

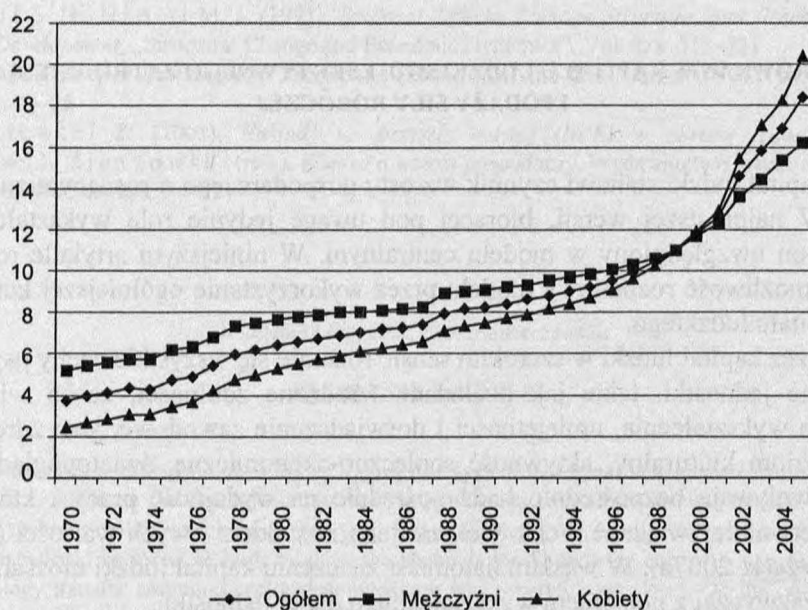
*Waldemar Florczak***MODELOWANIE KAPITAŁU LUDZKIEGO
I STRUKTURY LUDNOŚCI****1. RÓWNANIA KAPITAŁU LUDZKIEGO, EFEKTYWNEGO ZATRUDNIENIA
I PODAŻY SIŁY ROBOCZEJ**

Kapitał ludzki stanowi czynnik wzrostu gospodarczego o rosnącym znaczeniu. W najprostszej wersji, biorącej pod uwagę jedynie rolę wykształcenia, został on uwzględniony w modelu centralnym. W niniejszym artykule rozważymy możliwość rozbudowy modelu przez wykorzystanie ogólniejszej koncepcji kapitału ludzkiego.

Przez kapitał ludzki w szerokim sensie rozumie się wszystkie cechy psychofizyczne 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, 2007a). W wąskim natomiast znaczeniu kapitał ludzki utożsamiany bywa zazwyczaj z poziomem wykształceniem danej jednostki.

Jednym z najbardziej spektakularnych osiągnięć okresu transformacji 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 rys. 1). Niemniej jednak 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 zmaleć.

Kapitał ludzki – zgodnie z definicją przedstawioną powyżej – 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, 2006).



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

Źródło: opracowanie własne.

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, 2006), z których najbardziej adekwatną wydaje się miara oparta na poszerzonym równaniu płac Mincera¹ (patrz np. Psacharopoulos, Ng, 1994). Wychodząc z założenia, iż relatywne zróżnicowanie płac jest przejawem

¹ 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.

ceteris paribus zróżnicowania umiejętności/wykształcenia i kwalifikacji/doświadczenia zawodowego pracowników, wyznaczyć można wagi, z jakimi dokonywać się powinno agregacji poszczególnych grup pracowniczych w jeden makroekonomiczny indyktor. Oczywiście konieczna jest przy tym znajomość makroekonomicznych charakterystyk, będących odpowiednikami 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 Mincera² i oszacowania jego parametrów strukturalnych, odzwierciedlających wpływ płci, wykształcenia i wieku pracownika na wysokość płacy. Omawiane równanie ma następującą ogólną postać:

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

gdzie:

D_1, D_2, D_3 – 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 (1) powinny być szacowane na podstawie reprezentatywnej próby mikroekonomicznej uzyskanej z badania ankietowego. Jedynie nieliczne badania spełniają taki wymóg. Stąd informacje dotyczące interesujących nas charakterystyk zaczerpnięto z badania S. K o t a (red., 1999) (tab. 6.17, s. 157). Oszacowania odpowiednich parametrów strukturalnych są następujące³:

a) 0,178580: względem płci (na korzyść mężczyzn);

b) 0,042423: względem wieku pracownika oraz -0,000402: względem kwadratu wieku pracownika;

² Zrezygnowano z przytoczenia rozważań teoretycznych, związanych z konstrukcją i interpretacją równania płac Mincera. Obszerne omówienie tej tematyki Czytelnik znajdzie w: Ch i s w i c k, 1998, zaś jej reasumpcję w: F l o r c z a k, 2007b.

³ W cytowanym badaniu nie uzyskano statystycznie istotnego wpływu wykształcenia podstawowego i zasadniczego zawodowego na wariancję 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.

c) 0,168512: względem wykształcenia średniego;

d) 0,283113: względem wykształcenia wyższego.

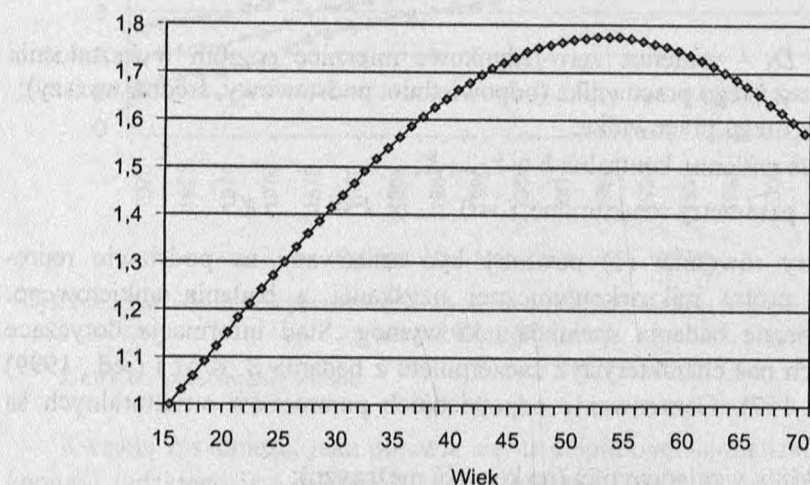
W celu wyznaczenia wielkości kapitału ludzkiego na pracującego wykorzystano przytoczone powyżej oszacowania. I tak, ze względu na poziom wykształcenia, pracującym i bezrobotnym odpowiadają następujące wagi:

a) osobom bez żadnego formalnego wykształcenia, bez ukończonego wykształcenia podstawowego, z wykształceniem podstawowym i zasadniczym zawodowym – waga równa: 1;

b) osobom z wykształceniem średnim (w tym średnim zawodowym) i policealnym: 1,183542;

c) osobom z wykształceniem wyższym: 1,327255.

Poza wykształceniem, wydajność pracy jest również funkcją doświadczenia zawodowego, które można aproksymować wiekiem pracownika. Wraz z wiekiem pracownika rośnie jego wydajność i płaca, aż do osiągnięcia poziomu, po przekroczeniu którego można zaobserwować jej dalszy spadek. Na rys. 2 przedstawiono profil płacowo-wiekowy, wyznaczony w oparciu o oszacowania cytowanego równania płac Mincera (patrz Kot, red., 1999) oraz informacje, dotyczące struktury wiekowej pracujących.



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

Źródło: opracowanie własne.

Miary kapitału ludzkiego, oparte na poszerzonym równaniu płac Mincera, pomijają efekty związane ze stanem zdrowotnym społeczeństwa. Stąd warto zaproponować indyktor, który w swej konstrukcji uwzględniałby wyraźnie – obok wykształcenia i doświadczenia zawodowego – wpływ tej niezwykle ważnej składowej kapitału ludzkiego. Propozycję taką przedstawiono w opracowaniu W. Florczaka (patrz Florczak, 2007a, s. 124–125).

Odpowiednia miara kapitału ludzkiego – uwzględniająca oczekiwaną długość życia w charakterze aproksymanty kondycji zdrowotnej społeczeństwa polskiego – ma następującą postać:

$$HLEXP_t = [(1,195519 \cdot NM_t \cdot LEXPM_t + NK_t \cdot LEXPK_t) \cdot HCND_t \cdot NDAGE_t] / ND_t \quad (2)$$

gdzie:

$LEXPK$ – oczekiwana długość życia kobiet;

$LEXPM$ – oczekiwana długość życia mężczyzn.

Warto porównać kształtowanie się zaproponowanej wielkości z innymi indykatorami kapitału ludzkiego, a w szczególności z:

a) miarą opartą na poszerzonym równaniu Mincera:

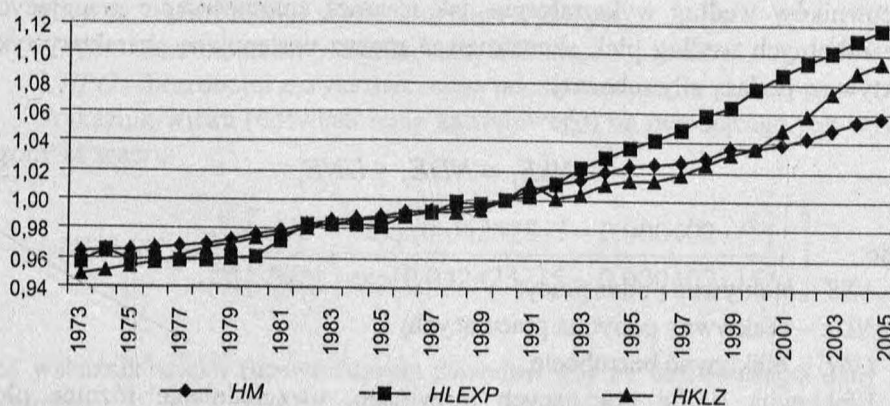
$$HM_t = [(1,195519 \cdot NM_t + NK_t) \cdot HCND_t \cdot NDAGE_t] / ND_t \quad (3)$$

b) miarą wykorzystaną w modelu W8D-2007, opartą na relacji płac przeciętnych według wykształcenia:

$$HKLZ_t = \sum_{i=0} (ZB_i / ZB_0) (N_{ii} / N_t) \quad (4)$$

gdzie: $ZB_2 / ZB_0 = 2,0$ oraz $ZB_1 / ZB_0 = 1,2$.

Na rys. 3 przedstawiono dynamiki kapitału ludzkiego według trzech wymienionych powyżej propozycji – danych wzorami (2–5) – i znormalizowane względem roku 1990.



Rys. 3. Dynamika kapitału ludzkiego na pracującego, na podstawie równania płac Mincera (HM), równania płac i oczekiwanej długości życia ($HLEXP$) oraz relacji wynagrodzeń ($HKLZ$); (1990 = 1,0)

Źródło: opracowanie własne.

Z rys. 3 widać, iż dynamika kapitału ludzkiego różni się dość wyraźnie w zależności od przyjętej aproksymanty. W szczególności najwyższy przyrost w analizowanym okresie odnotowuje miara uwzględniająca wszystkie zasadnicze składowe kapitału ludzkiego (*HLEXP*). Przyjęcie relacji płac z równania Mincera jako metodologicznej podstawy wyznaczenia miary kapitału ludzkiego skutkuje niższą dynamiką odpowiedniej miary (*HM*) niż w przypadku przyjęcia danych makroekonomicznych jako podstawy zróżnicowania płac (*HKLZ*), i to pomimo faktu, iż pierwszy z omawianych indyktorów inkorporuje również (rosnące) efekty doświadczenia zawodowego.

W oparciu o analizę dynamiki alternatywnych miar kapitału ludzkiego, przedstawionych powyżej, nie jest oczywiście możliwe wskazanie *a priori*, którą z nich należałoby wykorzystać w charakterze czynnika produkcji w ekonometrycznym modelu, objaśniającym wariację łącznej produktywności czynników produkcji. Za wyborem miary *HLEXP* wydają się przemawiać argumenty merytoryczne, a mianowicie fakt najpełniejszego odwzorowania teoretycznej koncepcji kapitału ludzkiego *sensu largo*. Z drugiej jednak strony implementacja omawianego miernika wymaga znajomości szeregu dodatkowych informacji, w tym w szczególności struktury pracujących według płci i wieku. Z kolei miara *HKLZ* – dobrze aproksymująca koncepcję kapitału ludzkiego, utożsamianą z edukacją – jest łatwo aplikowalna, o ile relacje płac według wykształcenia przyjąć za stałe.

Powyższe miary kapitału ludzkiego mogą być wykorzystane do oszacowania rozmiarów efektywnego zatrudnienia, a po uwzględnieniu bezrobocia – do oszacowania efektywnej podaży siły roboczej. Biorąc bowiem strukturę pracowników według wykształcenia, jak również zróżnicowanie pracujących i bezrobotnych według płci, skonstruować można następującą charakterystykę 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.

Efektywną liczbę pracujących otrzymano, uwzględniając różnice płci, wykształcenia i doświadczenia zawodowego (wieku):

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

W analogiczny sposób wyznaczono efektywną liczbę bezrobotnych:

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

gdzie:

NM – pracujący mężczyźni;

NK – pracujące kobiety;

UNM – bezrobotni mężczyźni;

UNK – bezrobotne kobiety.

Kapitał ludzki na pracującego, z uwzględnieniem wykształcenia, otrzymano z następującego wzoru:

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

gdzie:

$NWYZ$ – pracujący z wykształceniem wyższym;

NSR – pracujący z wykształceniem średnim;

NPO – pracujący z wykształceniem podstawowym.

Kapitał ludzki przypadający na bezrobotnego, z uwzględnieniem wykształcenia, dany jest wzorem:

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

gdzie:

$UNWYZ$ – bezrobotni z wykształceniem wyższym;

$UNSR$ – bezrobotni z wykształceniem średnim;

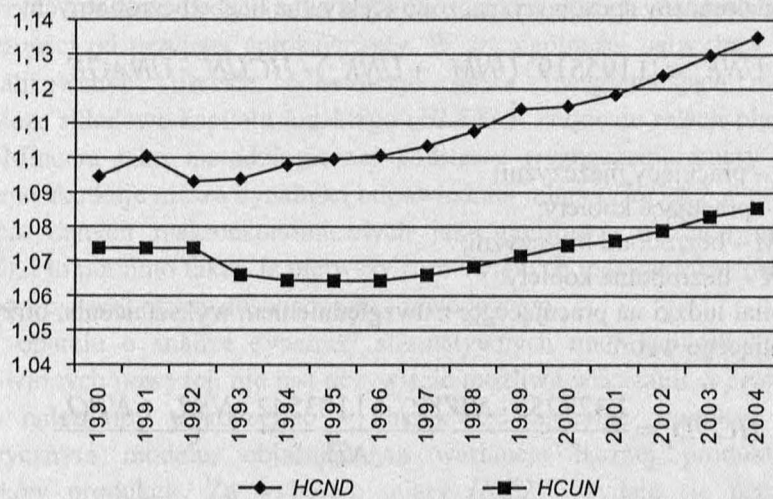
$UNPO$ – bezrobotni z wykształceniem podstawowym.

Wskaźnik wieku (doświadczenia zawodowego) na pracującego jest wyznaczony ze wzoru:

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

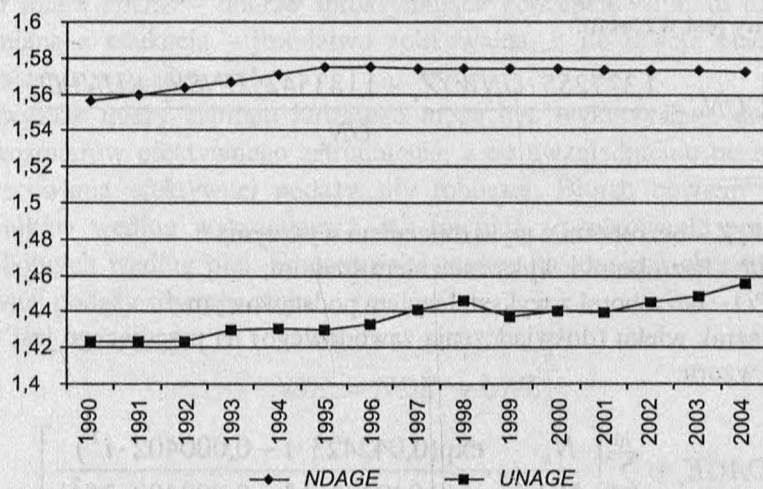
zaś wskaźnik wieku (doświadczenia zawodowego) na bezrobotnego dany jest wzorem:

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



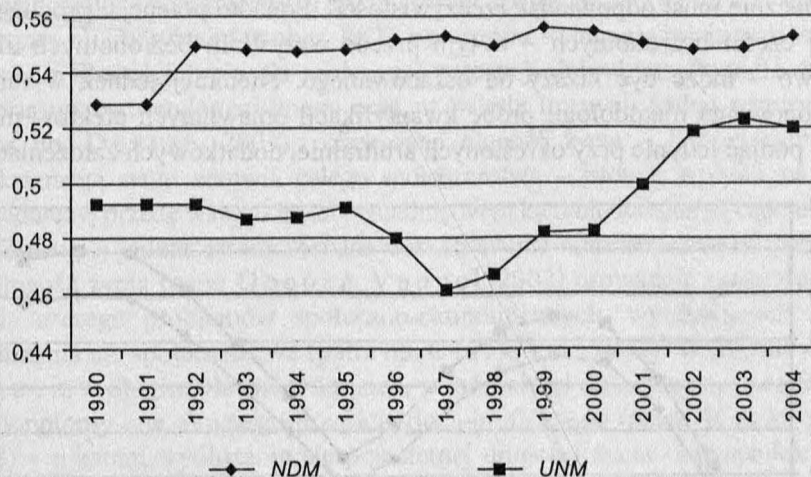
Rys. 4. Wskaźniki wykształcenia dla pracujących (HCND) i bezrobotnych (HCUN)

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 5. Wskaźniki wieku dla pracujących (NDAGE) i bezrobotnych (UNAGE)

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 6. Udział mężczyzn wśród pracujących (NDM) i bezrobotnych (UNM)

Źródło: opracowanie własne.

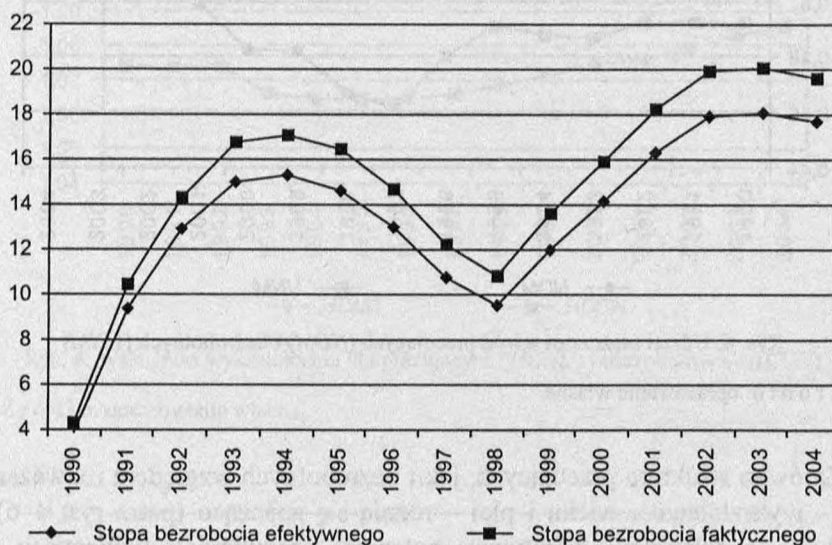
Zarówno struktura pracujących, jak i bezrobotnych względem rozważanych cech – wykształcenia, wieku i płci – różnią się znacząco (patrz rys. 4–6), co decyduje, iż relatywny, efektywny potencjał produkcyjny tkwiący w bezrobotnych jest niższy od potencjału uosobionego w pracujących. Innymi słowy, relacja UNE_t / UN_t jest większa od relacji NDE_t / ND_t , z czego wynika również, iż:

$$\frac{UN_t}{ND_t + UN_t} > \frac{UNE_t}{NDE_t + UNE_t} \quad (12)$$

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

Efektywna stopa bezrobocia jest zatem do 2 pkt proc. 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 przyjęto, że bezrobotni są skłonni do podjęcia pracy na warunkach – średnio rzecz biorąc – analogicznych dla już pracujących, co

niekoniecznie musi odpowiadać rzeczywistości⁴. Ponadto potencjał produkcyjny pewnej części bezrobotnych – w tym przede wszystkim bezrobotnych długo-okresowo – może być niższy od oszacowanego. Niemniej jednak w ramach zaproponowanej metodologii próbę kwantyfikacji omawianych efektów można byłoby podjąć jedynie przy określonych arbitralnie, dodatkowych założeniach.



Rys. 7. Stopa bezrobocia faktycznego (według GUS) i efektywnego

Źródło: opracowanie własne.

2. MODEL STRUKTURY LUDNOŚCI WEDŁUG PŁCI I WIEKU

2.1. Wprowadzenie

Warunki zdrowotne stanowią jeden z ważnych czynników określających poziom kapitału ludzkiego. Istotnie, zdrowe i długie życie jest nadrzędną wartością z punktu widzenia jednostki ludzkiej. Wyniki szeroko zakrojonego badania ankietowego przeprowadzonego pod auspicjami ONZ (patrz *Millennium Poll*, 2000) potwierdzają jednoznacznie, iż ludzie na całym świecie – bez względu na liczne cechy ich różnicujące – najwyżej cenią sobie tę właśnie wartość. Stąd oczekiwana długość życia stanowi jeden z centralnych punktów zainteresowań ekonomii dobrobytu, czego przejawem jest m.in. istnienie

⁴ 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.

licznych makroekonomicznych indyktorów (patrz np. Florczak, 2008b) – będących alternatywami wobec PKB *per capita* – uwzględniających *explicite* znaczenie długości życia dla społecznej percepcji dobrobytu. Ponadto, zgodnie z teorią wzrostu endogenicznego oraz w świetle licznych badań empirycznych (patrz np. Deaton, 2003), oczekiwana długość życia – będąca syntetyczną aproksymantą stanu zdrowia całego społeczeństwa – istotnie wpływa na wzrost gospodarczy, przede wszystkim za pośrednictwem kapitału ludzkiego i społecznego.

Z drugiej jednak strony rosnąca w skali świata nieprzerwanie od ponad 100 lat długość życia (patrz Oeppen, Vaupel, 2002) prowadzić może do wystąpienia szeregu problemów społeczno-ekonomicznych, wynikających z faktu postarzania się społeczeństwa (patrz np. Clark i in., 2004). Wszystko wskazuje na to, iż w długim okresie w krajach, w których od dłuższego czasu obserwuje się symptomy tzw. drugiego przejścia demograficznego (patrz Kurkiewicz, 1998) – a zatem wydłużanie się przeciętnej długości życia oraz spadek współczynników dzietności do poziomów niezapewniających reprodukcji prostej ludności – konieczne będą daleko idące zmiany instytucjonalne.

W świetle poczynionych uwag wydaje się szczególnie pożądane, aby dysponować odpowiednim narzędziem analizy ilościowej, umożliwiającym kwantyfikację społeczno-ekonomicznych uwarunkowań długości życia. Konstrukcja adekwatnego modelu makroekonomicznego, w którym obok równań objaśniających oczekiwaną długość życia znalazłyby się równania generujące strukturę ludności według płci i wieku, jak również równania objaśniające podstawowe mechanizmy społeczno-ekonomiczne dla gospodarki Polski, pozwoliłaby na systemową analizę różnorodnych aspektów rozwoju demograficznego w szerokim kontekście rozwoju zrównoważonego.

Temu właśnie celowi podporządkowano niniejsze badanie. Ogólny zarys koncepcji modelu rozwoju zrównoważonego dla Polski, z uwzględnieniem powiązań demograficznych i ekonomicznych, zawarto w artykule W. Florczaka i W. Welfe (2007), zaś w niniejszym przedstawiono moduł odpowiedzialny za aspekty demograficzne⁵.

Na etapie koncipowania submodelu demograficznego sformułowano następujące hipotezy robocze:

a) submodel uwzględniać powinien społeczno-ekonomiczne determinanty oczekiwanej długości życia, co oznacza, iż specyfikacje równań oczekiwanej długości życia będą miały charakter zależności przyczynowo-skutkowych;

b) współczynniki umieralności w ustalonych grupach wiekowych – oddzielnie dla kobiet i mężczyzn – dadzą się aproksymować nieskomplikowaną pod względem numerycznym funkcją, np. krzywą Gomperta lub krzywą logistyczną. Warunek ten wynika z umożliwienia wykorzystania przyszłego, pełnego

⁵ Propozycję modelu objaśniającego liczbę urodzeń wraz z wynikami badań empirycznych przedstawiono w odrębnym opracowaniu.

systemu symulacyjnego (Florczak, Welfe, 2007) do analiz makroekonomicznych. Zastosowanie bardziej skomplikowanych postaci funkcyjnych (np. rozkładu Weibulla) wiązałoby się z trudnymi do pokonania problemami powstającymi na etapie rozwiązywania systemu przy użyciu komputerowych pakietów symulacyjnych;

c) uzyskane oszacowania parametrów krzywej Gomperta i krzywej logistycznej – zróżnicowane względem płci i poszczególnych grup wiekowych – dadzą się objaśnić zmiennością oczekiwanego czasu życia, odpowiednio dla kobiet i mężczyzn;

d) submodel musi generować strukturę ludności Polski według płci i wieku dla poszczególnych roczników oraz umożliwiać ich łatwą agregację.

Opracowanie ma następującą strukturę. W podpunkcie 2.2 przedstawiono listę potencjalnych zmiennych, objaśniających równania oczekiwanego czasu życia wraz z odwołaniem do odpowiednich hipotez badawczych w kontekście społeczno-ekonomicznych uwarunkowań czasu życia oraz omówiono dane wykorzystane w analizie. W podpunkcie 2.3 przedstawiono i skomentowano wyniki autorskiego badania empirycznego nad makroekonomicznymi determinantami oczekiwanego czasu życia. Podpunkt 2.4 poświęcony jest przejściu z poziomu objaśnienia oczekiwanego czasu życia na poziom objaśnienia cząstkowych współczynników umieralności i konstrukcji struktury ludności Polski według płci i wieku. Artykuł zamykają uwagi i spostrzeżenia końcowe.

2.2. Specyfikacja równania oczekiwanego czasu życia oraz dane wykorzystane w badaniu

Przez oczekiwaną długość życia w wieku x lat⁶ rozumie się „średnią liczbę lat, jaką w danych warunkach umieralności ma jeszcze do przeżycia osoba pochodząca z badanej populacji i będąca w wieku x ukończonych lat” (Hołzer, 1989, s. 244). Pojawiający się w licznych dyskusjach i badaniach termin „oczekiwana długość życia” jest przy tym skrótem myślowym od terminu „przeciętna długość życia osób nowo narodzonych, czyli w wieku 0 lat”. Miara ta powszechnie uznawana jest nie tylko za jeden z najbardziej syntetycznych wskaźników stanu demograficznego danej populacji, ale również – o czym już wspomniano – za jeden z najważniejszych indykatorów szeroko pojmowanego dobrobytu społecznego.

Formalnie oczekiwaną długość życia⁷ wyznaczyć można za pomocą następującej ogólnej formuły:

⁶ W polskiej terminologii demograficznej występuje także równoważny termin „przeciętne trwanie życia osób w wieku x lat”.

⁷ W dalszej części opracowania przez „oczekiwaną długość życia” będziemy rozumieli „przeciętną długość życia osób w wieku 0 lat”.

$$e_{0,T} = \frac{1}{2} \sum_{t=1}^{\omega} {}_tP_{0,T} = \frac{1}{2} \sum_{t=1}^{\omega} t \cdot {}_tP_{0,T} \cdot q_{0+t,T} \quad (13)$$

gdzie:

$e_{0,T}$ – oczekiwana długość życia osoby nowo narodzonej w warunkach roku T ;

${}_tP_{0,T}$ – prawdopodobieństwo dożycia do wieku t lat osoby nowo narodzonej w warunkach roku T ;

ω – maksymalna – historycznie odnotowana – długość życia;

$q_{0+t,T}$ – prawdopodobieństwo zgonu w wieku t lat w warunkach roku T .

Dla potrzeb niniejszego badania – bez wchodzenia w techniczne szczegóły związane z konstrukcją tablic wymieralności i sposobem wyznaczania poszczególnych elementów formuły (13), które znaleźć można niemal w każdym podręczniku demografii – należy skonstatować, iż miara (13) transformuje informacje zawarte w cząstkowych współczynnikach umieralności (*crude death rates*) w jedną zagregowaną miarę. Zatem modelowanie/prognozowanie oczekiwanej długości życia jest *implicite* równoznaczne z modelowaniem współczynników umieralności (i odwrotnie). Wrócimy do tego spostrzeżenia w podpunkcie 2.4.

W prezentowanym badaniu oczekiwaną długość życia uczyniono funkcją najważniejszych zmiennych społeczno-ekonomicznych oraz wybranych czynników ryzyka. Nie ulega bowiem wątpliwości, iż to właśnie one odpowiadają współcześnie za długookresowy wzrost oczekiwanej długości życia w krajach rozwiniętych, w tym również w Polsce. Dobór zmiennych objaśniających poprzedzono przeglądem literatury tematu, ze szczególnym uwzględnieniem aplikacji empirycznych. Ogólna postać równania objaśniającego wariację oczekiwanej długości życia jest następująca:

$$LEXP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_i X_{it} + \sum_{i=k}^K \alpha_i \ln X_{it} + \varepsilon_t \quad (14)$$

gdzie:

$LEXP_t$ – oczekiwana długość życia w roku t , próba roczna: 1970–2005;

α_0 – wyraz wolny;

α_i – parametry strukturalne, $i = 1, \dots, K$;

X_{it} – wartość i -tej zmiennej objaśniającej w roku t ;

$\ln$ – logarytm naturalny;

ε_t – składnik losowy.

Równanie oczekiwanej długości życia ma zatem standardową – spotykaną w większości badań tego typu – postać, przy czym starano się w oparciu o przesłanki teoretyczne *a priori* dokonać podziału zmiennych objaśniających na dwie grupy: te z nich, których wpływ na oczekiwaną długość życia nie powinien

Tablica 1

Lista zmiennych wykorzystanych w badaniu, źródła danych

Lp.	Czynniki	Wykorzystane aproksymanty/ jednostka miary/symbol zmiennej	Uzasadnienie teoretyczne z zakresu nauk ekonomicznych/ sociologicznych/ medycznych	Wybrane aplikacje	Związek/ stopień integracji	Uwagi dotyczące bazy danych dla Polski
1	2	3	4	5	6	7
Czynniki społeczno-ekonomiczne						
1.	PKB <i>per capita</i>	logarytm PKB <i>per capita</i> , tys. zł w cenach z roku 1995; <i>lnGDPcap</i>	Deaton, 2003 Smith, 1999	Carrin, Politi, 1995 Rodgers, 2002	(+) I(1)	„Roczniki Statystyczne” GUS + bazy danych modeli serii W8
2.	nierówności ekonomiczne	współczynnik koncentracji płac oparty na krzywej Lorenza; %, <i>GINI</i>	Deaton, 2003 Wilkinson, 1999	Rodgers, 2002 Spijker, 2004	(-) I(1)	za lata 1980–2005 – Kumor, 2006; za lata 1970–1979 – obliczenia własne na podstawie decylogowego rozkładu płac w gospodarce uspołecznionej; „Roczniki Statystyczne” GUS za lata 1970–1979
3.	współczynnik urbanizacji	<i>URB</i> , %	Yen, Syme, 1999 Spijker, 2004	Rajkumar, Swaroop, 2002 Spijker, 2004	(?) I(1)	„Roczniki Statystyczne” GUS
4.	kapitał ludzki	udział osób z wykształceniem wyższym w ogólnej liczbie kobiet/mężczyzn; %; 4a) <i>HIC</i> – ogółem 4b) <i>HCM</i> (mężczyźni) 4c) <i>HCK</i> (kobiety)	Crimmins, Yasuhico 2001 Mueller, 2002	Crimmins, Yasuhico, 2001 Mueller, 2002	(+) I(2) I(2) I(2)	„Roczniki Statystyczne” GUS + „Roczniki Demograficzne” GUS

Czynniki społeczno-ekonomiczne						
5.	kapitał społeczny	5a) liczba przestępstw ogółem na 1 tys. mieszkańców, <i>PO</i> 5b) liczba przestępstw prze- ciwko zdrowiu i życiu + przeciwko bezpieczeństwu powszechnemu + przeciw- ko mieniu, na 1 tys. mieszkańców, <i>PPZZ</i> 5c) wskaźnik rozwodów do nowo zawartych mał- żeństw	Kawachi i in., 1997 Kennelly i in., 2003	(-) I(1) I(1) I(1)	„Roczniki Statystyczne” GUS	
6.	stopa bezrobocia	%, <i>UNR</i>	Cutler i in., 2000 Deaton, 2003	Forbes, McGregor, 1984 Joyce, 1998	(-) I(0)	„Roczniki Statystyczne” GUS
Czynniki behawioralne						
7.	spożycie alkoholu	w litrach na 1 mieszkańca, <i>ALCOH</i>	Jousilhati i in., 1995 Ryan, 1995	Chukmaitova, 2003 Ivaschenko, 2004 Spijker, J. 2004	(-) I(1)	„Roczniki Statystyczne” GUS
8.	konsumpcja papierosów	w sztukach na 1 mieszkańca, <i>CIGAR</i>			(-) I(1)	„Roczniki Statystyczne” GUS
9.	spożycie owoców	w kg na 1 mieszkańca, <i>OWOC</i>			(+) I(1)	„Roczniki Statystyczne” GUS
10.	sprawność fizyczna	liczba osób ćwiczących w klubach sportowych na 1 tys. mieszkańców, <i>SPORT</i>			(+) I(1)	„Roczniki Statystyczne” GUS

Tablica 1 (cd.)						
1	2	3	4	5	6	7
			Czynniki instytucjonalne			
11.	ochrona zdrowia	11a) publiczne nakłady <i>per capita</i> na ochronę zdrowia, ceny stałe z 1995 r. (logarytm), <i>lnOCHZ</i> 11b) liczba lekarzy na 1 tys. mieszkańców, <i>DOC</i>	Hitris, Posnett, 1992 Spijker, 2004	Filmer, Pritchett, 1999 Aavik, Holmaas, 2004	(+) I(1) I(2)	„Roczniki Statystyczne” GUS
12.	postęp w naukach medycznych/po- stęp techniczny	12a) skumulowane krajowe nakłady na B+R w cenach 1995 r. (logarytm), <i>lnBRKS</i> 12b) skumulowane zagraniczne nakłady na B+R ważone udziałami importu Polski w cenach z 1995 r. (logarytm), <i>lnBRMS</i>	McClellan, Noguchi, 1998 Glied, Lleras-Muney, 2003	Lichtenberg, 2000, Rajkumar, 2002 Swaroop, 2002	(+) I(2) I(2)	„Roczniki Statystyczne” GUS + bazy danych modeli serii W8
			Czynniki środowiskowe			
13.	destymulanty stanu środowiska naturalnego	ważona suma emisji pyłów, dwutlenku siarki i dwutlenku azotu z wagami ustalonymi na podstawie badań epidemiologicznych; tys. ton, <i>GAZY</i>	$GAZY = 0,96 \cdot PYLY + 0,48 \cdot SO2 + 0,3 \cdot NO2$ Ostro, 1994 Samoli i in., 2006			„Roczniki Statystyczne” GUS + przeliczenia własne

Źródło: opracowanie własne.

ceteris paribus podlegać malejącemu oddziaływaniu oraz te, których wpływ na oczekiwaną długość życia powinien *ceteris paribus* maleć wraz ze wzrostem ich wartości.

W tab. 1 przedstawiono listę zmiennych objaśniających uwzględnionych w badaniu, wraz ze zwięzłym uzasadnieniem teoretycznym oraz wybranymi odwołaniami literaturowymi⁸.

Na zakończenie tej części rozważań warto wspomnieć, iż nawet tak długa lista potencjalnych zmiennych objaśniających o proveniencji społeczno-ekonomicznej nie jest wyczerpująca. W niniejszym badaniu uwzględniono jedynie te zmienne, dla których udało się zgromadzić odpowiednie dane statystyczne dla Polski. Jednocześnie nie brano pod uwagę czynników, które ze społeczno-ekonomicznego punktu widzenia można uznać za wtórne względem już uwzględnionych (np. metraż mieszkaniowy na osobę, będący funkcją przede wszystkim poziomu i zróżnicowania dochodów, czyli zmiennych *explicite* uwzględnionych w badaniu), jak również tych czynników, które – pomimo oczywistego wpływu na długość życia (np. dostęp do czystej wody pitnej czy podstawowe szczepienia ochronne) – nie wykazywały w analizowanym okresie (1970–2005) większych zmian, gdyż Polska etap drugiego przejścia epidemiologicznego miała już za sobą. Dodajmy również, iż w badaniu celowo nie dokonano gradacji znaczenia poszczególnych czynników dla oczekiwanej długości życia, wychodząc z założenia, iż ograniczenie *a priori* liczby zmiennych objaśniających do zaledwie kilku prowadzić może do problemu obciążenia estymatorów. Stąd w celu ustalenia zbioru zmiennych istotnych statystycznie *a posteriori* wykorzystano metodę regresji krokowej (*stepwise regression*), zaś uzyskane rezultaty poddano pełnej weryfikacji statystycznej.

Wnioski, jakie można wyciągnąć na podstawie analizy korelacyjnej oraz integracyjnej, jak również w oparciu o analizę graficzną trajektorii wzrostu poszczególnych zmiennych, streścić można następująco⁹:

- a) liczne współczynniki korelacji prostej pomiędzy regresorami a zmienną objaśnianą (oczekiwana długość życia ogółem oraz oddzielnie dla mężczyzn i kobiet) wykazują znaki sprzeczne z oczekiwanymi. Zatem analiza związku pomiędzy oczekiwaną długością życia a jej społeczno-ekonomicznymi determinantami, ograniczona do kilku zaledwie zmiennych (w skrajnych przypadkach do jednej), prowadzić może do fałszywych wniosków;
- b) wszystkie zmienne charakteryzują się wyraźną zmiennością w czasie;
- c) zmienna *UNR* jest zintegrowana w stopniu zerowym, co każe traktować ją jako krótkookresową jedynie determinantę oczekiwanej długości życia;

⁸ Więcej na ten temat Czytelnik znajdzie w artykule W. Florczaka, 2008a.

⁹ Ze względu na ograniczenia objętości artykułu zrezygnowano z przytoczenia rezultatów tej analizy. Stopień integracji zmiennych wykorzystanych w badaniu przedstawiono zaś w tab. 1.

d) wśród zmiennych objaśniających występują liczne zmienne zintegrowane w stopniu drugim, podczas gdy zmienna objaśniana jest zintegrowana w stopniu pierwszym. Stąd w celu uniknięcia regresji pozornej konieczne jest, aby w ostatecznym wariancie równania oczekiwanej długości życia znalazły się przynajmniej dwie zmienne $I(2)$;

e) pomiędzy zmiennymi objaśniającymi równania (14) istnieje silna współliniowość.

2.3. Wyniki analizy empirycznej dla równania oczekiwanej długości życia

Zgodnie ze specyfikacją przedstawioną równaniem (14), oczekiwaną długość życia uczyniono funkcją wszystkich czynników wymienionych w tab. 1. Analizowano przy tym trzy warianty równania (14): oddzielnie dla mężczyzn i dla kobiet oraz wariant wspólny¹⁰. W świetle współczesnych obserwacji różnice w przeciętnych długościach życia dla kobiet i mężczyzn uznać należy za trwałe element społeczno-demograficznej rzeczywistości, co *implicite* oznacza, iż siła oddziaływania uwarunkowań środowiskowych oraz czynników ryzyka na populację męską i żeńską musi być różna. Stąd – co pokazuje m. in. niniejsze badanie – poddanie analizie jedynie ogólnej średniej długości życia – bez uwzględnienia zróżnicowania płci – prowadzić może do przeoczenia niektórych czynników wpływających istotnie na zmiany długości życia jednej płci, przy jednoczesnym braku ich istotności dla zmian długości życia drugiej płci.

W tab. 2, w wariantach [1], [4] oraz [8], przedstawiono rezultaty oszacowań równania (2) odpowiednio dla mężczyzn, kobiet oraz bez podziału na płeć. Ze względu na silną współliniowość, występującą pomiędzy zmiennymi objaśniającymi, uzyskane oszacowania parametrów strukturalnych są w zdecydowanej większości nie tylko nieistotne, ale częstokroć charakteryzują się przeciwnymi do postulowanych znakami. Jednocześnie wysoki stopień objaśnienia wariancji zmiennej objaśnianej we wszystkich omawianych wariantach ([1], [4] i [8]) świadczy, iż przyczyną takich wyników jest silna współliniowość regresorów, co poprawy specyfikacji omawianych równań każe upatrywać w podjęciu prób zmierzających do uwzględnienia tego faktu.

Ekonometria stosowana postuluje kilka rozwiązań problemu współliniowości, przy czym (patrz np. Welfe, 2004, s. 146–150) żadne z nich nie jest w pełni zadowalające. Spośród istniejących propozycji najczęściej stosowaną jest heurystyczna metoda przeszukiwań. Istnieje przy tym kilka szczegółowych procedur w tym zakresie, wśród których do często wykorzystywanych należy metoda regresji krokowej.

¹⁰ Oczekiwaną długość życia dla mężczyzn i kobiet razem obliczono według następującej formuły: $LEXP = 0,5142 \cdot LEXPM + (1 - 0,5142) \cdot LEXPK$, gdyż na 10 000 urodzeń przypada (średnia za cały okres próby) 5142 narodzonych chłopców.

Tablica 2

Oszacowania parametrów strukturalnych równań oczekiwanej długości życia

Zmienna, wariant	Mężczyźni			Kobiety				Mężczyźni + kobiety			
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]
Constant	63,872 (5,12)	63,320 (7,57)	73,454 (21,30)	60,653 (7,85)	62,645 (11,57)	69,092 (120,5)	68,057 (33,29)	62,421 (6,56)	61,922 (9,52)	66,620 (89,98)	70,619
<i>lnGDP_c</i>	0,7478 (0,72)	–	1,7605 (2,80)	1,0423 (1,48)	1,1671 (2,26)	1,6362 (4,33)	1,5709 (3,92)	0,8638 (1,03)	–	1,4981 (3,02)	1,6619 (3,38)
<i>GINI</i>	–0,0783 (1,44)	–0,0850 (1,89)	–0,0852 (2,27)	–0,0603 (1,66)	–0,0703 (2,50)	–0,0657 (2,94)	–0,0588 (2,40)	–0,0701 (1,61)	–0,0936 (2,72)	–0,0657 (2,28)	–0,0748 (2,51)
<i>URB</i>	–0,3076 (2,01)	–0,3887 (3,28)	–0,2204 (2,72)	–0,0949 (0,92)	–	–	0,0271 (0,57)	–0,2014 (1,64)	–0,2398 (2,55)	–	–0,0929 (1,54)
<i>HC</i>	–	–	–	–	–	–	–	0,3655 (2,80)	0,3850 (7,36)	0,3201 (7,75)	0,4116 (6,98)
<i>HCM</i>	0,4569 (1,93)	0,3981 (3,87)	0,5867 (5,58)	–	–	–	–	–	–	–	–
<i>HCK</i>	–	–	–	0,3038 (3,65)	0,2690 (9,22)	0,3129 (12,18)	0,3112 (8,22)	–	–	–	–
<i>PO</i>	–0,0229 (0,28)	–	–	–0,0096 (0,17)	–	–	–	–0,0174 (0,26)	–	–	–
<i>PPZZ</i>	–0,0073 (0,09)	–	–0,0539 (2,30)	–0,0057 (0,11)	–	–	–0,0082 (0,56)	–0,0060 (0,09)	–	–	–0,0312 (1,73)
<i>DIV</i>	0,0129 (0,27)	–	–	–0,0016 (0,05)	–	–	–	0,0035 (0,09)	–	–	–
<i>UNR</i>	0,0933 (2,35)	0,0595 (2,42)	–	0,0472 (1,78)	0,0400 (2,51)	–	–	0,0704 (2,21)	0,0490 (2,51)	–	–
<i>ALCOH</i>	–0,4655 (2,37)	–0,2643 (1,99)	–0,4302 (3,33)	–0,3400 (2,59)	–0,2672 (3,28)	–0,1886 (2,68)	–0,2165 (2,62)	–0,4022 (2,56)	–0,2979 (2,84)	–0,2485 (2,72)	–0,3197 (3,16)
<i>CIGAR</i>	–0,0008 (1,41)	–0,0010 (2,02)	–	–0,0002 (0,48)	–	–	–	–0,0005 (1,11)	–	–	–

Tablica 2 (cd.)

Zmienna, variant	Mężczyźni			Kobiety				Mężczyźni + kobiety			
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]
<i>OWOC</i>	0,0016 (0,16)	–	–	0,0040 (0,58)	–	–	–	0,0030 (0,37)	–	–	–
<i>SPORT</i>	0,0179 (1,40)	0,0181 (2,07)	–	0,0115 (1,33)	0,0092 (1,40)	–	–	0,0150 (1,46)	0,0169 (2,38)	–	–
<i>GAZY</i>	–0,0006 (1,92)	–0,0006 (2,63)	–0,0006 (2,90)	–0,0002 (1,12)	–0,0004 (3,18)	–0,0004 (2,97)	–0,0004 (2,86)	–0,0005 (1,70)	–0,0006 (4,07)	–0,0006 (3,90)	–0,0005 (3,11)
<i>lnOCHZ</i>	1,1653 (2,27)	1,2461 (4,33)	–	0,4856 (1,45)	0,4225 (2,18)	–	–	0,8459 (2,08)	0,9365 (4,01)	–	–
<i>DOC</i>	2,7771 (2,58)	2,4447 (3,02)	3,1132 (3,52)	1,8062 (2,55)	1,4804 (2,75)	2,3688 (5,25)	2,2064 (3,86)	2,3480 (2,75)	2,4774 (3,75)	2,0138 (3,46)	2,7188 (3,90)
<i>lnBRKS</i>	2,4348 (1,82)	2,1000 (1,91)	–	1,3985 (1,57)	0,7210 (1,41)	–	–	1,9184 (1,79)	1,6224 (2,00)	–	–
<i>lnBRMS</i>	–1,0523 (0,95)	–	–	–0,0409 (0,06)	–	–	–	–0,5643 (0,66)	–	–	–
R^2	0,974	0,977	0,970	0,991	0,993	0,991	0,991	0,985	0,987	0,982	0,984
D-W	2,13	1,94	2,01	2,30	2,25	1,99	2,06	2,19	2,08	1,70	2,06
J-B	0,725	0,456	0,375	0,573	0,976	0,886	0,926	0,884	0,739	0,061	0,325
White	0,362	0,668	0,872	0,675	0,250	0,716	0,733	0,542	0,517	0,942	0,865
RESET	0,913	0,821	0,539	0,231	0,370	0,091	0,112	0,529	0,543	0,098	0,247
H-C	2,38	2,06	2,18	1,61	1,95	–	–	2,28	1,89	1,10	2,18
ADF	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)

Źródło: obliczenia własne.

W niniejszym badaniu zastosowano metodę regresji krokowej w wariancie *backward*¹¹, której rezultaty zawiera tab. 2 (odpowiednio warianty [2], [5] i [9]). W nawiasach przytoczono wartości absolutne statystyk *t*-Studenta, zaś do sprawdzenia poprawności statystycznej uzyskanych wyników wykorzystano następujący zestaw testów i miar¹²:

$\bar{R}^2$ – wartości skorygowanego współczynnika determinacji: stopień objaśnienia wariancji zmiennej objaśnianej;

D-W – wartości statystyki Durбина-Watsona: weryfikacja hipotezy o sferyczności – braku autokorelacji – składnika losowego;

White – test White’a: weryfikacja hipotezy o sferyczności – homoskedastyczności – składnika losowego;

J-B – test Jarque’a-Berra: weryfikacja hipotezy o normalności rozkładu składnika losowego;

RESET – test RESET: weryfikacja hipotezy o błędach specyfikacji;

H-C – test Harvey’a-Colliera: weryfikacja hipotezy o stabilności parametrów strukturalnych;

ADF – poszerzony test Dickey’a-Fullera: weryfikacja hipotezy o stacjonarności składnika losowego.

W odpowiednich wierszach tab. 2 dla $\bar{R}^2$, D-W, H-C przytoczono wartości uzyskane w wyniku wyliczenia odpowiednich miar i testów, zaś w wierszach dla J-B, White i RESET przytoczono poziomy istotności¹³, uzyskane w wyniku zastosowania wymienionych testów. W przypadku testu ADF podano stopień zintegrowania składnika losowego.

Zgodnie z procedurą regresji krokowej wszystkie zmienne objaśniające w specyfikacjach [2], [5] i [9] (tab. 2) są statystycznie istotne, co najmniej na 10-procentowym poziomie istotności, przy czym zdecydowana ich większość jest istotna na 5-procentowym i niższych poziomach istotności. Wszystkie uwzględ-

¹¹ Idea metody regresji krokowej w wariancie *backward* jest zbliżona do metodologii modelowania od ogółu do szczegółu (*general to specific*), gdyż za punkt startowy przyjmuje się regresję względem wszystkich zmiennych objaśniających. Następnie ze specyfikacji usuwane są zmienne o najniższych wartościach statystyki *t*-Studenta, aż do momentu, w którym wszystkie zmienne egzogeniczne są statystycznie istotne.

¹² W doborze narzędzi diagnostycznych kierowano się koniecznością sprawdzenia podstawowych właściwości statystycznych uzyskanych oszacowań, z uwzględnieniem realizacji tzw. schematu Gaussa-Markowa (patrz np. Welfe, 2004, s. 64–66). Ze względu na ograniczenia objętości artykułu pominięto szczegóły metodologiczne związane z konstrukcją omawianych miar i testów. Ich opis Czytelnik znajdzie w każdym współczesnym podręczniku do teorii ekonometrii (np. Welfe, 2004).

¹³ Oznacza to, iż podstawy do odrzucenia hipotez zerowych – dotyczących odpowiednio: a) normalności rozkładu składnika losowego, b) homoskedastyczności składnika losowego oraz c) braku innych błędów specyfikacji – pojawiają się wówczas, gdy poziom istotności okaże się niższy od przyjętego (standardowo 0,05).

nione w badaniu miary dobroci modelu i testy diagnostyczne wskazują na poprawność omawianych modeli. Również wszystkie – poza jednym – oszacowania parametrów strukturalnych charakteryzują się znakami zgodnymi z postulatami teoretycznymi. Owym wyjątkiem jest oszacowanie parametru przy stopie bezrobocia (*UNR*), co jednak podważa wartość poznawczą wyników uzyskanych w przytoczonych wariantach¹⁴ i bliższą ich interpretację czyni bezzasadną. Stąd w kolejnych próbach rozważano warianty z restrykcjami zerowymi nałożonymi na zmienną *UNR*. Ponowne zastosowanie regresji krokowej prowadzi do wyników przedstawionych wariantami [3], [6] i [10] (tab. 2).

Tym razem uzyskane rezultaty są w pełni akceptowalne zarówno pod względem merytorycznym, jak i statystycznym. Znaki oszacowań wszystkich parametrów strukturalnych zgodne z przesłankami teoretycznymi, istotność – na co najmniej 5-procentowym poziomie – wszystkich regresorów, wysoki stopień objaśnienia wariancji regresant, pożądane właściwości stochastyczne składników losowych, brak błędów specyfikacji i stabilność parametrów strukturalnych w czasie pozwalają na sformułowanie wniosku o adekwatności omawianych modeli dla objaśnienia wariancji oczekiwanej długości życia.

Interpretacja oszacowań parametrów strukturalnych jest standardowa. W przypadku zmiennych objaśniających, zdefiniowanych w postaci poziomów (*PPZZ*, *ALCOH*, *GAZY*, *DOC*), ich wzrost o jednostkę prowadzi *ceteris paribus* do spadku/wzrostu – zależnie od znaku parametru – oczekiwanej długości życia o liczbę lat równą wartościom odpowiednich parametrów. W przypadku zmiennych przedstawionych w postaci udziałów procentowych (*GINI*, *URB*, *HC/HCK/HCM*), wzrost ich wartości o jednostkę – a zatem wzrost o 1 pkt proc. – prowadzi *ceteris paribus* do spadku/wzrostu oczekiwanej długości życia o liczbę lat równą wartościom odpowiednich parametrów. I wreszcie, wzrost logarytmu PKB *per capita* o jednostkę – co odpowiada zwielokrotnieniu jego poziomu – prowadzi do wzrostu, przy pozostałych warunkach niezmiennych, oczekiwanej długości życia o liczbę lat równą wartości parametru stojącego przy $\ln GDP_c$.

Wyniki uzyskane w analizowanych wariantach, w podziale na mężczyzn [3] i kobiety [6], wskazują na szereg różnic w ocenach wpływu na oczekiwaną długość życia każdej z płci czynników w nich uwzględnionych. Jednakże ze względu na fakt, iż warianty [3] i [6] nie są w pełni kompatybilne, gdyż wariant [3] zawiera dwie zmienne (*URB* i *PPZZ*) niewystępujące w wariancie [6],

¹⁴ Celem badania jest analiza związków przyczynowo-skutkowych pomiędzy oczekiwaną długością życia a szerokim spektrum uwarunkowań społeczno-ekonomicznych i behawioralnych. Stąd wyniki, które przeczą postulatowi teoretycznemu uznać należy *ex cathedra* za niedopuszczalne.

zdecydowano się na wprowadzenie owych zmiennych również do wariantu [6]. Jak należało się spodziewać, różnice w oszacowaniach parametrów pomiędzy nowym wariantem równania [7] dla kobiet a wariantem [6] nie są znaczne, zaś nowo wprowadzone zmienne są statystycznie nieistotne. Niemniej jednak poszerzenie zbioru regresorów o powyższe zmienne zapewnia pełną porównywalność uzyskanych oszacowań parametrów strukturalnych i pozwala na wyciągnięcie szeregu interesujących wniosków dotyczących zróżnicowania wpływu czynników, uwzględnionych w ostatecznych wariantach równań [3], [7] i [11], na oczekiwaną długość życia. Warto również zauważyć, iż zastosowanie wykorzystanej w badaniu procedury selekcji regresorów (regresja krokowa) do objaśnienia oczekiwanej długości życia, bez podziału na płeć, nie zidentyfikowałoby istotności wpływu zmiennych *URB* i *PPZZ* (wariant [10]). Jednakże czynniki te okazują się statystycznie istotne dla objaśnienia oczekiwanej długości życia mężczyzn, zaś po wprowadzeniu do równania regresji bez podziału na płeć również okazują się istotne, chociaż tym razem na 10-procentowym poziomie istotności. Zatem ostatecznie, w dalszej części rozważań, za wiążące przyjęto warianty [3], [7] i [11].

W celu ostatecznej legitymizacji równań [3], [7] i [11] należy jeszcze zwyfikować hipotezę o braku wpływu zmiennych objaśniających występujących w wersjach wyjściowych równań, czyli w wariantach [1], [4] i [8] (równania bez restrykcji), ale pominiętych w równaniach końcowych [3], [7] i [11], czyli w równaniach z restrykcjami. W analizowanych przypadkach wartości statystyki *F* wynoszą odpowiednio: 1,437, 1,102, 1,2531, co odpowiada następującym poziomom istotności: 0,2225, 0,4089, 0,3269. Stwierdzić można zatem, iż nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku wpływu innych zmiennych poza *lnGDPc*, *GINI*, *HC* (*HCM*, *HCK*), *URB*, *PPZZ*, *ALCOH*, *GAZY* i *DOC* na objaśnienie zmienności oczekiwanej długości życia w Polsce w latach 1970–2005.

Ze względu na fakt, iż oszacowania parametrów strukturalnych w wariacie [11] mieszczą się *ex definitione* w przedziałach, których krańce wyznaczają oszacowania odpowiednich parametrów dla mężczyzn i kobiet, uwaga skoncentrowana zostanie na analizie porównawczej wariantów [3] i [7]. W oparciu o rezultaty uzyskane w wymienionych równaniach wyciągnąć można szereg interesujących wniosków¹⁵, których znaczna część znajduje potwierdzenie również w badaniach z dziedziny innych nauk społecznych czy medycznych. Do najważniejszych należą:

¹⁵ Zaznaczyć należy, iż ze względu na charakter badania (badanie makroekonomiczne, ograniczone do jednego kraju, o stosunkowo krótkiej próbie) sformułowane wnioski niejednokrotnie traktować należałoby jako hipotezy robocze do dalszych badań, wykorzystujących inne narzędzia analityczne i zestawy danych, jak również dyscypliny naukowe.

1) autonomiczna długość życia kobiet – utożsamiania z oszacowaniem wyrazu wolnego i uwzględniająca *implicite* wpływ wszystkich czynników pominiętych w równaniach, w tym przede wszystkim uwarunkowań biologicznych – jest krótsza od analogicznej wielkości dla mężczyzn. Ten pozornie zaskakujący wynik – biorąc pod uwagę fakt, iż przeciętna długość życia kobiet jest wyraźnie wyższa niż w przypadku mężczyzn – znajduje jednak teoretyczne wsparcie w dziedzinie nauk biologicznych¹⁶ (patrz np. Gavrilov, Gavrilova, 1991). Zatem o wspomnianej różnicy przesądzać muszą – w świetle uzyskanych rezultatów – czynniki pozabiologiczne;

2) zdrowie mężczyzn wydaje się bardziej „wrażliwe” na materialne aspekty egzystencji, o czym świadczą wyższe – w przypadku mężczyzn – wartości bezwzględne parametrów stojących zarówno przy PKB *per capita* ($\ln GDP_c$), jak i mierniku nierówności ekonomicznych ($GINI$). Zatem spadek dochodów czy zwiększenie zagregowanych dysproporcji płacowych prowadzą do większego uszczerbku na zdrowiu w przypadku mężczyzn niż kobiet. Z drugiej strony tendencje przeciwnie prowadzą oczywiście do efektów odwrotnych;

3) kobiety są bardziej odporne na szeroko rozumiany stres oraz dezintegrację społeczną, za których aproksymanty przyjąć można zarówno współczynnik urbanizacji (URB), jak i nasilenie przestępczości ($PPZZ$);

4) mężczyźni przywiązują mniejszą wagę do własnego zdrowia, o czym świadczy wyższa ich skłonność do zachowań „antyzdrowotnych”, uwidoczniła wyższą wartością bezwzględną – w porównaniu z wariantem dla kobiet – parametru stojącego przy zmiennej $ALCOH$ ¹⁷;

5) w przypadku mężczyzn stopień świadomości zachowań prozdrowotnych rośnie wraz z wykształceniem wyraźnie szybciej niż w przypadku kobiet (patrz oszacowania przy zmiennych HCM oraz HCK). Najprawdopodobniej nie bez znaczenia dla omawianych rezultatów pozostają – nie analizowane w niniejszym badaniu – efekty interakcyjne z dochodami oraz stylem życia;

6) mężczyźni są bardziej narażeni na negatywne zdrowotne konsekwencje związane ze stanem środowiska naturalnego, czego dowodzi oszacowanie parametru przy zmiennej $GAZY$, a częściowo również przy zmiennej URB . Najprawdopodobniej wynika to z faktu miejsca zatrudnienia. W takich sektorach gospodarki, jak budownictwo, transport i łączność, policja, obrona narodowa, kopalnictwo odkrywkowe itp., stopień maskulinizacji jest znaczny, a charakter wykonywanej pracy wiąże się – bardziej niż w przypadku innych zawodów – z koniecznością pracy w środowisku otwartym;

¹⁶ Gwoli ścisłości zaznaczyć trzeba jednak, iż w naukach biologicznych istnieją również na ten temat przeciwstawne teorie (patrz np. H a z z a r d, 1990).

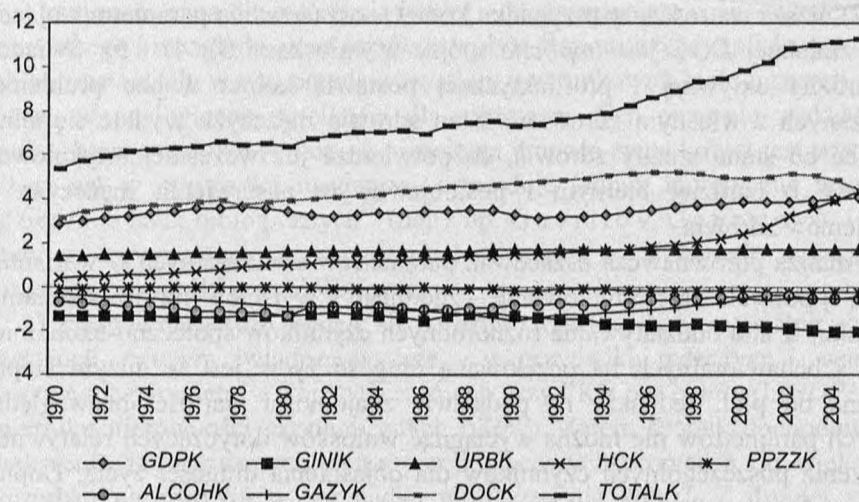
¹⁷ Taki sam wniosek płynie z porównania oszacowań parametrów przy zmiennej $CIGAR$ w odrzuconych wariantach. Wyższe parametry stojące przy omawianych zmiennych wynikają najprawdopodobniej z wyższego odsetka uzależnionych od omawianych nałogów mężczyzn niż kobiet.

7) niższa wartość – w przypadku kobiet – oszacowania parametru stojącego przy zmiennej *DOC* jest *implicite* spójna z wnioskami 3), 4) i 5). Świadczy o bardziej aktywnej i profilaktycznej postawie kobiet wobec problemów związanych z własnym zdrowiem. Stan zdrowia mężczyzn wydaje się silniej zależeć od stanu służby zdrowia, co potwierdza już wcześniej artykułowaną hipotezę o bardziej biernym i postobjawowym nastawieniu mężczyzn do problemów zdrowia.

Analiza porównawcza oszacowań parametrów strukturalnych w wariantach [3] i [7] pozwala na sformułowanie – zgodnego z wyjściowymi przesłankami – wniosku, iż siła oddziaływania różnorodnych czynników społeczno-ekonomicznych i behawioralnych na oczekiwaną długość życia jest w dużym stopniu zależna od płci. Jednakże na podstawie znajomości wartości bezwzględnej samych parametrów nie można wyciągnąć wniosków dotyczących relatywnego znaczenia poszczególnych czynników dla objaśnienia długości życia. Dopiero połączenie jednostkowego oddziaływania danego czynnika – wyrażonego przez wysokość odpowiedniego parametru strukturalnego – oraz przyjmowanych przezeń poziomów pozwala dokonać gradacji znaczenia poszczególnych czynników.

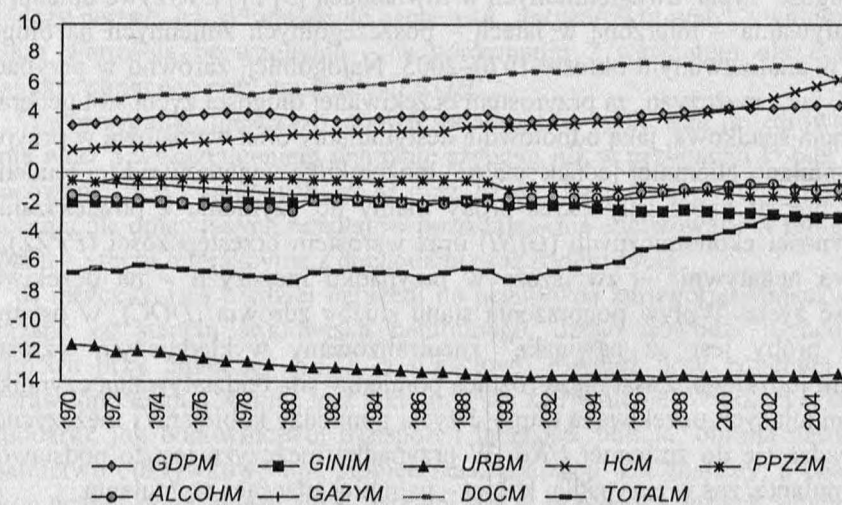
Na rys. 8–9 przedstawiono dekompozycję¹⁸ wpływu determinant oczekiwanej długości życia, uwzględnionych w równaniach [3] i [7]. Krzywe opisują siłę oddziaływania – mierzoną w latach – poszczególnych zmiennych na długość życia w analizowanym okresie 1970–2005. Najogólniej, zarówno w przypadku kobiet, jak i mężczyzn, za przyrostem oczekiwanej długości życia stoi generalna tendencja spadkowa, jaką odnotowują destymulanty oraz wzrostowa w przypadku stymulant. Niemniej jednak znaleźć można kilka wyjątków od tej tendencji. I tak, niemal przez cały okres próby mamy do czynienia z powiększaniem nierówności ekonomicznych (*GINI*) oraz wzrostem przestępczości (*PPZZ*), co wpływa negatywnie – zwłaszcza w przypadku mężczyzn – na oczekiwaną długość życia. Wpływ pogorszenia stanu służby zdrowia (*DOC*), w ostatnich latach próby jest „z nawiązką” zneutralizowany wykładniczym wzrostem kapitału ludzkiego. Zasadnicza różnica pomiędzy siłą oddziaływania czynników determinujących oczekiwaną długość życia pomiędzy kobietami i mężczyznami sprowadza się do zmiennej *URB*. W przypadku mężczyzn jest to podstawowa destymulanta, zaś w przypadku kobiet – najmniej znacząca stymulanta.

¹⁸ Poszczególne krzywe otrzymano, mnożąc wartości odpowiednich zmiennych przez wartości oszacowań stojących przy nich parametrów, uzyskanych w przyjętych ostatecznie wariantach [3] i [7]. Nie uwzględniono przy tym efektu związanego z wyrazem wolnym ze względu na problemy skali. Stąd teoretyczna wielkość oczekiwanej długości życia w poszczególnych latach powstaje w wyniku sumowania wartości krzywych *TOTALK* lub *TOTALM* – na rys. 8, 9 – i oszacowań wyrazów wolnych dla oczekiwanej długości życia odpowiednio kobiet (68,057) i mężczyzn (73,653).



Rys. 8. Dekompozycja wpływu poszczególnych czynników na oczekiwaną długość życia kobiet – w latach (bez wyrazu wolnego)

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 9. Dekompozycja wpływu poszczególnych czynników na oczekiwaną długość życia mężczyzn – w latach (bez wyrazu wolnego)

Źródło: obliczenia własne.

W oparciu o dekompozycję wpływu analizowanych uwarunkowań na oczekiwaną długość życia dokonać można następującej gradacji ich znaczenia¹⁹ (patrz rys. 8 i 9). W przypadku kobiet omawiana hierarchia jest następująca: ochrona zdrowia – *DOC*, dochody – *lnGDPc*, kapitał ludzki – *HCK*, nierówności ekonomiczne – *GINI*, współczynnik urbanizacji – *URB*, stan środowiska naturalnego – *GAZY*, styl życia – *ALCOH*, i wreszcie kapitał społeczny – *PPZZ*. Natomiast w przypadku mężczyzn kolejność ta jest wyraźnie inna: współczynnik urbanizacji, ochrona zdrowia, kapitał ludzki, dochody, nierówności ekonomiczne, kapitał społeczny, styl życia, i wreszcie stan środowiska naturalnego.

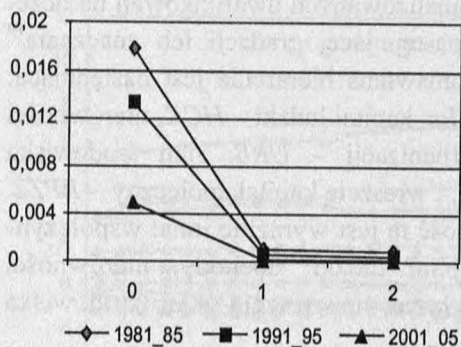
Na zakończenie tej części opracowania warto podkreślić, iż ustalone, w wyniku zastosowanej w badaniu procedury selekcji, zmienne objaśniające reprezentują w zasadzie wszystkie zidentyfikowane *a priori* obszary potencjalnego wpływu uwarunkowań społeczno-ekonomicznych i behawioralnych na oczekiwaną długość życia (patrz tab. 1).

2.4. Model struktury ludności Polski według płci i wieku

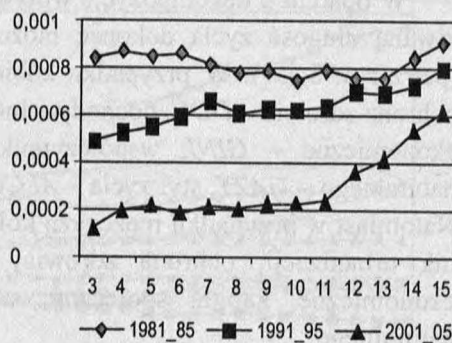
Ze wzoru (1) wynika, iż warunkiem koniecznym obliczenia wielkości e_0 jest znajomość cząstkowych współczynników umieralności. Wyznaczanie wartości oczekiwanej długości życia na podstawie znajomości cząstkowych współczynników umieralności (*age-specific mortality rates*) określić można zatem mianem podejścia typu *bottom-up*. Zauważmy, iż podejście takie ma charakter czysto techniczny, gdyż zmiany oczekiwanej długości życia wynikają ze zmian cząstkowych współczynników umieralności, przy czym te ostatnie nie są bezpośrednio uzależnione od czynników społeczno-ekonomicznych.

W niniejszym badaniu zaproponowano podejście *top-down*, w którym cząstkowe współczynniki umieralności uczyniono bezpośrednio funkcją oczekiwanej długości życia. W badaniach empirycznych tego typu cząstkowe współczynniki umieralności wyznaczane są w oparciu o funkcje, będące matematycznym odwzorowaniem tzw. „praw umieralności” (*mortality laws*) (patrz np. Hannerz, 2001). Parametry wspomnianych funkcji mogą być następnie uczynione funkcją czasu (patrz np. Humble i in., 2006) lub – co zaproponowano w niniejszym badaniu – oczekiwanej długości życia.

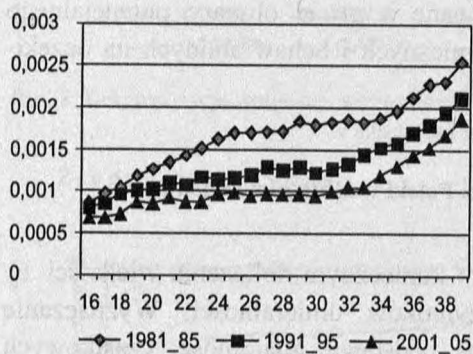
¹⁹ Brano pod uwagę wartości bezwzględne wpływu poszczególnych czynników na wysokość oczekiwanej długości życia w ostatnich latach próby.



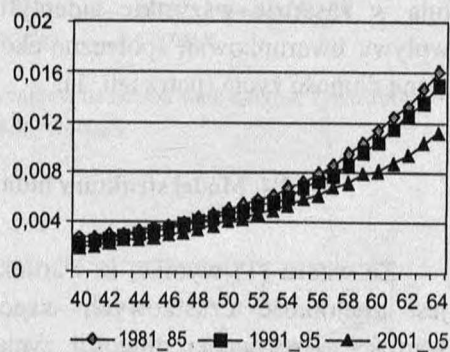
Rys. 10a. Współczynniki umieralności kobiet w grupie wiekowej 0-2 lata



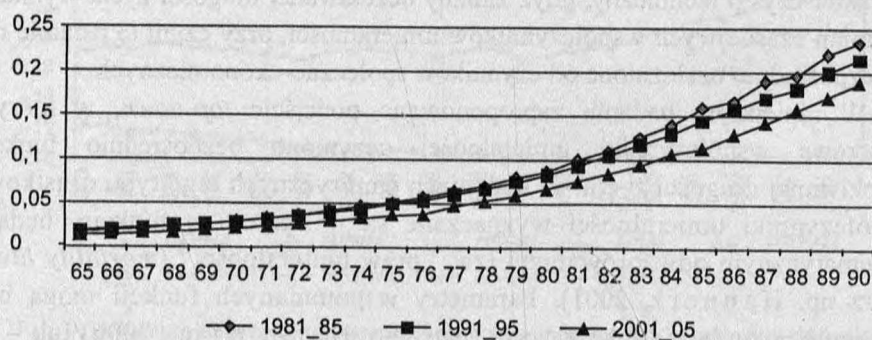
Rys. 10b. Współczynniki umieralności kobiet w grupie wiekowej 3-15 lata



Rys. 10c. Współczynniki umieralności kobiet w grupie wiekowej 16-39 lat



Rys. 10d. Współczynniki umieralności kobiet w grupie wiekowej 40-64 lata



Rys. 10e. Współczynniki umieralności kobiet w grupie 65+

Źródło: opracowanie własne.

x – osiągnięty wiek (w latach),

e – podstawa logarytmów naturalnych,

a, b, B – parametry.

Na rys. 10a–10e przedstawiono cząstkowe współczynniki umieralności kobiet²⁰ jako średnie 5-letnie z lat 1981–1985, 1991–1995 oraz 2001–2005. Zastosowanie średnich 5-letnich neutralizuje wpływ oddziaływania czynników przypadkowych na wartość omawianych współczynników w poszczególnych latach, zaś 10-letni okres dzielący poszczególne szeregi pozwala zaobserwować generalną tendencję spadkową współczynników we wszystkich kohortach. Łatwo przy tym zauważyć, iż spadki te są relatywnie wyższe w kohortach starszych wiekowo oraz dla kohorty osób nowo narodzonych.

Podział wszystkich kohort na odpowiednie grupy wiekowe (0–2, 3–15, 16–39, 40–65 oraz 65+) nie jest przypadkowy. Kryją się za nim zarówno argumenty empiryczne, jak i argumenty z zakresu nauk biologiczno-medycznych oraz społeczno-ekonomicznych²¹. Wraz z wiekiem osiąganym przez daną jednostkę ludzką wzrasta prawdopodobieństwo jej zgonu, jednakże prawdopodobieństw zgonów – czyli hipotetycznych współczynników umieralności – dla wszystkich kohort nie daje się wyznaczyć z wystarczającą precyzją – o czym świadczą wcześniejsze badania – za pomocą stałej funkcji, reprezentującej tzw. „prawa umieralności”. Stąd w niniejszym badaniu zaproponowano wykorzystanie estymacji segmentowej – oddzielnie dla każdego roku próby – do wyznaczenia parametrów stosunkowo prostych funkcji umieralności, a mianowicie krzywej Gomperta oraz krzywej logistycznej (patrz również argumentacja zawarta we wprowadzeniu).

Krzywa Gomperta, nazywana również prawem umieralności Gomperta, dana jest następującym wzorem:

$$\mu_x = a \cdot e^{b \cdot x} = a \cdot B^x \quad (15)$$

gdzie:

μ_x – współczynnik umieralności dla kohorty w wieku x lat.

Użyteczność prawa Gomperta – w jego oryginalnej formule – jest dla współczesnych aplikacji empirycznych ograniczona. Po pierwsze, zależność (15) ma charakter deterministyczny, podczas gdy pomiędzy wiekiem a prawdopodobieństwem zgonu występuje co najwyżej związek stochastyczny. Po drugie, prawo Gomperta ma charakter statyczny, co wyraża się w stałości wszystkich parametrów równania (15). Po trzecie wreszcie, prawo Gomperta zakłada, iż

²⁰ Zrezygnowano z przytoczenia odpowiednich wyników dla mężczyzn. Zaproponowana metodologia jest bowiem identyczna zarówno dla przypadku kobiet, jak i mężczyzn.

²¹ Wyszczególnione okresy życia odpowiadają okresowi niemowlęctwa i wczesnego dzieciństwa (0–2), dzieciństwa i dorastania (3–15), usamodzielniania się i zdobywania pozycji zawodowo-społecznej (16–39), stabilizacji życiowej (40–65) i „jesieni życia” (65+).

wzrost prawdopodobieństwa zgonu jest jedynie funkcją wieku człowieka i nie przewiduje możliwości zmian nasilenia prawdopodobieństwa w zależności od biologicznych, psychologicznych czy socjologicznych uwarunkowań typowych dla określonych etapów życia człowieka. Stąd, w celu wykorzystania koncepcji krzywej Gomperta do realizacji głównego zamierzenia niniejszego badania – jakim jest możliwość prognozowania struktury wiekowej ludności Polski – postanowiono zmodyfikować formułę (15) do następującej, quasi-segmentowej postaci:

$$\mu_{x,it} = A_{it} \cdot e^{b_{it} \cdot x} + \varepsilon_{x,it} = A_{it} \cdot B_{it}^x + \varepsilon_{x,it} \quad (16)$$

gdzie:

$\mu_{x,it}$ – współczynnik umieralności dla kohorty w wieku x lat, w i -tej grupie wiekowej w roku t . Współczynniki te wyznaczono w oparciu o dane zawarte w rocznikach demograficznych GUS jako:

$$\mu_{x,t} = 1 - \frac{N_{x+1,t+1}}{N_{x,t}} \quad (17)$$

gdzie:

$N_{x,t}$ – liczba ludności ogółem (lub oddzielnie dla kobiet i mężczyzn) w wieku x lat w roku t ;

$i = 1$ (grupa wiekowa 3–15 lat), 2 (16–39 lat), 3 (40–64);

e – podstawa logarytmów naturalnych;

A_{it}, b_{it}, B_{it} – parametry (zmienne po grupach wiekowych i po czasie);

$\varepsilon_{x,it}$ – składnik losowy.

Parametry równania (16) dla wyróżnionych grup wiekowych dla kobiet oszacowano przy użyciu nieliniowej metody najmniejszych kwadratów dla każdego roku z okresu 1981–2005²². Wyniki omawianych szacunków wraz z wartościami współczynników determinacji przedstawiono w tab. 3, zaś stopień dopasowania wartości teoretycznych do wartości empirycznych zilustrowano – dla wybranego 1981 r. – rys. 11a–11c.

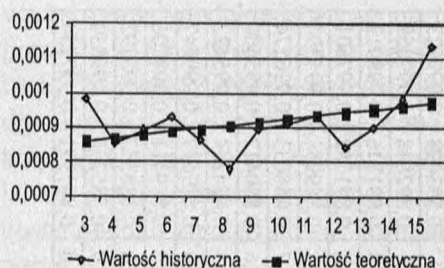
²² Ze względu na niską jakość danych, pominięto lata 70. oraz lata 1988 i 2000. W omawianych latach bowiem uzyskiwano niedopuszczalne (ujemne) wartości dla licznych cząstkowych współczynników umieralności (patrz wzór (17)).

Tablica 3

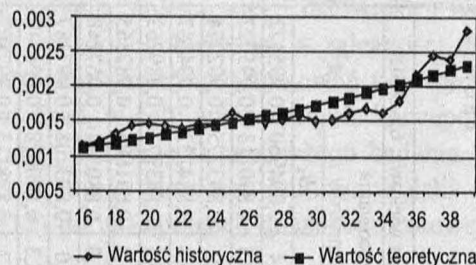
Oszacowania parametrów równania (4) i (6) dla kobiet

Rok	Grupa wiekowa: 3–15 lat			Grupa wiekowa: 16–39 lat			Grupa wiekowa: 40–64 lata			Grupa wiekowa: 65–90 lat		
	Oszacowania parametrów		R^2	Oszacowania parametrów		R^2	Oszacowania parametrów		R^2	Oszacowania parametrów		R^2
	A_1	B_1		A_2	B_2		A_3	B_3		A_4	B_4	
1981	0,000835	1,010241	0,993191	0,000673	1,032148	0,986264	0,000093	1,082884	0,998295	76121,4	0,894960	0,995172
1982	0,000963	1,003708	0,989393	0,000929	1,025733	0,990939	0,000106	1,081180	0,998817	117849,5	0,890113	0,995027
1983	0,001086	0,984151	0,996160	0,000727	1,032885	0,992595	0,000089	1,083982	0,998556	85480,9	0,893275	0,992374
1984	0,000652	0,990983	0,991549	0,000453	1,042326	0,994165	0,000062	1,090636	0,998877	186526,8	0,884222	0,994587
1985	0,000668	0,990255	0,994545	0,000487	1,042050	0,986026	0,000070	1,088966	0,999164	184506,5	0,883972	0,989763
1986	0,000735	0,999481	0,992610	0,000572	1,042305	0,983783	0,000086	1,085082	0,998537	233922,8	0,881805	0,982865
1987	0,001048	0,993766	0,991573	0,000692	1,040664	0,976708	0,000107	1,081257	0,998184	267501,0	0,880514	0,967248
1989	0,001472	0,972886	0,998620	0,000827	1,029316	0,990160	0,000074	1,087418	0,998123	91380,0	0,893208	0,997487
1990	0,000338	1,038120	0,991630	0,000265	1,054576	0,994033	0,000059	1,091331	0,998563	111388,3	0,890978	0,994412
1991	0,000759	0,989238	0,997717	0,000506	1,037934	0,993124	0,000073	1,087446	0,998210	57135,7	0,898113	0,997809
1992	0,000580	1,005830	0,990448	0,000450	1,035347	0,990908	0,000063	1,089311	0,998462	89510,1	0,893498	0,999523
1993	0,000422	1,039303	0,990153	0,000466	1,034630	0,993743	0,000067	1,087767	0,998933	93219,2	0,892848	0,999058
1994	0,000373	1,056053	0,989999	0,000515	1,033268	0,991224	0,000075	1,085697	0,997728	105870,4	0,891746	0,998912
1995	0,000312	1,076596	0,989845	0,000440	1,039367	0,993042	0,000086	1,082517	0,998445	111094,6	0,891382	0,997601
1996	0,000205	1,087946	0,988949	0,000312	1,044056	0,987913	0,000068	1,086324	0,998555	125204,4	0,889951	0,995394
1997	0,000133	1,121555	0,991485	0,000301	1,044840	0,987176	0,000080	1,082851	0,998933	186693,7	0,886033	0,996574
1998	0,000090	1,149518	0,988275	0,000324	1,042074	0,974237	0,000079	1,082691	0,998054	325856,6	0,880412	0,995600
1999	0,000043	1,219101	0,967103	0,000358	1,041896	0,988102	0,000083	1,081881	0,998312	231154,5	0,884264	0,995422
2001	0,000027	1,246630	0,971919	0,000329	1,042411	0,988352	0,000120	1,073705	0,998617	153890,9	0,889637	0,999647
2002	0,000102	1,143305	0,965834	0,000443	1,037741	0,990372	0,000123	1,072891	0,998480	162170,9	0,889411	0,998706
2003	0,000076	1,145602	0,960329	0,000337	1,040946	0,986696	0,000105	1,075312	0,999058	219385,0	0,886327	0,998792
2004	0,000036	1,188445	0,961211	0,000270	1,041604	0,970122	0,000091	1,077763	0,999114	240793,9	0,885750	0,999850
2005	0,000195	1,035629	0,951867	0,000353	1,037032	0,979020	0,000110	1,074213	0,999169	352266,0	0,881931	0,997254

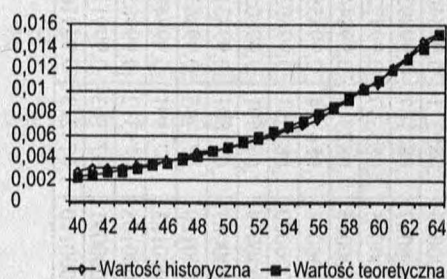
Źródło: obliczenia własne.



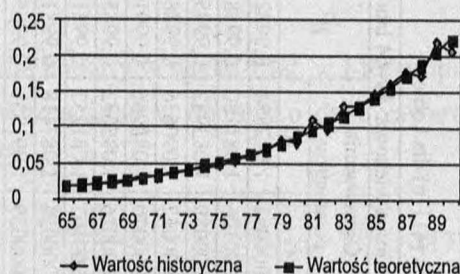
Rys. 11a. Teoretyczne i historyczne współczynniki umieralności dla roku 1981 (kobiety: 3–15 lat)



Rys. 11b. Teoretyczne i historyczne współczynniki umieralności dla roku 1981 (kobiety: 16–39 lat)



Rys. 11c. Teoretyczne i historyczne współczynniki umieralności dla roku 1981 (kobiety: 40–64 lata)



Rys. 11d. Teoretyczne i historyczne współczynniki umieralności dla roku 1981 (kobiety: 65–90 lat)

Źródło: opracowanie własne.

Ze względu na potwierdzony empirycznie fakt, iż cząstkowe współczynniki umieralności wykazują w starszych kohortach wzrost wolniejszy od wykładniczego (*late life mortality deceleration*), postanowiono dla ich objaśnienia w grupie wiekowej 65 lat i więcej wykorzystać funkcję logistyczną następującej postaci (patrz np. Wilson, 1994):

$$\mu_{x,t} = \frac{1}{1 + A_t \cdot B_t^x} + \varepsilon_{x,t} \quad (18)$$

Wyniki oszacowań parametrów funkcji (18) przedstawiono w tab. 3, zaś stopień dopasowania wartości teoretycznych do wartości empirycznych zilustrowano – dla 1981 r. – rys. 11d.

Zastosowanie krzywej Gompertza dla grup wiekowych 3–15, 16–39 oraz 40–64, zaś krzywej logistycznej dla kohort od 65 lat i więcej, prowadzi do wysokiego stopnia objaśnienia wariancji cząstkowych współczynników umieralności, o czym świadczą wartości współczynników determinacji (patrz tab. 3). Warto podkreślić, iż stopień objaśnienia zmienności współczynników umieral-

ności jest wyższy w grupach bardziej zaawansowanych wiekowo, co – biorąc pod uwagę fakt, iż prawdopodobieństwo zgonu rośnie wraz z wiekiem – oznacza *implicite* wysoką precyzję prognoz dotyczących liczebności poszczególnych kohort. Pewne niedokładności w objaśnieniu współczynników umieralności w młodszych grupach wiekowych są bowiem rekompensowane niskimi wartościami owych współczynników. Z kolei w przypadku kohort starszych, relatywnie wysokim wartościom współczynników umieralności odpowiada wysoki stopień objaśnienia ich wariancji.

Schematy wzrostu natężenia umieralności przedstawione krzywą Gompertza nie znajdują zastosowania w przypadku współczynników umieralności dla grup wiekowych 0, 1 i 2 lata (patrz rys. 10a). Ze względu na relatywnie wysoką śmiertelność noworodków oraz wysoką liczbę zgonów osób we wczesnym okresie życia, wynikających z różnorodnych chorób okresu niemowlęcego, próba połączenia omawianych kohort z grupą wiekową 3–15 i utworzenia grupy 0–15 lat – w celu zastosowania prawa Gompertza – skazana byłaby na niepowodzenie²³.

Nawet pobieżna analiza oszacowań parametrów krzywych Gompertza i krzywych logistycznych zawartych w tab. 3 pozwala na wyciągnięcie wniosku o ich zmienności w czasie. Generalnie dają się zaobserwować pewne tendencje: określone parametry bądź rosną, bądź maleją w czasie. Jednakże zmiany te charakteryzują się dużą zmiennością, tak iż nie poddają się aproksymacji funkcją trendu. Natomiast nieuwzględnienie faktu zmienności parametrów funkcji użytych do objaśnienia współczynników umieralności prowadzić musi *ex definitione* do obciążoności prognoz *ex-ante* w przypadku prób wykorzystania uzyskanych wyników do celów prognostycznych.

Za zmianami parametrów omawianych funkcji kryją się zmiany indywidualnych współczynników umieralności, które wykazują tendencje malejące w czasie (patrz rys. 10a–10e). Z kolei oczekiwana długość życia jest deterministyczną funkcją (patrz wzór (13)) cząstkowych współczynników umieralności. Zatem zmiany wartości oczekiwanej długości życia – wywołane różnorodnymi czynnikami omówionymi podpunkcie 2.2 – są równoznaczne ze zmianami indywidualnych współczynników umieralności. Spostrzeżenie to uzasadnia wykorzystanie funkcji, w której argumentem byłaby oczekiwana długość życia, do objaśniania zmienności parametrów krzywych Gompertza i logistycznych zawartych w tab. 3. Najogólniej zatem – uwzględniając również wewnętrzną dynamikę zmian – propozycja powyższa sprowadza się do oszacowania parametrów następujących relacji:

$$A_{it} = f(LEXP_{K_t}, A_{it-1}, \varepsilon_{it}) \quad (19)$$

²³ Stąd zdecydowano się na inne rozwiązanie. Wychodząc z założenia, iż obserwowane od początku próby spadki współczynników umieralności w grupie 0–2 lata (patrz rys. 10a) posiadać muszą asymptoty poziome, zdecydowano się uczynić je funkcją trendu logistycznego.

$$B_{it} = f(LEXP_t, B_{it-1}, \xi_{it}) \quad (20)$$

gdzie:

$i = 1, 2, \dots, 8;$

A_{it}, B_{it} – odpowiednie parametry krzywych Gompertza i logistycznych zawarte w tab. 3;

$\varepsilon_{it}, \xi_{it}$ – składniki losowe.

Przy wyborze konkretnej postaci funkcyjnych relacji (19) i (20) kierowano się przesłankami prostoty i efektywności, w sensie zadowalającego stopnia objaśnienia wariacji analizowanych parametrów. Dodatkowo procedurę przeszukiwań poprzedzono analizą integracyjną omawianych szeregów, której wyniki zawarto w tab. 4.

Tablica 4

Stopień integracji parametrów z tab. 3

Parametr	A_1	B_1	A_2	B_2	A_3	B_3	A_4	B_4
Integracja	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

Źródło: obliczenia własne.

Stopień integracji wszystkich parametrów – z wyjątkiem B_2 – wynosi 1, jest zatem równy stopniowi integracji oczekiwanej długości życia (patrz tab. 1). Oznacza to, iż w charakterze zmiennych objaśniających w relacjach (19) i (20) należy wykorzystać oczekiwaną długość życia w postaci poziomów (i ewentualnie przyrostów), zaś w celu objaśnienia wariacji parametru B_2 wykorzystać należy pierwszy przyrost oczekiwanej długości życia.

Tablica 5

Oszacowania zmiennych w czasie parametrów krzywych Gompertza i logistycznych dla kobiet

Zmienna	Specyfikacja/oszacowania	R^2	DW
A_1	$0,5858 \cdot A_{1,t-1} + 0,0113 \cdot \frac{1}{LEXP_t} + 0,0007 \cdot U90_t$ (3,82) (1,58) (2,46)	0,844	1,90
B_1	$-2,7927 + 0,0505 \cdot LEXP_t + 0,0992 \cdot U2000_t - 0,1807 \cdot U05_t$ (7,73) (10,66) (3,12) (5,22)	0,999	1,87
A_2	$0,0053 - 0,000063 \cdot LEXP_t + 0,0004 \cdot U84_t$ (3,89) (3,55) (2,95)	0,947	1,91
B_2	$1,0396 - 0,0018 \cdot \Delta LEXP_t$ (605) (3,37)	0,999	1,74

Tablica 5 (cd.)

Zmienna	Specyfikacja/oszacowania	R^2	DW
A_3	$0,000034 + 0,5289 \cdot A_{3,t-1} + 0,00003 \Delta LEXPK_t$ (2,28) (3,01) (2,35)	0,976	2,08
B_3	$0,9012 + 0,3220 - 0,0022 \cdot LEXPK_t$ (3,49) (1,61) (3,23)	0,999	1,76
$\ln A_4$	$0,6904 \cdot \ln A_{7,t-1} + 0,8828 \cdot \ln LEXPK_t - 0,9528 \cdot (U90_t + U92_t)$ (4,97) (2,33) (4,52)	0,999	2,09
B_4	$0,841 - 0,0000007 \cdot A_{7,t} + 0,00076 \cdot LEXPK_t + 0,00039 \cdot (U92_t + U05_t)$ (64,8) (20,4) (4,35) (4,88)	0,999	1,71

Źródło: obliczenia własne.

W tab. 5 przedstawiono wyniki oszacowań parametrów relacji (19) i (20). W kilku przypadkach konieczne okazało się wprowadzenie nielicznych zmiennych zero-jedynkowych. Stopień objaśnienia zmienności wszystkich zmiennych objaśniających jest zadowalający, zaś składnik losowy charakteryzuje się brakiem autokorelacji. Łatwo zauważyć – o czym już wspomniano – iż dopasowanie wartości teoretycznych do wartości empirycznych jest wyższe w starszych grupach wiekowych niż w grupie najmłodszej.

Dysponując oszacowaniami parametrów „praw umieralności”, aproksymowanych krzywą Gomperta i krzywą logistyczną, oraz oszacowaniami oddziaływania czynników społeczno-ekonomicznych na oczekiwaną długość życia, możliwe jest wyznaczenie struktury ludności Polski według płci i wieku, pod warunkiem znajomości wartości zmiennych egzogenicznych z równań oczekiwanej długości życia. Dla celów prognostycznych liczebność odpowiednich kohort – oddzielnie dla kobiet i mężczyzn – obliczymy wówczas według następującej dynamicznej formuły:

$$\hat{N}_{x+1,T} = \hat{N}_{x,T-1} \cdot (1 - \hat{\mu}_{x,T-1}) \quad (21)$$

gdzie:

$\hat{N}_{x+1,T}$ – szacowana liczebność kohorty w wieku $x+1$ lat, w okresie T ;

$\hat{\mu}_{x,T-1}$ – szacowany współczynnik umieralności dla kohorty w wieku x lat, w okresie $T-1$.

Ostatecznie zatem, korzystając ze strategii *top-down* i wychodząc od równań objaśniających oczekiwaną długość życia – oddzielnie dla kobiet i mężczyzn – uzyskano możliwość generowania struktury ludności według płci i wieku.

2.5. Uwagi końcowe

Znajomość liczebności poszczególnych kohort umożliwia ich dowolną agregację, w tym wyznaczenie tak ważkich charakterystyk, jak np. współczynnik obciążenia ekonomicznego na osobę w wieku produkcyjnym (*dependency ratio*), liczebność kobiet w wieku rozrodczym, liczebność dzieci w wieku przedszkolnym itd. Otwiera to szerokie możliwości zastosowań w zakresie różnorodnych badań na płaszczyźnie wspólnej dla problematyki ekonomicznej i demograficznej. Przekładem mogą być badania nad kapitałem ludzkim, przy wykorzystaniu tzw. równania płac Mincera, uwzględniającego wpływ struktury wiekowej ludności na zagregowany zasób kapitału ludzkiego, czy nad popytem i strukturą konsumpcji, jako funkcji m. in. struktury wiekowej populacji.

Warto podkreślić, iż ewentualne prognozy uzyskiwane w oparciu o zaproponowany model miałyby charakter *explicite* przyczynowo-skutkowy, co wyróżniałoby je pozytywnie spośród prognoz demograficznych opracowywanych w sposób tradycyjny, których metodologia opiera się w zasadzie na ekstrapolacji różnorodnych funkcji trendu.

Włączenie zaprezentowanego submodelu demograficznego do szerszego modelu gospodarki narodowej Polski pozwoliłoby konstruować prognozy i scenariusze symulacyjne z uwzględnieniem społeczno-ekonomicznych i demograficznych uwarunkowań rozwoju w ich wzajemnych i jednoczesnych powiązaniach. Powstałby wówczas system, który umożliwiałby pełniejszą i bardziej realistyczną ocenę skutków różnorodnych decyzji z zakresu polityki makroekonomicznej i ludnościowej. 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 demograficzne. Przedstawiony w artykule model jest pragmatyczną propozycją rozwiązania powyższego problemu.

BIBLIOGRAFIA

- Aavik A., Holmaas H. (2004), *The Relationship between Economic Conditions, Access to Primary Health Care and Health Outcomes*, Centre for Economic Studies in Social Insurance, University of Bergen, „Working Paper”, No. 61
- Carrin G., Politi C. (1995), *Exploring the Health Impact of Economic Growth, Poverty Reduction and Public Health Expenditure*, „Tijdschrift voor Economie en Management”, Vol. XL, s. 3–4
- Chiswick B. R. (1998), *Interpreting the Coefficient of Schooling in the Human Capital Earnings Function*, „Journal of Educational Planning and Administration”, Vol. 12, No. 2, s. 123–130
- Chukmaitova A. (2003), *Determinants of Life Expectancy and Mortality: Comparative Analysis of Different Regions in Kazakhstan*, „Working Paper”, BSP, No. 072 E (Moscow)

- Clark R., Burkhauser R., Moon M., Quinn J., Smeeding T. (2004), *The Economics of an Aging Society*, Blackwell Publishing, Oxford
- Crimmins E. M., Yasuhiko S. (2001), *Trends in Healthy Life Expectancy in the United States, 1970–1990: Gender, Racial, and Education Differences*, „Social Science and Medicine”, Vol. 52, No. 11, s. 1629–1641
- Cutler D., Knauth F., Lozano R., Mendez O., Zurita B. (2000), *Financial Crisis, Health Outcomes and Aging: Mexico in the 1980s and 1990s*, NBER, „Working Paper”, No. 7746
- Deaton A. (2003), *Health, Inequality, and Economic Development*, „Journal of Economic Literature”, Vol. XLI, s. 113–158
- Filmer D., Pritchett L. (1999), *The impact of public spending on health: does money matter*, „Social Science and Medicine”, Vol. 49, s. 1309–1323
- Florczak W. (2006), *Miary kapitału ludzkiego w badaniach ekonomicznych i społecznych*, „Wiadomości Statystyczne”, Vol. 12, s. 51–67 (Warszawa)
- Florczak W. (2007a), *Kapitał ludzki a rozwój gospodarczy*, [w:] W. Welfe (red.), *Gospodarka oparta na wiedzy*, PWE, Warszawa
- Florczak W. (2007b), *Mikro- i makroekonomiczne korzyści związane z kapitałem ludzkim*, „Ekonomista”, nr 5, s. 651–673 (Warszawa)
- Florczak W. (2008a), *Model oczekiwanej długości życia w Polsce*, „Studia Prawno-Ekonomiczne”, Vol. LXXVIII, s. 123–154 (Łódź)
- Florczak W. (2008b), *Wskaźniki zrównoważonego rozwoju*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 3, s. 14–34 (Warszawa)
- Florczak W., Welfe W. (2007), *Modelling Various Aspects of Sustainability: The Case of Poland (theoretical outline)*, [w:] W. Welfe, P. Wdowiński (eds.), *Modelling Economies in Transition*, Green, Łódź, s. 53–76
- Forbes J., McGregor A. (1984), *Unemployment and Mortality in Post-War Scotland*, „Journal of Health Economics”, Vol. 3, s. 239–257
- Gavrilov L. A., Gavrilova N. S. (1991), *The Biology of Life Span: A Quantitative Approach*, Harwood Academic Publishers, New York
- Glied Sh., Lleras-Muney A. (2003), *Health Inequality, Education and Medical Innovation*, NBER, „Working Paper”, No. W9738
- Hannerz H. (2001), *Manhood Trials and the Law of Mortality*, „Demographic Research”, Vol. 4, Issue 7, s. 185–2002
- Hazzard W. (1990), *The Sex Differential in Longevity*, [w:] W. Hazzard, R. Endres, E. Bierman, J. Blass (eds.), *Principles of Geriatric Medicine and Gerontology*, McGraw Hill, New York, s. 37–47
- Hitris T., Posnett J. (1992), *The Determinants and Effects of Health Expenditure in Developed Countries*, „Journal of Health Economics”, Vol. 11, s. 173–181
- Holzer J. Z. (1989), *Demografia*, PWE, Warszawa
- Humble R., Love H., Ryan D. (2006), *Analysis of trends in mortality near or during retirement for four European countries*, paper presented at 28th International Congress of Actuaries, May 28–June 2, Paris
- Ivaschenko O. (2004), *Longevity in Russia's Regions. Do Poverty and Low Public Health Spending Kill*, World Institute for Development Economics Research, WIDER, „Research Paper”, No. 40
- Jousilhti P., Vartiainen E., Tuomilehto J., Pekkanen J., Puska P. (1995), *Effect of risk factors and changes in risk factors on coronary mortality in three cohorts of middle-aged people in Eastern Finland*, „American Journal of Epidemiology”, Vol. 141, s. 50–60

- Joyce T. (1998), *Unemployment and Infant Health: Time-Series Evidence from the State of Tennessee*, „Journal of Human Resources”, Vol. 28, No. 1, s. 185–203
- Kawachi I., Kennedy B., Lochner K., Prothrow-Stith D. (1997), *Social capital, income inequality, and mortality*, „American Journal of Public Health”, Vol. 87, Issue 9, s. 1491–1498
- Kennelly B., O'Shea E., Garvey E. (2003), *Social capital, life expectancy and mortality: a cross-national examination*, „Social Science and Medicine”, Vol. 53, s. 2367–2377
- Kot S. (red.) (1999), *Analiza ekonometryczna kształtowania się płac w Polsce w okresie transformacji*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
- Kumor P. (2006), *Nierównomierność rozkładu płac*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 9, s. 1–12
- Kurkiewicz J. (1998), *Modele przemian płodności w wybranych krajach europejskich w świetle drugiego przejścia demograficznego*, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, Kraków
- Lichtenberg F. R. (2000), *Sources of U.S. Longevity Increase, 1960–1997*, CESifo, „Working Papers”, No. 405 (Munich)
- McClellan M., Noguchi H. (1998), *Technological Change in Heart Disease Treatment: Does High Tech Mean Low Value*, „American Economic Review Paper and Proceedings”, Vol. 88, s. 90–96
- Millennium Poll (2000), United Nations, New York
- Mueller A. (2002), *Education, Income Inequality, and Mortality: A Multiple Regression Analysis*, „British Medical Journal”, Vol. 324, No. 7328
- Oeppen J., Vaupel J. (2002), *Enhanced: Broken Limits to Life Expectancy*, „Science”, Vol. 296/5570, s. 1029–1031
- Ostro B. (1994), *Estimating the Health Effects of Air Pollutants*, The World Bank Policy Research Department, „Policy Research Working Paper”, No. 1301
- Psacharopoulos G., Ng Y. C. (1994), *Earnings and Education in Latin America: Assessing Priorities for Schooling Investment*, „Education Economics”, Vol. 2, No. 2
- Rajkumar A., Swaroop V. (2002), *Public Spending and Outcomes: Does Governance Matter*, „World Bank Policy Research Working Paper”, No. 2840 (World Bank)
- Rodgers G. B. (2002), *Income and inequality as determinants of mortality: an international cross-section analysis*, „International Journal of Epidemiology”, Vol. 31, s. 533–538
- Ryan M. (1995), *Alcoholism and Rising Mortality in the Russian Federation*, „British Medical Journal”, Vol. 310, s. 646–648
- Samoli E., Aga E., Touloumi G., Nisiotis K., Forsberg B., Lefranc A., Pekkanen J., Wojtyniak B., Schindler C., Niciu E., Brunstein R., Dodic-Fikfak M., Schwartz J., Katsouyanni K. (2006), *Short-term effects of nitrogen dioxide on mortality: An analysis within the APHEA project*, „European Respiratory Journal”, Vol. 27, No. 6, s. 1129–1137
- Smith J. P. (1999), *Healthy Bodies and Thick Wallets: The Dual Relation Between Health and Economic Status*, „Journal of Economic Perspectives”, Vol. 13, No. 2, s. 145–166
- Spijker J. (2004), *Socioeconomic Determinants of Regional Mortality Differences in Europe*, Dutch University Press, Amsterdam
- Yen I. H., Syme S. L. (1999), *The Social Environment and Health: A Discussion of the Epidemiologic Literature*, „Annual Reviews of Public Health”, Vol. 20, s. 287–308
- Welfe A. (2004), *Ekonometria*, PWE, Warszawa
- Wilkinson R. G. (1999), *Income inequality, social cohesion and health: Clarifying the theory*, „International Journal of Health Services”, Vol. 29, No. 3, s. 525–543
- Wilson D. (1994), *The analysis of survival (mortality) data: fitting Gompertz, Weibull and logistic functions*, „Mechanisms of Ageing and Development”, Vol. 74, May, s. 15–33

*Waldemar Florczak***MODELLING OF HUMAN CAPITAL
AND CHANGES IN POPULATION STRUCTURE**

The alternative concepts of human capital are discussed and the measurement issues analyzed. The results of empirical research are shown. The equations explaining the demand for employment and the labour supply are demonstrated. The model explaining changes in the population structure by gender and age is demonstrated. It refers to the changes in average life expectancy related to the changes in death probabilities.