, (red.) U. Sztanderska, Uniwersytet Warszawski.

- Gradzewicz M., [2006], *Szacunek strumienia usług kapitału*, mimeo, NBP.
- Grajek M., [2003], *Gender Pay Gap in Poland*, „Economics of Planning” Springer 36(1), s. 23-44
- GUS, [2002], *Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności w latach 1992-2001*, Warszawa.
- GUS, [2006], *Aktywność Ekonomiczna Ludności Polski w IV kw. 2006 roku*, Warszawa.
- GUS, [2006], *Budżety Gospodarstw Domowych w 2006 roku*, Warszawa.
- Ho M.S., Jorgenson D.W., [1999], *The Quality of the U.S. Work Force, 1948-95*, mimeo, Harvard University.
- Jorgenson D.W., Gollop F.M., Fraumeni B.M., [1987], *Productivity and U.S. Economic Growth*, Harvard University Press, Cambridge MA.
- Kornai J., [1985], *Niedobór w gospodarce*, PWE, Warszawa.
- Kot S.M., Podolec B., Ulman P., [1999], *Problem dyskryminacji płacowej ze względu na płeć*, [w:] *Analiza ekonometryczna kształtowania się płac w Polsce w okresie transformacji*, (red.), S.M. Kot, PWN, Warszawa, Kraków.
- Kucharski L., Wiaderek K., [2005], *Jakość siły roboczej a bezrobocie w Polsce*, „Ekonomista” 4, s. 501-513.
- Mankiw N.G., Romer D., Weil D.N., [1992], *A contribution to the Empirics of Economic Growth*, „Quarterly Journal of Economics” 107, s. 407-437.
- Nelson R.R., Phelps E.S., [1966], *Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth*, „American Economic Review” 56, s. 69-75.
- Newell A., [2001], *The Distribution of Wages in Transition countries*, „Institute for the Study of Labour Discussion Paper” No. 267, Bonn.
- Newell A., Socha M., [2002], *The rising non-manual wage premium in Poland*, „University of Sussex Discussion Paper” No. 89, Sussex.
- Newell A., Socha M., [2007], *The Polish Wage Inequality Explosion*, „Institute for the Study of Labour Discussion Paper” No. 2644, Bonn.
- Piątkowski M., [2004], *Wpływ technologii informacyjnych na wzrost gospodarczy i wydajność pracy w Polsce w latach 1995-2000*, „Gospodarka Narodowa” 1-2, s. 37-52.
- Socha M., Sztanderska U., [2000], *Strukturalne podstawy bezrobocia w Polsce*, PWN, Warszawa.
- Solow R.M., [1957], *Technical Change and the Aggregate Production Function*, „Review of Economics and Statistics” 39, s. 312-320.
- Spence M.A., [1973], *Job Market Signaling*, „Quarterly Journal of Economics” 87, s. 355-374.

CHANGES IN LABOR INPUT QUALITY IN POLAND

Summary

The paper aims to quantify changes in the quality of Poland's working population in 1993-2006. An important drawback of standard measures of labor input, such as the number of people employed or total hours worked, is that they treat the labor force as a homogenous entity. The starting point for calculating effective labor input in this paper is to loosen this assumption by disaggregating employment into groups within which the homogeneity assumption would be more valid. The subsequent aggregation explicitly takes into account the diversity of the marginal product of labor between the groups, using the average wage as a proxy. The empirical analysis is based on microeconomic data from a labor force survey. Education, age and sex were considered as important criteria in accounting for the heterogeneity of labor productivity. The

analysis shows that labor input quality in Poland grew in 1993-2006 at an annual average rate of 0.9 percent, adding 0.6 percentage points to the average annual GDP growth rate. The main factor behind the improved quality of labor was an improvement in the educational structure of the working population.

Keywords: labor input, human capital, productivity