

Efektywna podaż pracy a wzrost gospodarczy¹

Wprowadzenie i interpretacja kluczowych pojęć

Problematyka modelowania i prognozowania rynku pracy stanowi centralny punkt zainteresowań zarówno teorii ekonomii, jak i praktyki gospodarczej. Wynika to przede wszystkim ze znaczenia, jakie zagadnienia te mają dla harmonijnego, niezakłóconego perturbacjami społecznymi, funkcjonowania gospodarki narodowej oraz postrzegania tych zagadnień przez opinię publiczną. Wysoka stopa bezrobocia jest czynnikiem, który *per se* prowadzić może do negatywnego społecznego odbioru ogólnego stanu gospodarki i ekipy rządzącej. Biorąc pod uwagę zarówno bieżącą sytuację społeczno-ekonomiczną Polski, jak i perspektywę dłużej, jest pewne, iż rynek pracy stanowić będzie kluczowy przedmiot polityki makroekonomicznej.

Rynek pracy w wąskim, makroekonomicznym rozumieniu obejmuje:

- a) popyt na siłę roboczą = liczba pracujących (ND),
- b) podaż siły roboczej = liczba osób pracujących + liczba bezrobotnych (NS),
- c) bezrobocie (UN).

Powyższe makroagregaty łączy następująca tożsamość:

$$NS_t \equiv ND_t + UN_t \quad (1)$$

Wynika z niej ważny – chociaż nie w pełni uświadamiany przez wszystkich praktyków modelowania rynku pracy – wniosek, iż jedynie dwie z powyższych składowych mogą być objaśnione jako relacje behawioralne (stochastyczne), pozostała zaś musi być wyznaczona w sposób tożsamościowy. W przypadku próby przyczynowo-skutkowego objaśnienia wszystkich komponentów relacji (1), konieczne jest zastosowanie określonego schematu bilansowania (patrz np. [Florczak, 2003]), tak aby w efekcie wartości teoretyczne spełniały równość (1).

Rynek pracy jest ściśle powiązany z rynkiem produktu, co zwięźle wyraża następująca fundamentalna tożsamość:

$$X_t \equiv ND_t \cdot WYD_t \quad (2)$$

* Autor jest pracownikiem Katedry Modeli i Prognoz Ekonometrycznych Uniwersytetu Łódzkiego. Artykuł wpłynął do redakcji w październiku 2008 r.

¹ Opracowanie powstało w ramach projektu „Stopa bezrobocia równowagi i efektywna podaż pracy w Polsce”, realizowanego pod kierunkiem naukowym prof. dr hab. Elżbiety Kryńskiej.

gdzie:

X – produkcja (PKB),

WYD – wydajność na jednego pracującego.

Tożsamość (2) jest użyteczna w analizie związku pomiędzy wydajnością pracy, a materialną zamożnością danego społeczeństwa. Jednakże najbardziej powszechnym indykatorem dobrobytu, wykorzystywanym zarówno w porównaniach międzynarodowych, jak i dla rejestracji zmian w czasie przeciętnego poziomu zamożności danego społeczeństwa, jest poziom PKB *per capita*².

W celu uwypuklenia znaczenia czynników demograficznych oraz społecznych – przy jednoczesnym uwzględnieniu determinant ekonomicznych – dla długookresowego wzrostu gospodarczego warto tożsamość (2) – po obustronnym podzieleniu przez liczbę ludności ogółem (N_t) – rozłożyć na następujące składowe (por. [Landmann, 2004]):

$$XCAP_t \equiv GDPH_t \cdot AVH_t \cdot REM_t \cdot RLF_t \cdot DEP_t \quad (3)$$

gdzie:

$XCAP_t = PKB/N$ – PKB *per capita*,

$GDPH_t = PKB/\text{Przepracowane roboczogodziny ogółem}$ – wydajność pracy na jedną roboczogodzinę,

$AVH_t = \text{Przepracowane roboczogodziny ogółem}/\text{Liczba pracujących}$ (ND_t) – przeciętna liczba godzin pracy w roku na pracującego,

$REM_t = \text{Liczba osób pracujących}/\text{Podaż siły roboczej}$ – współczynnik zatrudnienia (*employment rate*),

$RLF_t = \text{Podaż siły roboczej}/\text{Liczba ludności w wieku produkcyjnym}$ – współczynnik aktywności zawodowej,

$DEP_t = \text{Liczba ludności w wieku produkcyjnym}/\text{Liczba ludności ogółem}$ – współczynnik struktury demograficznej (*dependency ratio*).

Z zależności (3) wynika, iż o długookresowym wzroście gospodarczym decydują zarówno uwarunkowania ekonomiczne, jak i demograficzne oraz społeczne. Stąd analizy empiryczne, zorientowane na prognozowanie średnio, a zwłaszcza długookresowego wzrostu gospodarczego, uwzględniające jedynie ekonomiczne mechanizmy wzrostu, prowadzić mogą do licznych trudno interpretowalnych wyników, przejawiających się np. niestabilnością parametrów strukturalnych opisujących zależność pomiędzy wysokością produkcji a popytem na pracę (dokładniej na liczbę pracujących). Długookresowe zmiany elastyczności zagregowanego, efektywnego popytu na pracę (liczbę pracujących) względem produkcji wynikać mogą bowiem nie tylko ze zmian technologicznych czy

² Pozycja PKB *per capita* jako uniwersalnego miernika przeciętnego poziomu zagregowanej zamożności wciąż wydaje się niepodważalna, pomimo iż miara ta akcentuje znaczenie jedynie materialnych aspektów związanych z percepcją dobrobytu, a stąd charakteryzuje się licznymi słabościami, których – przynajmniej częściowo – pozbawione są inne, alternatywne indykatory rozwoju społeczno-ekonomicznego (patrz np. [Florczak, 2008a]).

strukturalnych (uosobionych przez czynnik *GDPH* we wzorze (3)), ale również z przyczyn demograficznych, z powodu zmian w długości przepracowanego czasu czy wysokości współczynnika aktywności zawodowej, czy wreszcie – mogą wynikać ze zmian w jakości siły roboczej, a zatem ze zmian w poziomie kapitału ludzkiego (również *implicite* zawartych w zmiennej *GDPH*). Innymi słowy, z punktu widzenia producenta, utożsamianie efektywnego popytu na pracę z liczbą osób pracujących nie jest właściwe. Nawet przy stałym efektywnym popycie na pracę – rozumianym jako zagregowany nakład szeroko rozumianego czynnika ludzkiego, wykorzystywanego w procesie produkcji – popyt na pracujących ulegać może – ze względów wymienionych wcześniej – zmianie. Spostrzeżenie to prowadzi bezpośrednio do operacyjnej definicji efektywnej podaży siły roboczej, wykorzystywanej w niniejszym badaniu.

W dalszych rozważaniach przez efektywną podaż siły roboczej rozumieć będziemy nakład czynników, związanych bądź bezpośrednio, bądź pośrednio³ z człowiekiem – jako ich jedynym nośnikiem – warunkujących długookresowy wzrost gospodarczy *per capita*. Łatwo zauważyć, iż definicja taka różni się znacząco od klasycznej definicji podaży siły roboczej danej wzorem (1), zaś występujące między nimi główne różnice łatwo zidentyfikować porównując wzory (2) i (3). Po pierwsze, w przyjętej w opracowaniu definicji, kategorię wzrostu gospodarczego zastąpiono kategorią wzrostu gospodarczego *per capita*, co – jak się wydaje – lepiej odpowiada faktycznemu przedmiotowi zainteresowań polityki makroekonomicznej, zaś w aspekcie merytorycznym pozwala na bezpośredni pomiar wpływu uwarunkowań demograficznych (*DEP*) na wzrost gospodarczy. Po drugie, kategorię „wydajność na pracującego” zastąpiono kategorią „wydajność na roboczogodzinę”, co pozwala uwzględnić wpływ zmian na wysokość produkcji (PKB) średniego czasu przepracowanego na pracującego. Po trzecie, w przyjętej definicji podaży pracy uwzględniony jest *implicite* wpływ kapitału ludzkiego na wysokość produkcji, realizujący się za pośrednictwem zmiennej *GDPH*. Według bowiem współczesnych teorii wzrostu endogenicznego zmiany wydajności pracy są m.in. funkcją kapitału ludzkiego.

Łatwo zauważyć, iż w przypadku przyjęcia mało realistycznego założenia o niezmienności w czasie wymienionych powyżej elementów, definicja tradycyjnej podaży siły roboczej oraz definicja efektywnej podaży siły roboczej – przyjęta w opracowaniu – są sobie równoważne. Składowa *RLF*, którą można interpretować w kategoriach tradycyjnie rozumianej podaży siły roboczej, nie jest jednak niezależna od wartości, jakie przyjmują pozostałe składowe we wzorze (3). Zatem pełna analiza uwarunkowań wzrostu gospodarczego *per capita*, prowadzona przez pryzmat efektywnej podaży siły roboczej, powinna uwzględniać – nawet na wysokim szczeblu agregacji – wszystkie wymienione czynniki.

³ Przez związek pośredni należy rozumieć tutaj czynniki, których samoistne istnienie, w oderwaniu od człowieka, nie małoby sensu (średnia długość przepracowanego czasu pracy, kapitał ludzki).

Warto zauważyć, iż zaproponowana w badaniu definicja efektywnej podaży siły roboczej nie jest kompatybilna z koncepcją stopy bezrobocia NAWRU i wynikającej zeń definicji efektywnej podaży siły roboczej, rozumianej jako suma pracujących plus stopa bezrobocia NAWRU. Jednakże wyznaczenie efektywnej stopy bezrobocia według koncepcji przyjętej w niniejszym opracowaniu pozwala porównać ją z wynikami uzyskanymi w innych pracach, analizujących wysokość stopy bezrobocia NAWRU dla Polski. W empirycznych badaniach nad stopą bezrobocia NAWRU nie bierze się bowiem pod uwagę uwarunkowań omówionych powyżej, a zatem przyjmuje się *implicite*, iż siła robocza jest kategorią w pełni jednorodną, zaś średni czas pracy nie ulega zmianie. Porównanie takie pozwoliłoby zatem odpowiedzieć na pytanie, czy stopa bezrobocia, wyznaczona z uwzględnieniem kapitału ludzkiego, nie okaże się niższa od stopy bezrobocia NAWRU, co stanowiłoby sygnał, iż poziom bezrobocia wyznaczony według koncepcji NAWRU może przeszacowywać efektywny potencjał produkcyjny tej części siły roboczej, która zawarta jest w liczbie bezrobotnych. Tym samym, jak należy przypuszczać, inflacyjne efekty wynikające z szybkiego obniżania stopy bezrobocia, mogą pojawić się wcześniej niż wskazuje na to stopa NAWRU. Oczywiście, w przypadku przeciwnym sygnalizowane wątpliwości nie mają miejsca.

W niniejszym artykule omówiono zwięźle kształtowanie się determinantów długookresowego wzrostu gospodarczego – zawartych we wzorze (3) – dla Polski w latach 1970-2005. Podjęto również próbę szacunku efektywnej podaży siły roboczej, z uwzględnieniem efektów związanych z kapitałem ludzkim. Ponadto analizie ekonometrycznej poddano zmiany średniego przepracowanego czasu pracy.

Boźce wpływające na kształtowanie się poszczególnych komponentów długookresowego wzrostu gospodarczego *per capita* są różnorodnej proveniencji: ekonomicznej, społecznej oraz demograficznej. Ich oddziaływanie na rozważane zmienne ma na ogół charakter długookresowy, zwłaszcza w przypadku czynników demograficznych i społecznych. Stąd wydaje się wskazane oparcie analizy o dane o częstotliwości rocznej i odpowiednio długim przedziale czasowym. Jak zwykle w przypadku długoletnich szeregów czasowych pojawiają się liczne problemy związane z przygotowaniem jednorodnej bazy danych. Wynikają one z częstych zmian definicji i zakresu wielu kategorii ekonomicznych, zróżnicowania źródłowego materiału statystycznego (poziomy, dynamiki, tempa wzrostu, wielkości przeliczeniowe), ewidencyjnego dualizmu czy wreszcie zmian klasyfikacyjnych rachunków narodowych. Pomimo iż w dużym stopniu utrudnia to konstruowanie jednolitej bazy danych, nie czyni tego jednak zadaniem niemożliwym do wykonania. Stosując bowiem odpowiednie techniki przeszacowań lub wskaźniki udziałów (patrz [Florczak, 2003, 2006a]) możliwe jest przygotowanie względnie jednorodnego banku danych.

W niniejszym badaniu wykorzystano roczne bazy danych modeli gospodarki narodowej serii W8, konstruowane i aktualizowane w Katedrze Modeli i Prognoz Ekonometrycznych Uniwersytetu Łódzkiego. Dane demograficzne zaczerpnięto z roczników demograficznych GUS, zaś informacje dotyczące aktywności zawo-

dowej ludności – z baz danych BAEL. Wielokrotnie konieczne okazywały się liczne modyfikacje danych źródłowych, w tym interpolacje w ramach dostępnych obserwacji (np. w celu wygenerowania pracujących według płci i wieku, dla których pełne dane dostępne są jedynie w wynikach narodowych spisów powszechnych). Ogólnie przy konstrukcji operacyjnej bazy danych korzystano z technik i procedur opisanych w Florczak [2003] i [2006a]. W wyniku przytoczonego podejścia dostępna próba objęła 36 rocznych obserwacji za lata 1970-2005.

W badaniu ograniczono się jedynie do szacowania parametrów relacji długookresowych. Uzyskane rezultaty poddano pełnej weryfikacji statystycznej. W doborze narzędzi diagnostycznych kierowano się koniecznością sprawdzenia podstawowych właściwości statystycznych uzyskanych oszacowań, z uwzględnieniem realizacji tzw. schematu Gaussa-Markova (patrz np. [Welfe, 2004, s. 64-66]). Ze względu na ograniczenia natury technicznej, pominięto szczegóły metodologiczne związane z konstrukcją odpowiednich miar i testów. Ich opis czytelnik znajdzie w każdym współczesnym podręczniku do teorii ekonometrii (np. [Greene, 1993], czy [Welfe 2004]).

Dekompozycja składowych PKB *per capita* – ogólne tendencje

Na wstępie warto przyrzeć się historycznym trajektoriom wzrostu poszczególnych składowych wzoru (3). W tabelicy 1 przedstawiono poziomy wszystkich rozważanych zmiennych dla wybranych lat, w pięcioletnich odstępach (patrz wzór 3).

Obraz sytuacji, jaka wyłania się z analizy zawartości tabelicy 1 – gdy za punkt odniesienia przyjąć zmiany PKB *per capita* – streścić można następująco. Głównym motorem napędzającym jego wzrost były, w okresie objętym analizą, silnie rosnąca wydajność pracy na 1 roboczogodzinę, oraz – chociaż w znacznie mniejszej mierze – korzystne zmiany struktury demograficznej populacji⁴. Pozostałe czynniki przyczyniły się do spowolnienia dynamiki wzrostu gospodarczego, i to w znacznym stopniu. Dość powiedzieć, iż blisko czterokrotnemu wzrostowi wydajności w badanym okresie odpowiadał jedynie nieco ponad dwukrotny wzrost PKB *per capita*. Oznacza to, iż łączne zmiany długości czasu przepracowanego średniorocznie, współczynnika aktywności zawodowej oraz współczynnika zatrudnienia spowolniły wzrost PKB *per capita* dwukrotnie. Naturalnie, wpływ omawianych czynników na wzrost PKB *per capita* różnił się znacząco w poszczególnych latach i podokresach próby, co uwidacznia tablica 2.

⁴ W tym miejscu należy nadmienić, iż wniosek ten jest warunkowy względem wykorzystanej w badaniu miary struktury demograficznej, obejmującej w sposób zagregowany zarówno ludność w wieku przedprodukcyjnym, produkcyjnym jak i poprodukcyjnym (mianownik współczynnika *DEP*). Jego dalsza dekompozycja, mająca na celu kwantyfikację wpływu zmian udziałów populacji w wieku przedprodukcyjnym i poprodukcyjnym, prowadzi już – w kontekście rozważań prognostycznych – do wysoce pesymistycznych wniosków.

Tablica 1

Wartość PKB *per capita* oraz jego komponentów wybranych z okresu 1970-2005

Rok	PKB <i>per capita</i> (zł, ceny stałe 1995 r.) <i>XCAP</i>	Wydajność na 1 godzinę pracy (zł ceny stałe 1995 r.) <i>GDPH</i>	Liczba przepracowanych godzin na 1 pracującego w roku <i>AVH</i>	Współczynnik zatrudnienia <i>REM</i>	Współczynnik aktywności zawodowej <i>RLF</i>	Współczynnik struktury demograficznej <i>DEP</i>
1970	6198,382	6,042459	2148,003	1	0,847685	0,5633719
1975	8937,503	8,837844	2051,758	1	0,848862	0,5806395
1980	8977,578	9,0816621	1995,72	1	0,830592	0,5963571
1985	8512,86	9,5305224	1903,28	1	0,800316	0,5864011
1990	7975,341	10,579373	1771	0,957184	0,767638	0,5793205
1995	8807,794	14,148319	1717,688	0,835426	0,733398	0,5915207
2000	11516,11	18,449744	1759,892	0,840547	0,687543	0,6137166
2005	13389,38	23,659779	1681	0,816872	0,638425	0,6455331

Źródło: obliczenia własne na podstawie baz danych modeli serii W8, roczników statystycznych GUS, roczników demograficznych GUS, danych BAEL, danych opublikowanych w „Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej” GUS

Z wyjątkiem podokresu 1970-1975, we wszystkich analizowanych interwałach przypadających na system gospodarki nakazowo-rozdzielczej, tempa wzrostu wydajności były wyraźnie niższe niż dla okresu gospodarki transformowanej/rynkowej. Spadek przepracowanego czasu pracy miał miejsce głównie w trakcie funkcjonowania poprzedniego reżimu ekonomicznego, zaś w bieżącym systemie można mówić o jego stabilizacji. Oczywistym kosztem transformacji systemowej jest pojawienie się bezrobocia i niepełnego wykorzystania dostępnej podaży pracy, czego technicznym obrazem są ujemne wartości dla zmiennej *REM* w tablicy 2. Warto jednak podkreślić, iż niekorzystny wpływ zmian omawianej kategorii na tempo wzrostu PKB był w okresie historycznym malejący, zaś od roku 2004 jest dodatni.

Tablica 2

Średnioroczne, procentowe tempa wzrostu PKB *per capita* i jego składowych w podokresach

Lata	Symbol zmiennej	<i>XCAP</i>	<i>GDPH</i>	<i>AVH</i>	<i>REM</i>	<i>RLF</i>	<i>DEP</i>
1970-1975		7,59	7,90	-0,91	0,00	0,03	0,61
1976-1980		-1,44	-0,61	-0,84	0,00	-0,23	0,23
1981-1985		1,54	1,90	0,90	0,00	-0,82	-0,43
1986-1990		-2,48	1,67	-1,80	-1,09	-1,05	-0,21
1991-1995		4,46	6,74	0,02	-1,72	-0,94	0,49
1996-2000		5,40	6,97	0,12	-0,37	-1,96	0,75
2001-2005		3,56	4,96	-0,48	-0,02	-1,80	0,98

Źródło: obliczenia własne

W długim okresie w warunkach funkcjonowania gospodarki wolnorynkowej nie jest możliwe, aby współczynnik zatrudnienia ustawicznie malał, gdyż jego zmiany wynikają przede wszystkim z uwarunkowań popytowych i fazy cyklu koniunkturalnego, zatem naturalne jest jego długookresowe „falowanie”. Stąd, z perspektywy długoletniej o wiele istotniejsze, z punktu widzenia wzrostu gospodarczego, wydają się czynniki warunkujące zmiany podaży pracy⁵, *RLF*. W przypadku zaś tejże zmiennej w całym okresie próby obserwujemy niepokojące zmniejszanie się wartości współczynnika aktywności zawodowej.

Ze względu na znaczenie zmiennej *RLF* dla długookresowego wzrostu, ważne jest zidentyfikowanie przyczyn, dla których współczynnik aktywności zawodowej wykazuje tak niekorzystne zmiany. Z jednej strony bowiem, jeżeli spadek zagregowanej aktywności zawodowej spowodowany jest wzrostem współczynnika skolaryzacji dla wykształcenia wyższego, wówczas zmniejszenie zagregowanego współczynnika aktywności zawodowej będzie przejściowe, zaś wzrost kapitału ludzkiego powinien w przyszłości „z nawiązką” zrekomensować przejściowy spadek PKB *per capita* w okresie bieżącym. Z drugiej strony jednak, jeżeli spadek zagregowanego współczynnika aktywności zawodowej wynika ze zmniejszenia aktywności zawodowej osób w „sile wieku”, oraz wyraźnego obniżenia aktywności osób w wieku przedemerytalnym, wówczas utrzymanie zrównoważonego wzrostu będzie stało pod dużym znakiem zapytania, zwłaszcza jeżeli zjawiskom tym towarzyszyć będzie wzrastający odsetek osób w wieku poprodukcyjnym oraz malejący odsetek osób w wieku przedprodukcyjnym, czyli zjawisko szybkiego postarzenia społeczeństwa polskiego. Próba odpowiedzi na zasygnalizowane pytania wymaga dalszej dekompozycji zagregowanego współczynnika aktywności zawodowej według płci i wieku.

Negatywny wpływ malejącej aktywności zawodowej na wzrost gospodarczy był w okresie objętym analizą moderowany korzystnymi zmianami struktury demograficznej, przejawiającymi się wzrostem udziału populacji w wieku produkcyjnym do populacji ogółem, *DEP*. Apogeum omawianych zmian przypadło na ostatnie 10 lat objętych próbą, co pośrednio przyczyniło się do wprowadzenia licznych rozwiązań instytucjonalnych, celem których było zwiększenie współczynnika zatrudnienia, w myśl – całkowicie zdyskredytowanej na gruncie współczesnej analizy teoretycznej i empirycznej (patrz np. [Calmfors, Hoel, 1988], [Hunt, 1999], [Jacobson, Ohlsson, 2000], [Crepon, Kramarz, 2002], czy [Kapteyn, Kalwij, Zaidi, 2004]) – koncepcji: „pracujemy mniej – pracujemy wszyscy” (*work less work all*), określanej również mianem „dzielenia się pracą” (*work*

⁵ Mamy tutaj na myśli – zgodnie z tożsamością (3) – tradycyjnie rozumianą podaż pracy, czyli liczebność osób gotowych do podjęcia pracy w danych warunkach rynkowych, w odróżnieniu od efektywnej podaży pracy. Ta druga, zgodnie z operacyjną definicją przyjętą w niniejszym opracowaniu, obejmuje bowiem – bezpośrednio (*AVH*, *RLF*, *DEP*) lub pośrednio (kapitał ludzki wpływający na *GDPH*) – wszystkie, z wyjątkiem *REM*, komponenty PKB *per capita*, zawarte we wzorze (3). W nieco węższym rozumieniu, przyjętym w punkcie 3 opracowania, przez efektywną podaż pracy rozumieć będziemy zagregowaną miarę siły roboczej, uwzględniającą efekty wykształcenia (kapitał ludzki) oraz doświadczenia zawodowego (*learning by doing*), wyznaczoną w oparciu o równanie płac Mincera.

sharing). Efektem wprowadzenia emerytur pomostowych, świadczeń i zasiłków emerytalnych oraz innych rozwiązań instytucjonalnych i prawnych było bezprecedensowe obniżenie aktywności zawodowej ludności w wieku produkcyjnym, przy trudnym do oszacowania – ale z pewnością dalekim od spektakularności (patrz stopy bezrobocia w latach 1995-2005) – spodziewanym efekcie wzrostu współczynników zatrudnienia.

Nieuniknione zmiany struktury demograficznej ludności Polski doprowadzą już w nieodległej przyszłości do odwrócenia dotychczasowych korzystnych relacji liczby ludności w wieku produkcyjnym do liczby ludności ogółem, co przy zachowaniu wprowadzonych w ostatniej dekadzie uprawnień przedemerytalnych – czego efektem są niskie współczynniki aktywności zawodowej – doprowadzić może do poważnych napięć ekonomicznych. Z drugiej strony skala spodziewanych zmian demograficznych wymagać może nie tylko wycofania się z już wprowadzonych przywilejów, ale wprowadzenia dodatkowych, niepopularnych społecznie rozwiązań, takich jak wydłużenie minimalnego wieku przejścia na emeryturę, czy odczuwalne zwiększenie wysokości składek emerytalnych.

W świetle powyższych spostrzeżeń wydaje się konieczne dysponowanie modelem, który pozwalałby na dostatecznie precyzyjne prognozowanie zmian w strukturze demograficznej ludności, oraz umożliwiałby kwantyfikację wpływu uwarunkowań ekonomicznych na strukturę wiekową populacji Polski. Tym samym odparto by słuszną skądinąd krytykę, wynikającą ze spostrzeżenia, iż operacyjne modele demograficzne – w swej większości – przyjmują egzogeniczne założenia, dotyczące ekonomicznych determinant rozwoju demograficznego, zaś modele opisujące mechanizmy ekonomiczne – za egzogeniczne uznają projekcje demograficzne⁶.

Warto porównać tendencje, dotyczące rozważanych zagadnień w Polsce, z tendencjami z analogicznego okresu, obserwowanymi w innych rozwiniętych krajach świata, do grona których aspiruje nasz kraj. W tablicy 3 przytoczono wartości trzech składowych wzoru (3) – w tym dwóch bezpośrednio związanych z szeroko rozumianą efektywną podażą pracy – dla Polski oraz kilkunastu rozwiniętych gospodarek. W celu zachowania porównywalności danych zamiast oddzielnej prezentacji wielkości *REM* i *RLF* przedstawiono wartość ich iloczynu⁷. Pamiętać należy jednak, iż powstała w ten sposób kategoria, informująca o udziale pracujących w populacji w wieku produkcyjnym danego kraju, nie powinna być interpretowana ani w kategoriach podaży, ani popytu na siłę roboczą.

⁶ Propozycję odpowiedniego modelu przedstawiono w artykule W. Florczaka [2008c].

⁷ W artykule, z którego zaczerpnięto informacje dotyczące rozważanych charakterystyk [Faggio, Nickell, 2007], brakowało omawianej dekompozycji dla krajów objętych analizą.

Tablica 3

Wartości zmiennych *AVH*, *REM*RLF* i *DEP* w wybranych krajach dla lat 1973, 1990 i 2004

Kraj Rok	Liczba przepracowanych godzin na 1 pracującego w roku; <i>AVH</i>			Udział pracujących w populacji w wieku produkcyjnym danego kraju (w %); <i>REM · RLF</i>			Udział osób w wieku produkcyjnym w populacji ogółem danego kraju (w %); <i>DEP*</i>		
	1973	1990	2004	1973	1990	2004	1973	1990	2004
Polska	2112	1771	1702	85,7	73,5	52,0	55,8	57,3	62,4
Finlandia	1915	1771	1736	70	74,1	67,2	.	61,1	60,7
Francja	1846	1610	1441	65,9	60,8	62,8	54,5	58,3	58,6
Niemcy	1869	1566	1426	68,7	64,1	65,5	57,6	63,3	61,5
Włochy	1788	1656	1585	55,1	52,6	57,4	57,1	61,1	61,6
Holandia	1724	1433	1312	56,3	61,1	73,1	54,8	61,5	61,7
Norwegia	1712	1432	1363	57,7	73,0	75,6	.	57,2	59,3
Hiszpania	2107	1824	1799	61,0	51,8	62,0	54,1**	58,4	63,1
Szwecja	1642	1561	1585	73,6	83,1	73,5	58	57,6	58,8
W. Brytania	1923	1767	1669	71,4	72,5	72,7	55,4	58,5	59,3
Kanada	1860	1757	1751	63,1	70,3	72,6	53,6	60,7	62,2***
Japonia	2201	2031	1789	70,8	68,6	68,7	60,7	61,5	61,3
USA	1922	1861	1824	65,1	72,2	71,2	53,6	58,7	59,8

Źródło: dla Polski – patrz tablica 1; dla pozostałych krajów: dla *AVH* i *REM*RLF* – Faggio G., Nickell S. [2007], s. 420; dla *DEP* – roczniki statystyczne GUS za odpowiednie lata; * – udział osób w wieku 20-64 lata do populacji ogółem; ** – w roku 1974; *** – w roku 2003

W oparciu o zawartość tablicy 3 wyciągnąć można kilka interesujących wniosków, dotyczących kształtowania się przytoczonych charakterystyk w Polsce na tle ogólnoświatowych tendencji. Po pierwsze, we wszystkich analizowanych krajach doszło w analizowanym okresie do spadku liczby przepracowanych godzin na pracującego. Spadki te charakteryzowały się jednak relatywnie dużą zmiennością: od marginalnych (ok. 5% lub mniej w przypadku Szwecji, Kanady i USA), przez umiarkowane (ok. 10-15% spadek w przypadku Finlandii, Włoch, W. Brytanii i Hiszpanii), do bardzo znaczących (19-24% w przypadku pozostałych krajów, w tym również Polski). Oprócz relatywnego spadku pomiędzy rokiem 2004 a 1973 ważna jest również tendencja, jaka charakteryzuje zmiany czasu przepracowanego. W tym zakresie Polska znajduje się w wyraźnie lepszej pozycji od zdecydowanej większości krajów objętych analizą, gdyż spadek przepracowanego czasu miał w zasadzie miejsce jedynie w latach gospodarki centralnie sterowanej (patrz tablica 1). W okresie transformacji i w pierwszej dekadzie XXI wieku nastąpiła względna stabilizacja średniej długości roboczogodzin przepracowanych w ciągu roku (z dokładnością do cyklu koniunkturalnego). Jedynie w ok. połowie z przytoczonych gospodarek można odnotować analogiczne wyhamowanie spadku przepracowanego czasu pracy, aż po osiągnięcie stabilizacji tej kategorii, w ciągu ostatniego piętnastolecia (Finlandia, Hiszpania, Szwecja, Kanada, USA).

Spadek przepracowanego czasu pracy nie musi nieść za sobą spowolnienia wzrostu gospodarczego, o ile zostanie zrekompenzowany wzrostem odsetka ludności pracującej. Jednakże z wyjątkiem nielicznych krajów (Holandia, Norwegia, Kanada i USA) podobnej tendencji nie daje się zaobserwować. W większości przypadków można zauważyć co najwyżej względną stabilizację udziału osób pracujących, chociaż zaznaczyć należy, iż stabilizacja ta następuje na bardzo zróżnicowanych poziomach: od wyraźnie poniżej 60% dla Włoch, przez ok. 65% dla Niemiec i 70% dla Japonii, aż po blisko 75% dla Szwecji. W przypadku Polski dramatycznie niski udział ludności pracującej w roku 2004 wynika zarówno z wyraźnego spadku współczynnika aktywności zawodowej (patrz zmienna *RLF* w tablicy 1), jak i blisko 20% stopy bezrobocia (patrz zmienna *REM* w tablicy 1). Gdyby wziąć poprawkę na incydentalnie wysoki poziom bezrobocia w Polsce w omawianym okresie i przyjąć stopę bezrobocia odnotowaną w pozostałych krajach (od 4% do 9%) wówczas udział populacji pracującej wzrósłby do ok. 60%, a zatem wciąż plasowałby Polskę w grupie krajów o najniższych udziałach populacji pracującej.

Ostatnia składowa przedstawiona w tablicy 3, dotycząca udziału osób w wieku produkcyjnym w populacji ogółem danego kraju, informuje o wpływie uwarunkowań demograficznych na wzrost gospodarczy. W okresie poddanym analizie wpływ struktury demograficznej ludności Polski na wzrost był – w porównaniu z pozostałymi krajami – korzystny. Niemal przez cały okres próby mamy bowiem do czynienia ze wzrostem udziału ludności w wieku produkcyjnym w populacji ogółem (patrz również tablica 2). Jedyne w przypadku kilku krajów odnotować można zbliżone tendencje (Hiszpania, Kanada, USA). W zdecydowanej większości analizowanych gospodarek w roku 2004 udziały te bądź są równe poziomom odnotowanym 15 lat wcześniej, bądź zaczynają – w porównaniu z rokiem 1990 – maleć.

Ograniczenie analizy struktury demograficznej jedynie do przytoczenia udziału populacji w wieku produkcyjnym jest – z punktu widzenia przewidywanych kierunków zmian tej kategorii – dalece niewystarczające, gdyż prosta ekstrapolacja obserwowanych trendów prowadzić może do wysoce mylnych wniosków. Łatwo uświadomić sobie niebezpieczeństwa związane z takim podejściem, przytaczając również udziały populacji w wieku przed- i poprodukcyjnym (patrz tablica 4).

We wszystkich krajach daje się zaobserwować zmniejszanie się udziału ludności w wieku przedprodukcyjnym oraz jednoczesny wzrost udziału osób w wieku poprodukcyjnym. Udział ludności w wieku produkcyjnym będzie zatem w długim okresie – przy kontynuacji bieżących tendencji – malał. Proces ten w niektórych krajach już się rozpoczął (Japonia, Niemcy, Finlandia), zaś w przypadku Polski również należy spodziewać się rychłego jego rozpoczęcia. Wzrost udziału populacji w wieku produkcyjnym ma bowiem miejsce wówczas, gdy spadek udziału osób w wieku przedprodukcyjnym następuje szybciej niż przyrost udziału osób w wieku poprodukcyjnym.

Tablica 4

Udział populacji w wieku przedprodukcyjnym, produkcyjnym i poprodukcyjnym w wybranych krajach

	Udział osób w wieku 0-19 lat w populacji ogółem danego kraju (w %)			Udział osób w wieku 20-64 lat w populacji ogółem danego kraju (w %)			Udział osób w wieku 65 lat i więcej w populacji ogółem danego kraju (w %)		
	1973	1990	2004	1973	1990	2004	1973	1990	2004
Polska	35	32,5	24,5	55,8	57,3	62,4	9,2	10,2	13,1
Finlandia	–	25,4	23,7	.	61,1	60,7	–	13,5	15,6
Francja	32,4	27,7	25	54,5	58,3	58,6	13,1	14	16,4
Niemcy	28,1	21,7	20,5	57,6	63,3	61,5	14,3	15	18
Włochy	31,5	24,4	19,2	57,1	61,1	61,6	11,4	14,5	19,2
Holandia	34,6	25,7	24,5	54,8	61,5	61,7	10,6	12,8	13,8
Norwegia	–	26,5	26	.	57,2	59,3	–	16,3	14,7
Hiszpania	35,9*	28,2	20,1	54,1*	58,4	63,1	10*	13,4	16,8
Szwecja	27,3	24,5	24	58	57,6	58,8	14,7	17,9	17,2
W. Brytania	30,9	25,8	24,7	55,4	58,5	59,3	13,7	15,7	16
Kanada	38	27,8	25**	53,6	60,7	62,2**	8,4	11,5	12,8**
Japonia	31,8	26,4	19,2	60,7	61,5	61,3	7,5	12,1	19,5
USA	36,2	28,7	27,8	53,6	58,7	59,8	10,2	12,6	12,4

Źródło: roczniki statystyczne GUS za odpowiednie lata; * – dla roku 1974; ** – dla roku 2003

W dotychczasowych rozważaniach pominięto najważniejszy komponent długookresowego wzrostu, a mianowicie wydajność pracy – w kontekście niniejszej analizy – na przepracowaną godzinę. Jej wkład w dynamikę wzrostu jest przy tym kluczowy (patrz tablica 3). Warto podkreślić, iż wraz ze zmianą reżimu gospodarczego nastąpiła w Polsce wyraźna akceleracja wzrostu wydajności pracy. W tym aspekcie Polska ma współcześnie wyraźną przewagę nad pozostałymi krajami objętymi analizą. Przyczyn takiego stanu rzeczy jest zapewne wiele. Spośród bardzo licznych czynników determinujących wydajność pracy (patrz np. [Siwiński, 2005], czy [Florczak, 2008b]) skupmy się na dwóch, adekwatnych w kontekście prowadzonego toku rozumowania: (1) kapitale ludzkim i (2) efekcie konwergencji.

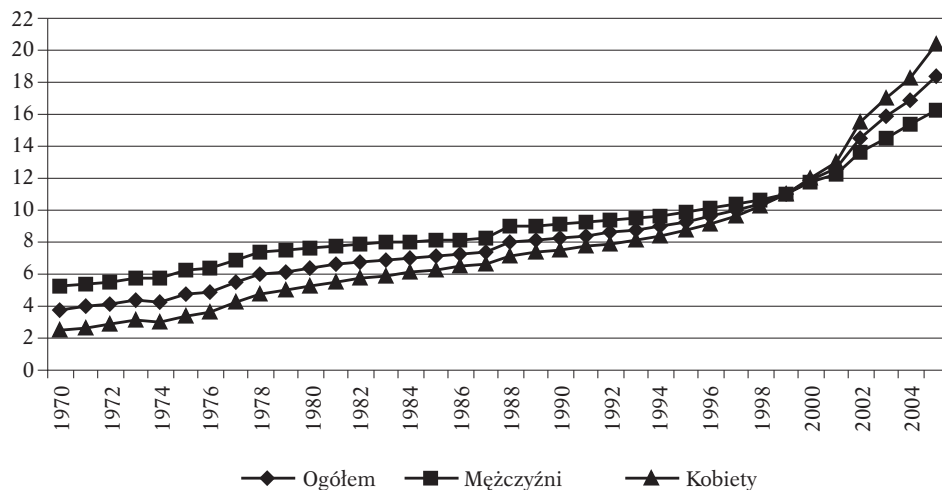
Przez kapitał ludzki w szerokim sensie rozumie się wszystkie cechy psycho-fizyczne jednostki, takie jak posiadane wrodzone zdolności, zasób wiedzy, poziom wykształcenia, umiejętności i doświadczenie zawodowe, stan zdrowotny, poziom kulturalny, aktywność społeczno-ekonomiczną, światopogląd, itp., które wpływają bezpośrednio bądź pośrednio na wydajność pracy, i które są nierozzerwalnie związane z człowiekiem jako nośnikiem owych wartości (patrz [Florczak, 2007]). W wąskim natomiast znaczeniu kapitał ludzki utożsamiany bywa zazwyczaj z poziomem wykształceniem danej jednostki.

Jednym z najbardziej spektakularnych osiągnięć transformacji systemowej był bezprecedensowy przyrost ogólnego poziomu wykształcenia społeczeństwa polskiego, czego przejawem jest rosnący udział współczynników skolaryzacji

dla wykształcenia wyższego, a w konsekwencji – populacji z wykształceniem wyższym (patrz wykres 1). Tym niemniej, istnieją potencjalnie dwie przyczyny, które sprawiają, iż trudno spodziewać się zachowania tak wysokiej dynamiki zmian w przyszłości. Po pierwsze, udział ludności z wykształceniem wyższym w Polsce zbliża się powoli do maksymalnego pułapu, jeśli za punkt odniesienia przyjąć wartości tej kategorii osiągnięte w krajach bardziej gospodarczo rozwiniętych (ok. 30%, przy podstawie wiekowej 25 lat i więcej). Po drugie, jak pokazują badania empiryczne, popyt na wykształcenie wyższe jest na ogół ujemnie skorelowany z ogólną aktywnością ekonomiczną, co oznacza, iż w przypadku zepchnięcia bezrobocia do poziomu bliskiego jego naturalnej stopy zainteresowanie studiami może dodatkowo zmaleć.

W odniesieniu do efektu konwergencji, któremu w znacznym stopniu przypisać można zdynamizowanie wydajności pracy w Polsce od początku lat 90., również należy liczyć się z jego stopniowym osłabianiem. „Przewaga zacofania” – jak paradoksalnie określić można koncepcję konwergencji – może przy tym maleć szybciej niż wskazywałyby na to dotychczasowe trendy, m.in. za sprawą kilkuletniej już aprecjacji złotego. Zarówno jednak w perspektywie krótkookresowej, jak i – najprawdopodobniej – również średniookresowej, efekty związane z edukacją, jak i mechanizmem konwergencji, wciąż pozwolą na utrzymanie temp wzrostu wydajności na poziomie wyższym od krajów wiodących. Tym niemniej, w długim okresie, relatywnie większego znaczenia zaczną nabierać ekstensywne czynniki wzrostu: *AVH* i *RLF*.

Wykres 1. Udział ludności z wykształceniem wyższym w populacji ogółem w wieku 25 lat i więcej w latach 1970-2005 (w %)



Źródło: opracowanie własne

Potwierdzeniem powyższej hipotezy są wyniki analizy przeprowadzonej przez Landmanna [2004], w której autor, porównując historyczne stopy wzrostu gospodarczego w latach 1970-2000 dla USA i Unii Europejskiej, konkluduje, iż

wyższa wydajność pracy uzyskiwana w latach 1970-1989 w krajach Unii była przede wszystkim skutkiem procesu konwergencji. Obydwa systemy gospodarcze w omawianym okresie uzyskiwały przy tym zbliżone tempa wzrostu produkcji. *Implicite* oznaczało to, iż Amerykanie musieli pracować ciężiej (wyższe wartości *AVH* i *RLF*) niż Europejczycy na porównywalny efekt ekonomiczny. Stan ten utrzymywał się na tyle długo, iż skłonił licznych ekonomistów ku wnioskowi, iż pomiędzy nakładami pracy (zmiennymi *AVH* i *RLF*) a produktywnością istnieje ujemna zależność. Jednakże już w ostatniej dekadzie próby analizowanej przez Landmanna, tj. w latach 1990-2000, przy zbliżonych wartościach temp wzrostu wydajności pracy odnotowywanych w USA i Unii, tempo wzrostu produkcji w USA było o ponad 1 punkt procentowy wyższe, co wynikało z wyższych nakładów pracy ponoszonych w tym kraju (patrz również tablica 3).

Szacunek podaży siły roboczej z uwzględnieniem efektów wykształcenia i doświadczenia zawodowego

Problematyka związana z wydajnością pracy, w szerokim kontekście jej społeczno-ekonomicznych uwarunkowań (patrz np. [Zienkowski, 2003], czy [Welfe, 2007]) – znacznie wybiega poza ramy tematyczne prezentowanego opracowania. Z punktu widzenia celu wyznaczonego w niniejszym badaniu, dość powiedzieć, iż wśród czynników wpływających na wydajność pracy, *GDPH*, kluczowe znaczenie odgrywa kapitał ludzki.

Kapitał ludzki – zgodnie z definicją przedstawioną w punkcie drugim – stanowi nieodłączną cechę każdego człowieka – i pracownika – której nie można wyabstrahować z pojęcia siły roboczej. Pracodawca zatrudniając pracowników bierze pod uwagę ich faktyczne/potencjalne umiejętności i kwalifikacje. Wydajność pracy poszczególnych osób zależy od wielu czynników, spośród których do najważniejszych zaliczyć należy poziom wykształcenia oraz doświadczenie zawodowe. Stąd te właśnie cechy dominują w konstrukcji zagregowanych miar kapitału ludzkiego (patrz [Florczak, 2006b]).

Kwestią zasadniczą, jaka pojawia się na etapie operacjonalizacji koncepcji kapitału ludzkiego jest pytanie o sposób wyceny jego efektów. W kontekście analiz makroekonomicznych istnieje w tym zakresie kilka propozycji (patrz [Florczak, 2006b]), z których najbardziej adekwatną wydaje się miara oparta na poszerzonym równaniu płac Mincera⁸ (patrz np. [Psacharopoulos, Ng, 1994]). Wychodząc z założenia, iż relatywne zróżnicowanie płac jest przejawem *ceteris paribus* zróżnicowania umiejętności/wykształcenia i kwalifikacji/doświadczenia zawodowego pracowników, wyznaczyć można wagi, z jakimi dokonywać powinno się agregacji poszczególnych grup pracowniczych w jeden

⁸ Miara ta uwzględnia jednocześnie efekty wykształcenia i doświadczenia zawodowego, zaś wprowadzenie do równania Mincera innych zmiennych kontrolnych – w celu uwzględnienia pozostałych mikroekonomicznych determinant zróżnicowania płac – zapewnia, iż uzyskane oszacowania parametrów względem wykształcenia i doświadczenia zawodowego/wieku są nieobciążone.

makroekonomiczny indyktor. Oczywiście, konieczna jest przy tym znajomość makroekonomicznych charakterystyk będących odpowiednikami adekwatnych komponentów mikroekonomicznego równania płac Mincera (udziały osób z odpowiednim poziomem wykształcenia, rozkład wieku siły roboczej, itp.). Poniżej przedstawiono propozycję konstrukcji zagregowanej miary efektywnej podaży siły roboczej, uwzględniającej efekty wynikające z wykształcenia oraz doświadczenia zawodowego pracujących i bezrobotnych.

Punktem startowym jest poszerzone równanie płac Mincera⁹ i oszacowania jego parametrów strukturalnych, odzwierciedlających wpływ płci, wykształcenia i wieku pracownika na wysokość płacy. Omawiane równanie ma następującą, ogólną postać:

$$\ln W_i = \alpha_0 + \alpha_1 D1_i + \alpha_2 D2_i + \alpha_3 D3_i + \alpha_4 D4_i + \alpha_5 X_i + \alpha_6 X_i^2 + \sum_{k=1}^K \beta_k Z_{ki} + \varepsilon_i \quad (4)$$

gdzie:

$D1, D2, D3$ – zmienne zero-jedynkowe mierzące poziom wykształcenia uzyskany przez i -tego pracownika (odpowiednio: podstawowy, średni, wyższy);

X – wiek i -tego pracownika;

Z_k – k -ta zmienna kontrolna $k = 1, \dots, K$,

α_i, β_k – parametry strukturalne, $i = 0, \dots, 6$ $k = 1, \dots, K$.

Parametry równania (4) powinny być szacowane w oparciu o reprezentatywną próbę mikroekonomiczną, opartą na danych ankietowych. Jednie nieliczne badania spełniają taki wymóg. Stąd informacje dotyczące interesujących nas charakterystyk zaczerpnięto z badania S. Kota [1999] (tabela 6.17 s. 157). Oszacowania odpowiednich parametrów strukturalnych są następujące¹⁰:

- 0,178580: względem płci (na korzyść mężczyzn),
- 0,042423: względem wieku pracownika oraz -0,000402: względem kwadratu wieku pracownika,
- 0,168512: względem wykształcenia średniego,
- 0,283113: względem wykształcenia wyższego.

W celu wyznaczenia efektywnej podaży siły roboczej, wykorzystano przytoczone powyżej oszacowania. I tak, ze względu na poziom wykształcenia, pracującym i bezrobotnym odpowiadają następujące wagi:

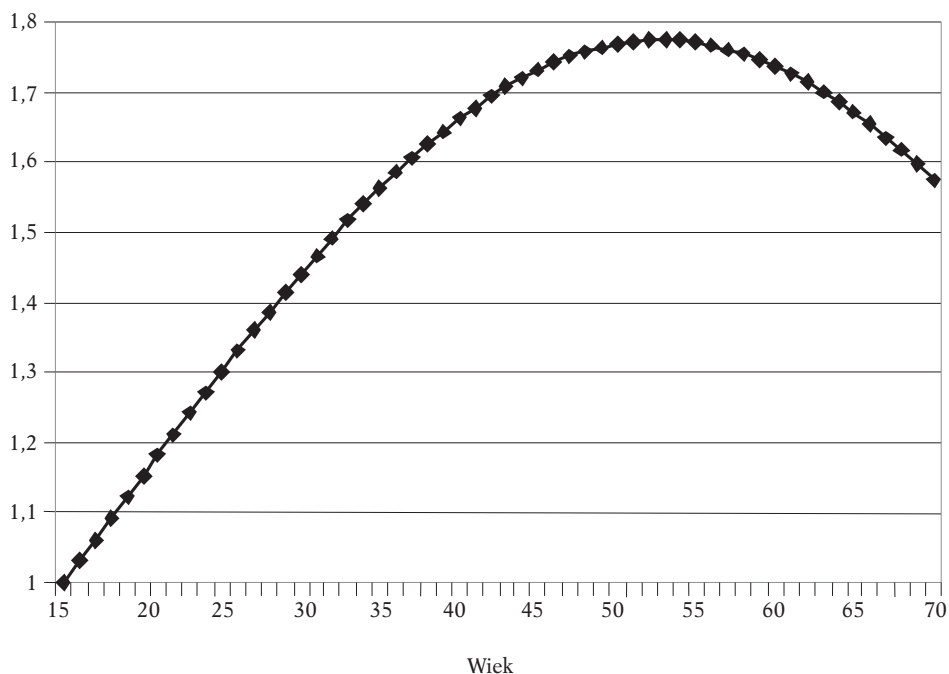
⁹ Ze względu na ograniczenia natury objętościowej, w opracowaniu zrezygnowano z przytoczenia rozważań teoretycznych, związanych z konstrukcją i interpretacją równania płac Mincera. Obszerne omówienie tej tematyki czytelnik znajdzie w Chiswick [1998], zaś jej reasumpeję w W. Florczak [2007].

¹⁰ W cytowanym badaniu nie uzyskano statystycznie istotnego wpływu wykształcenia podstawowego i zasadniczego zawodowego na wariację płac. Stąd oszacowania $\hat{\alpha}_2 = 0,168512$ oraz $\hat{\alpha}_3 = 0,283113$ informują o efektach względem zarówno osób bez żadnego wykształcenia, jak i z wykształceniem podstawowym oraz zasadniczym zawodowym.

- a) osobom bez żadnego formalnego wykształcenia, bez ukończonego wykształcenia podstawowego, z wykształceniem podstawowym i zasadniczym zawodowym – waga: 1;
- b) osobom z wykształceniem średnim (w tym średnim zawodowym) i policealnym – waga: 1,183542;
- c) osobom z wykształceniem wyższym – waga: 1,327255.

Z punktu widzenia celu niniejszego badania, poza wykształceniem, wydajność pracy jest również funkcją doświadczenia zawodowego, które można aproksymować wiekiem pracownika. Wraz z wiekiem pracownika rośnie jego wydajność/płaca, aż do osiągnięcia poziomu, po przekroczeniu którego można zaobserwować jej dalszy spadek. Na wykresie 2 przedstawiono profil płacowo-wiekowy, wyznaczony w oparciu o oszacowania cytowanego równania płac Mincera (patrz [Kot, 1999]) oraz informacje dotyczące struktury wiekowej pracujących.

Wykres 2. Profil płacowo-wiekowy według równania Mincera (15 lat = 1)



Źródło: opracowanie własne

Biorąc pod uwagę wszystkie przytoczone powyżej komponenty kapitału ludzkiego – jak również zróżnicowanie pracujących i bezrobotnych według płci – i przyjmując założenie, iż zagregowana miara efektywnej podaży siły roboczej uwzględniać powinna również produkcyjne efekty związane z kapitałem ludzkim, proponujemy następujący wskaźnik efektywnej podaży siły roboczej:

$$NSE_t = NDE_t + UNE_t \quad (5)$$

gdzie:

NSE – efektywna podaż pracy,
 NDE – efektywny popyt na pracujących,
 UNE – efektywne bezrobocie, przy czym:

$$NDE_t = (1,195519 \cdot NM_t + NK_t) \cdot HCND_t \cdot NDAGE_t \quad (6)$$

$$UNE_t = (1,195519 \cdot UNM_t + UNK_t) \cdot HCUN_t \cdot UNAGE_t \quad (7)$$

gdzie:

NM – pracujący mężczyźni,
 NK – pracujące kobiety,
 $NWYZ$ – pracujący z wykształceniem wyższym,
 NSR – pracujący z wykształceniem średnim,
 NPO – pracujący z wykształceniem podstawowym,
 UNM – bezrobotni mężczyźni,
 UNK – bezrobotne kobiety,
 $UNWYZ$ – bezrobotni z wykształceniem wyższym,
 $UNSR$ – bezrobotni z wykształceniem średnim,
 $UNPO$ – bezrobotni z wykształceniem podstawowym,

$$HCND_t = \frac{1,327255 \cdot NWYZ_t + 1,183542 \cdot NSR_t + NPO_t}{ND_t} \quad (8)$$

– wskaźnik wykształcenia pracujących,

$$HCUN_t = \frac{1,327255 \cdot UNWYZ_t + 1,183542 \cdot UNSR_t + UNPO_t}{UN_t} \quad (9)$$

– wskaźnik wykształcenia bezrobotnych,

$$NDAGE_t = \sum_{i=15}^{70} \left[\frac{N_{it}}{ND_t} \cdot \frac{\exp(0,042423 \cdot i - 0,000402 \cdot i^2)}{\exp(0,042423 \cdot 15 - 0,000402 \cdot 15^2)} \right] \quad (10)$$

– wskaźnik wieku (doświadczenia zawodowego) pracujących,

$$UNAGE_t = \sum_{i=15}^{70} \left[\frac{UN_{it}}{UN_t} \cdot \frac{\exp(0,042423 \cdot i - 0,000402 \cdot i^2)}{\exp(0,042423 \cdot 15 - 0,000402 \cdot 15^2)} \right] \quad (11)$$

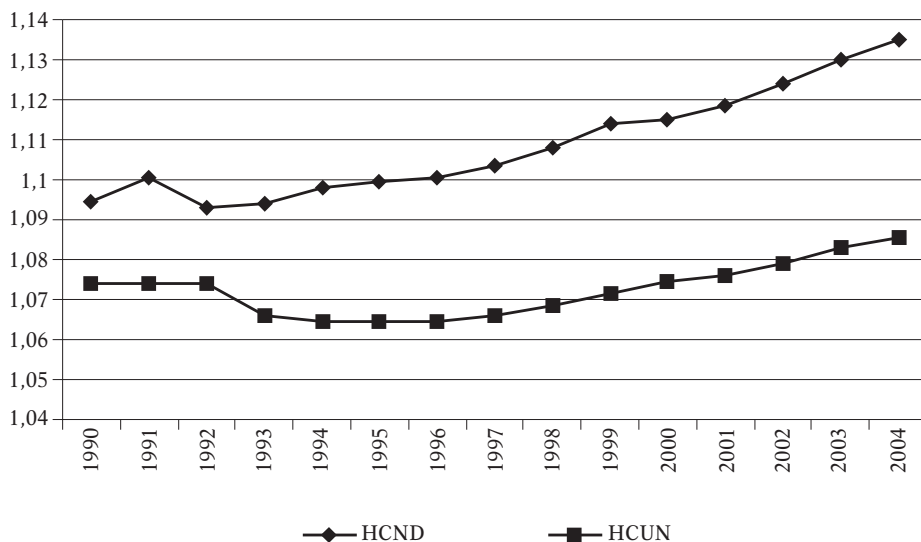
– wskaźnik wieku (doświadczenia zawodowego) bezrobotnych.

Zarówno struktura pracujących, jak i bezrobotnych względem rozważanych cech – wykształcenia, wieku i płci – różnią się znacząco (patrz wykresy 3-5), co decyduje, iż relatywny, efektywny potencjał produkcyjny tkwiący w bezrobotnych

jest niższy od potencjału uosobionego w pracujących. Innymi słowy – relacja UNE_t/UN_t jest wyższa od relacji NDE_t/ND_t , z czego wynika również, iż:

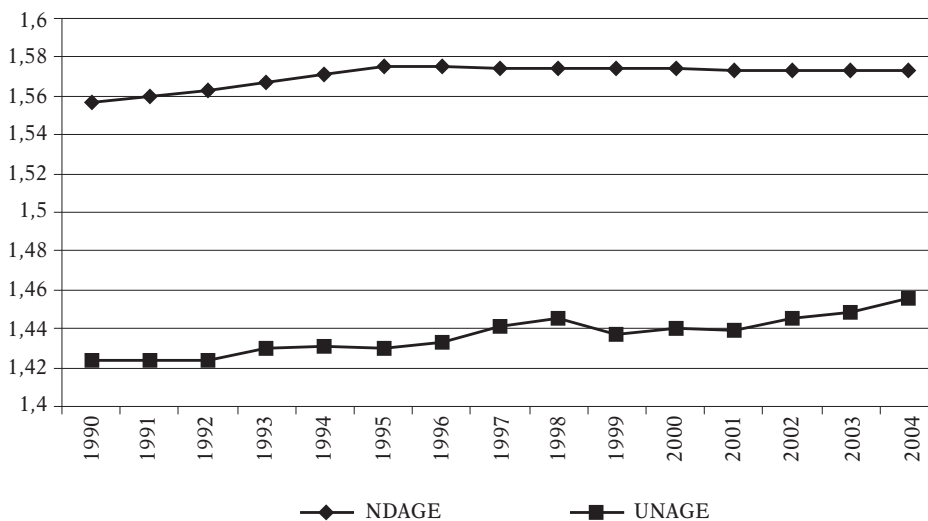
$$\frac{UN_t}{ND_t + UN_t} > \frac{UNE_t}{NDE_t + UNE_t} \quad (10)$$

Wykres 3. Wskaźniki wykształcenia dla pracujących (HCND) i bezrobotnych (HCUN)

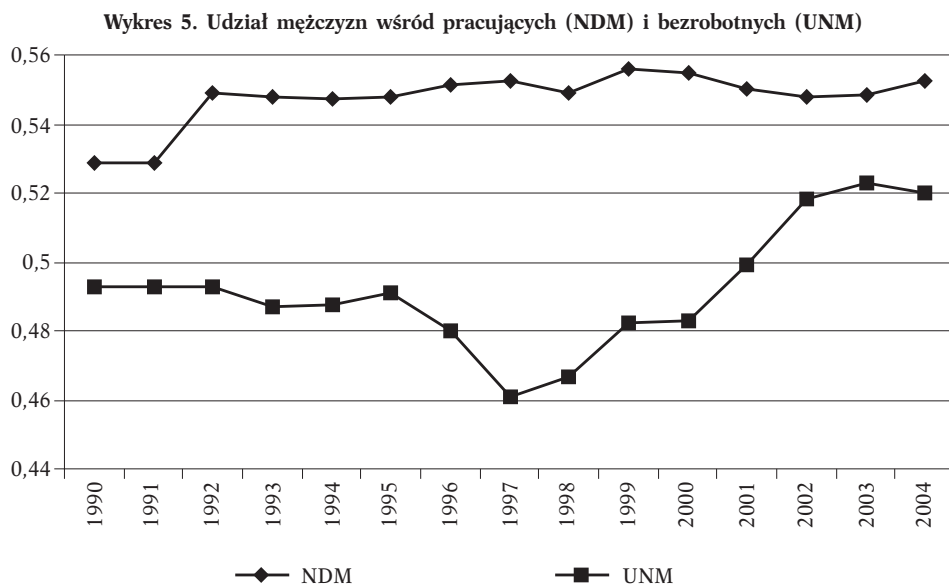


Źródło: opracowanie własne

Wykres 4. Wskaźniki wieku dla pracujących (NDAGE) i bezrobotnych (UNAGE)

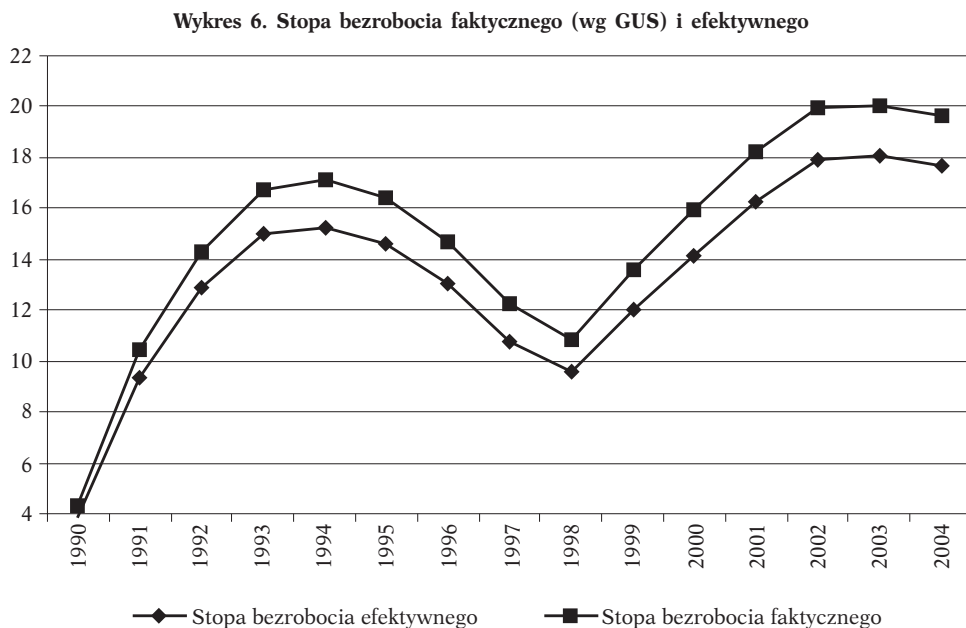


Źródło: opracowanie własne



Źródło: opracowanie własne

Zatem efektywna stopa bezrobocia, uwzględniająca „jakość” bezrobotnych, będzie niższa od stopy bezrobocia rejestrowanego. Na wykresie 7 przedstawiono kształtowanie się efektywnej stopy bezrobocia, wyznaczonej w oparciu o metodologię pisaną powyżej.



Źródło: opracowanie własne

Efektywna stopa bezrobocia jest zatem do dwóch punktów procentowych niższa od faktycznej stopy bezrobocia, chociaż relacja efektywnej stopy do faktycznej stopy bezrobocia jest względnie stała w czasie i oscyluje wokół 90%. Oznacza to, iż efektywne zasoby pracy, ucieleśnione w bezrobotnych, są co najmniej o 0,1 niższe niż wynikałoby to jedynie z liczebności bezrobotnych. Użycie słów „co najmniej” jest przy tym jak najbardziej uzasadnione. Zauważmy bowiem, iż w przeprowadzonej analizie *implicite* przyjęto, iż bezrobotni są skłonni do podjęcia pracy na warunkach – średnio rzecz biorąc – analogicznych dla już pracujących, co niekoniecznie musi odpowiadać rzeczywistości¹¹. Ponadto potencjał produkcyjny pewnej części bezrobotnych – w tym przede wszystkim bezrobotnych długookresowo – może być niższy od oszacowanego. Tym niemniej, w ramach zaproponowanej metodologii, próbę kwantyfikacji omawianych efektów można byłoby podjąć jedynie przy określonych arbitralnie dodatkowych założeniach.

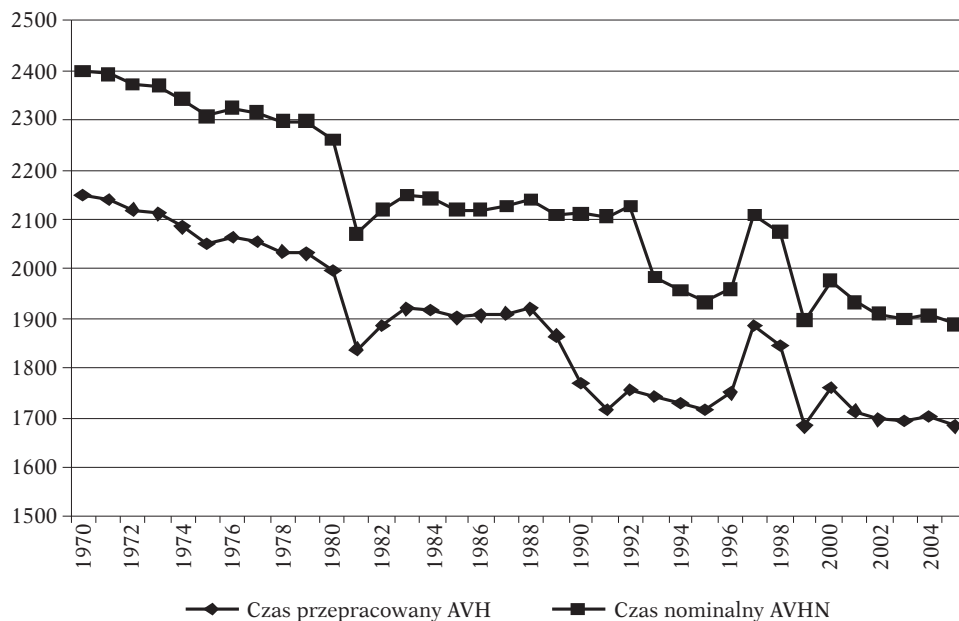
Próba objaśnienia zmian w długości przepracowanego czasu

Najważniejszą – a w zasadzie z formalnego punktu widzenia jedyną, jeśli pominąć czynniki o charakterze cyklicznym – długookresową determinantą średnio-przepracowanego czasu pracy jest nominalny czas pracy. Badania empiryczne dowodzą, iż w długim okresie zmiany ustawowego/standardowego czasu pracy przekładają się niemal proporcjonalnie na zmiany czasu faktycznie przepracowanego. I tak np. według Hart i Sharot [1978], którzy badaniem objęli Wielką Brytanię w latach 1961-1972, redukcja czasu nominalnego o 1% skutkuje 0,92% spadkiem czasu faktycznie przepracowanego. Zbliżony wynik uzyskał również De Regt [1988] dla gospodarki holenderskiej w latach 1954-1982 (elastyczność równa $-0,90$). Hunt [1999] pokazała na przykładzie przemysłu niemieckiego, iż zmniejszenie kontraktowego czasu pracy o jedną godzinę prowadzi – w zależności od gałęzi – do spadku czasu faktycznego od 0,85 do 1 godziny, zaś Jacobson i Ohlsson potwierdzili – przy użyciu małego modelu ekonometrycznego typu VAR – iż nominalny czas pracy na pracującego i czas faktycznie przepracowany znajdują się – dla przypadku Szwecji – w długookresowym związku kointegracyjnym.

Na wykresie 7 przedstawiono kształtowanie się trajektorii wzrostu dla Polski nominalnego i przepracowanego czasu pracy, średnio w roku w latach 1970-2005. Widać wyraźnie, iż obydwie szeregi wykazują niemal identyczną wariację, co oznacza, iż związek pomiędzy nominalnym a faktycznie przepracowanym czasem pracy ma miejsce również w Polsce.

¹¹ Kwestią nietrywialną jest np. pytanie o długość czasu pracy (w skali np. tygodnia) i kontraktowe warunki pracy (np. konieczność pracy na zmiany), na których bezrobotni skłonni byłiby podjąć pracę.

Wykres 7. Nominalny i przepracowany średnioroczny czas pracy w latach 1970-2005 (w godzinach)



Źródło: opracowanie własne

W celu legitymizacji omawianej hipotezy poddano ją weryfikacji formalnej. W tabelicy 5 przytoczono wyniki szacunku parametrów równania czasu przepracowanego względem czasu nominalnego, zaś wykres 8 pokazuje stopień dopasowania wartości teoretycznych do wartości empirycznych omawianego równania.

Tabela 5

Wyniki szacunku parametrów równania przepracowanego czasu pracy względem czasu nominalnego

Const	ln AVN	UNR	U9092	\bar{R}^2	D-W	J-B	White	RESET	ADF
0,07694 (0,41)	0,97509 (39,8)	-0,00037 (1,60)	-0,07266 (19,9)	0,9945	1,732	0,62	0,01	0,63	I(0)

Uwagi: ln AVN ~ I(1) – logarytm czasu przepracowanego (zmienna objaśniana), ln AVHN ~ I(1) – logarytm czasu nominalnego, UNR – stopa bezrobocia; U9092 – zmienna 0-1; wartości absolutne statystyk t-Studenta w nawiasach. W przypadku J-B, White, RESET podano wartości poziomów istotności (p-value); rząd integracji składnika losowego dla 5% poziomu istotności.

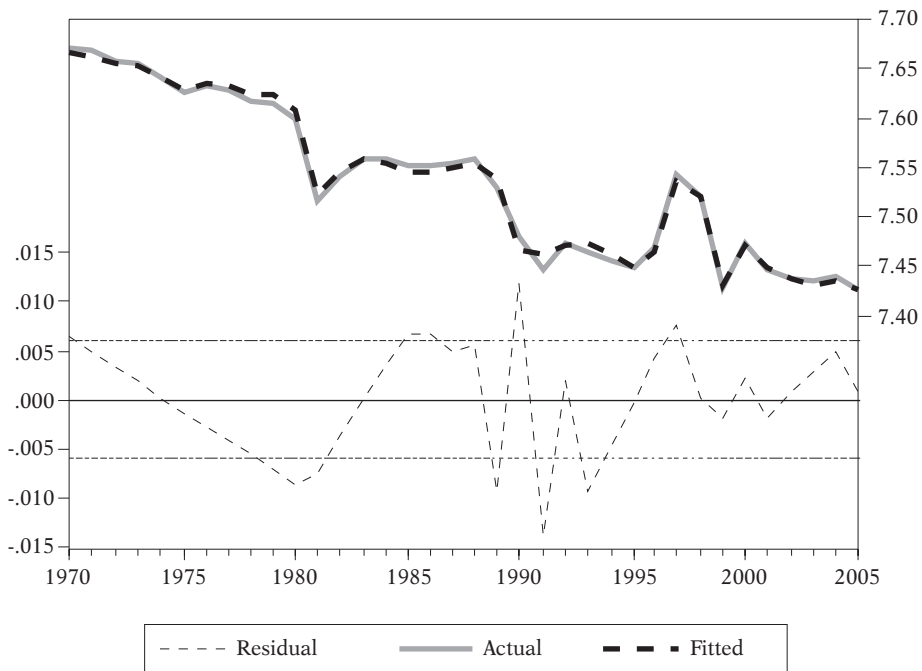
Źródło: opracowanie własne

Do sprawdzenia poprawności statystycznej uzyskanych wyników wykorzystano następujący zestaw testów i miar:

- \bar{R}^2 : wartości skorygowanego współczynnika determinacji: stopień objaśnienia wariacji zmiennej objaśnianej,
- D-W: wartości statystyki Durбина-Watsona; weryfikacja hipotezy o sferyczności – braku autokorelacji – składnika losowego,

- ADF: poszerzony test Dickey-Fullera; weryfikacja hipotezy o stacjonarności składnika losowego,
- White: test White'a; weryfikacja hipotezy o sferyczności – homoskedastyczności – składnika losowego,
- J-B: test Jarque-Berra; weryfikacja hipotezy o normalności rozkładu składnika losowego,
- RESET: test RESET; weryfikacja hipotezy o błędach specyfikacji.

Wykres 8. Dopasowanie wartości teoretycznych do empirycznych oraz reszty z równania objaśniającego zmienność przepracowanego czasu względem czasu nominalnego



Źródło: opracowanie własne

Elastyczność czasu przepracowanego względem czasu nominalnego jest bliska jedności (0,975), co oznacza, iż legislacyjne zmniejszenie długości czasu pracy przekłada się niemal w całości na spadek czasu faktycznie przepracowanego¹².

Wniosek, iż faktyczny czas pracy jest funkcją czasu urzędowego jest intuicyjnie trywialny. O wiele bardziej interesującą kwestią jest odpowiedź na pytanie o przyczyny, dla których w długim okresie dochodzi do zmian czasu pracy.

¹² Uzyskiwane, niemal dla wszystkich krajów, oszacowania omawianego parametru nieznacznie poniżej jedności wynikają z faktu – potwierdzonego statystycznie (patrz np. [Kalwij, Gregory, 2000]) – iż spadek czasu ustawowego prowadzi również, chociaż w niewielkim stopniu, do jednoczesnego wzrostu czasu przepracowanego w godzinach nadliczbowych. Ten ostatni nie stanowi zaś komponentu czasu nominalnego.

Niestety, w tym zakresie nie istnieją koherentne teorie ekonomiczne, które pozwalałyby na rzetelną identyfikację społeczno-ekonomicznych determinant czasu pracy.

Na płaszczyźnie technicznej, zmiany czasu nominalnego wynikają, oczywiście, ze zmian jego komponentów: ustawowej długości dnia/tygodnia roboczego (z uwzględnieniem zróżnicowania branżowego), liczby dni wolnych ustawowo od pracy, długości płatnych urlopów wypoczynkowych, urlopów zdrowotnych, urlopów macierzyńskich, itp. Wpływ na wielkość tej kategorii ma również udział osób pracujących w niepełnym wymiarze czasu pracy w liczbie pracujących ogółem (patrz [Faggio, Nickell, 2007]). Tym niemniej z ekonomicznego punktu widzenia znacznie ciekawsza jest kwestia, jakie siły stoją za zmianami wymienionych kategorii. Czy spadek czasu pracy wynika z rosnących preferencji społeczeństw względem czasu wolnego? Czy może spadek ten wywołany jest presją wywołaną partykularnymi interesami związków zawodowych (por. [Alesina, Glaeser i Sacerdote, 2005])? Czy może wreszcie jest on konsekwencją tzw. efektu Veblena (patrz np. [Bowles, Park, 2004]), według której to hipotezy ludzie pracują ciężiej w sytuacji większych nierówności społecznych?

Spróbujmy zweryfikować jednocześnie wszystkie z powyższych hipotez poprzez szacunek parametrów następującego modelu (por. [Bowles, Park, 2004], [Alesina, Glaeser i Sacerdote, 2005]):

$$AVH_t = f(const, GINI_t, W_t, NQN_t, PARTIME_t, UNR_t, U_t, \varepsilon_t) \quad (11)$$

gdzie:

const – wyraz wolny,

GINI – współczynnik nierówności płacowych, mierzony krzywą Lorenza koncentracji płac (patrz [Kumor, 2006]),

W – przeciętna płaca na godzinę efektywnej pracy, ceny stałe 1995 r.,

NQN – udział pracujących w przemyśle do pracujących ogółem, jako aproksymanta „siły” społeczno-ekonomiczno-politycznej związków zawodowych,

PART – udział pracujących w niepełnym wymiarze pracy w ogólnej liczbie pracujących,

UNR – stopa bezrobocia,

U – ewentualne zmienne 0-1, wprowadzone do równania ze względu na ograniczenia podażowe oraz perturbacje społeczne początku lat 80.,

ε – składnik losowy.

W tabelicy 6 zestawiono sumaryczne wyniki szacunku parametrów równania (4), przyjmując logarytmiczną postać funkcyjną, zaś na wykresie 9 przedstawiono dopasowanie wartości teoretycznych do wartości empirycznych, uzyskane w wariancie 2 (tabelicy 6). Brak statystycznej istotności zmiennej *NQN* na zmienną objaśnianą wynika najprawdopodobniej z faktu, iż zmienna ta jest dalece niedoskonałą aproksymantą oddziaływania związków zawodowych.

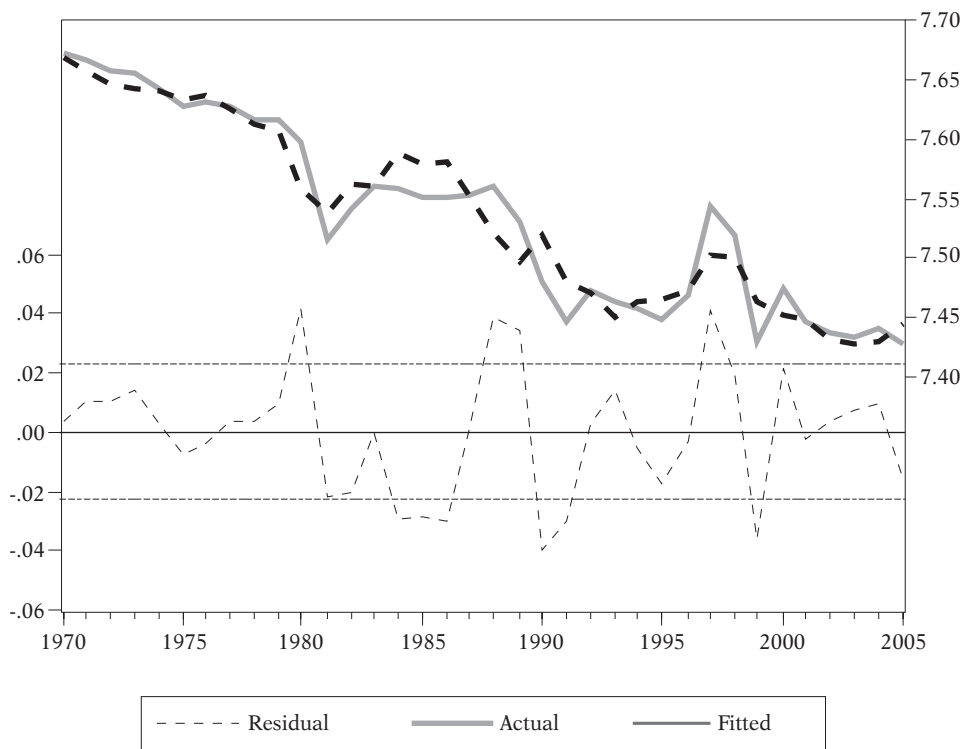
Tablica 6

Wyniki szacunku parametrów strukturalnych równania (4)

Zmienna Wariant	Const	ln GINI	ln NQN	ln W	ln PART	UNR	U8083	\bar{R}^2	D-W	J-B	White	RESET	ADF
1	8,1070 (33,4)	0,1280 (1,7)	-0,0843 (0,6)	-0,0981 (3,3)	-0,1499 (4,9)	-0,0080 (6,6)	-0,0442 (2,7)	0,917	1,707	0,24	0,15	0,43	I(0)
2	8,2372 (82,1)	0,1561 (2,8)	.	-0,0994 (3,4)	-0,1408 (5,4)	-0,0078 (6,8)	-0,0406 (2,6)	0,919	1,693	0,31	0,07	0,29	I(0)

Źródło: opracowanie własne

Wykres 10. Dopasowanie wartości teoretycznych do empirycznych oraz reszty z równania objaśniającego zmienność przepracowanego czasu względem czasu nominalnego



Źródło: opracowanie własne

Na podstawie oszacowań, uzyskanych w wariancie 2, wyciągnąć można następujące wnioski. Po pierwszą, względną stabilizację długości przepracowanego czasu w latach transformacji przypisać można znaczącemu wzrostowi nierówności ekonomicznych w tym okresie. Wielkość czasu przepracowanego jest wielkością procykliczną: rośnie w latach dobrej koniunktury i spada w latach osłabienia aktywności gospodarczej, o czym świadczą ujemne oszacowania parametru przy zmiennej *UNR* (patrz tablice 6 i 5). Społeczeństwo polskie wydaje się mieć *ceteris paribus* rosnące preferencje względem czasu wolnego,

o czym świadczy ujemny znak przy parametrze zmiennej W . W przyszłości liczyć należy się zatem ze społeczną presją na zmniejszanie długości czasu pracy.

Uwagi końcowe

Modelowanie efektywnej podaży pracy – według definicji zaproponowanej w niniejszym opracowaniu – wymaga uwzględnienia szeregu czynników, z reguły pomijanych w analizach makroekonomicznych. Analizy takie zazwyczaj biorą za punkt wyjścia relację (2), w rezultacie czego zmiany wydajności pracy – na pracującego – przypisywane są przede wszystkim efektem związanym z szeroko rozumianym postępowaniem technicznym. Pominięcie w takich analizach efektów związanych z przepracowanym czasem pracy, jakością siły roboczej, czy uwarunkowaniami społeczno-demograficznymi (patrz wzór (3)), prowadzi do – jak się wydaje – nadmiernego uproszczenia rzeczywistości. Spostrzeżenie powyższe wydaje się szczególnie zasadne, biorąc pod uwagę fakt, iż w dobie globalizacji w celu zachowania międzynarodowej konkurencyjności gospodarczej Polski konieczne będzie zwiększenie nakładów „ekstensywnych” czynników produkcji, w tym zwłaszcza podwyższenie wskaźników aktywności zawodowej ludności.

Innym ważnym wnioskiem, jaki wyciągnąć można w oparciu o wyniki przedstawionego badania, jest bardzo wyraźnie zarysowany związek pomiędzy ekonomicznymi a społecznymi i demograficznymi aspektami rozwoju. Stąd w celu operacjonalizacji mechanizmów trwałego rozwoju konieczne jest uwzględnienie owych powiązań. W tym celu dysponować należy zarówno odpowiednimi wskaźnikami trwałego rozwoju (patrz np. [Florczak, 2008a]), jak i narzędziami analizy ilościowej. Jak dotąd brakuje bowiem – przynajmniej dla Polski – makroekonomicznych modeli, które w sposób sformalizowany kwantyfikowałyby główne powiązania występujące pomiędzy podstawowymi ogniwami trwałego rozwoju. Jak się wydaje, konstrukcja odpowiedniego modelu pozwoliłaby nie tylko na lepsze zrozumienie mechanizmów rozwoju, ale również na symulację efektów wybranych decyzji z zakresu polityki makroekonomicznej (patrz [Florczak, Welfe, 2007]).

Bibliografia

- Alesina A., Glaeser E., Sacerdote B., [2005], *Work and Leisure in the U.S. and Europe. Why so Different?*, Discussion Paper Number 2068, Harvard Institute of Economic Research.
- Bowles S., Park Y., [2004], *Emulation, Inequality, and Work Hours: Was Thorsten Veblen Right?*, Working Paper No. 14, Department of Economics, University of Massachusetts, Amherst.
- Calmfors L., Hoel M., [1988], *Worksharing and overtime*, „Scandinavian Journal of Economics”, No. 90, s. 45-62.
- Chiswick B.R., [1998], *Interpreting the Coefficient of Schooling in the Human Capital Earnings Function*, „Journal of Educational Planning and Administration”, Vol. 12/2, s. 123-130.
- Crepon B., Kramarz F., [2002], *Employed 40 Hours or Not-Employed 39: Lessons from the 1982 Mandatory Reduction of the Workweek*, „Journal of Political Economy”, Vol. 110, No. 6.

- De Regt E., [1988], *Labour demand and standard working time in Dutch manufacturing*, [w:] Hart R. (red.), *Employment, Unemployment and Labour Utilization*, s. 185-207, Unwin Hyman, Boston.
- Faggio G., Nickell S., [June 2007], *Patterns of Work across the OECD*, „The Economic Journal”, 117, s. 416-440.
- Florczak W., [2003], *Bazy danych makroekonomicznych modeli gospodarki polskiej*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 6, s. 16-27, Warszawa.
- Florczak W., [2006a], Techniki Przetwarzania źródłowych danych statystycznych i tworzenia jednorodnych baz danych. Baza danych modeli serii W8, Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki UŁ, nr 149, Łódź.
- Florczak W., [2006b], *Miary kapitału ludzkiego w badaniach ekonomicznych i społecznych*, „Wiadomości Statystyczne”, 12, s. 51-67, Warszawa.
- Florczak W., [2007], *Mikro- i makroekonomiczne korzyści związane z kapitałem ludzkim*, „Ekonomista”, nr 5, s. 651-673, Warszawa.
- Florczak W., [2008a], *Wskaźniki zrównoważonego rozwoju*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 3, s. 14-34.
- Florczak W., [2008b], *Kapitał ludzki w empirycznych modelach wzrostu*, „Ekonomista”, nr 2, s. 169-200.
- Florczak W., [20008c], *Macroeconomic determinants of life expectancy in Poland. A model of population by age and gender*, „Polish Population Review”, w druku.
- Florczak W., Welfe W., [2007], *Modelling Various Aspects of Sustainability: The Case of Poland (theoretical outline)*, [w:] Welfe W., Wdowiński P., *Modelling Economies in Transition*, s. 53-76, Łódź.
- Greene W.H., [1993], *Econometric Analysis*, Macmillan Publishing Company.
- Hart R., Sharot T., [1978], *The short-run demand for workers and hours: a recursive model*, „Review of Economic Studies”, No. 45, s. 299-309.
- Hunt J., [February 1999], *Has Work Sharing Worked in Germany?*, „The Quarterly Journal of Economics”, s. 117-148.
- Jacobson T., Ohlsson H., [2000], *Working time, employment, and work sharing: Evidence from Sweden*, „Empirical Economics”, Vol. 25, s. 169-187.
- Kapteyn A., Kalwij A., Zaidi Z., [2004], *The myth of worksharing*, „Labour Economics”, Vol. 11, s. 293-313.
- Kalwij A., Gregory M., [2000], *Overtime hours in Great Britain over the period 1975-1999: a panel data analysis*, Discussion Paper Series No. 27, Department of Economics, University of Oxford.
- Kot S. (red.), [1999], *Analiza ekonometryczna kształtowania się płac w Polsce w okresie transformacji*, PWN, Warszawa.
- Kumor P., [2006], *Nierównomierność rozkładu płac*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 9, s. 1-12.
- Landmann O., [2004], *Employment, productivity and output growth*, Employment Strategy Paper, No. 17, International Labour Office, Geneva.
- Psacharopoulos G., Ng Y.C., [1994], *Earnings and Education in Latin America: Assessing Priorities for Schooling Investment*, „Education Economics”, Vol. 2/2.
- Siwiński W., [2005], *Międzynarodowe różnicowanie rozwoju gospodarczego: fakty i teoria*, „Ekonomista”, nr 6, s. 723-746.
- Welfe A., [2004], *Ekonometria*, PWE, Warszawa.
- Welfe W. (red.), [2007], *Gospodarka oparta na wiedzy*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Zienkowski L. (red.), [2003], *Wiedza a wzrost gospodarczy*, Wydawnictwo Naukowe SCHOLAR, Warszawa.

EFFECTIVE LABOR SUPPLY AND ECONOMIC GROWTH

Summary

The article discusses the relationship between effective labor supply – determined by factors that are linked either directly or indirectly with human capital – and sustained economic growth per capita. On the basis of an expanded Mincer wage equation, the author estimates effective labor supply, taking into account effects linked with human capital, and conducts an econometric analysis of changes in the average working time in Poland in 1970-2005.

The author zeroes in on long-term relationships and checks the results of his analysis against a body of statistical data. The diagnostic tools used by the author include the Gauss-Markov theorem, a method for evaluating statistical errors developed by mathematicians Carl Friedrich Gauss and Andrey Markov.

According to Florczak, standard labor supply analyses are often inaccurate because they overlook factors linked with working time, the quality of labor, and the overall social and demographic conditions. In an era of globalization, the author says, if it wants to maintain its international economic competitiveness, Poland should increase the role of “extensive” factors of production by boosting the economic activity of the population.

Keywords: effective labor supply, human capital, econometric model, Mincer wage equation, sustained economic growth, supply-side growth factors, demographic structure of the population