

## Makroekonomiczne uwarunkowania oczekiwanej długości życia w Polsce

### Wprowadzenie

Nie ulega wątpliwości, iż zdrowe i długie życie jest nadrzędną wartością z punktu widzenia jednostki ludzkiej. Wyniki szeroko zakrojonego badania ankietowego przeprowadzonego pod egidą 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 licznych makroekonomicznych indyktorów (patrz np. [Florczak, 2008a]) – będących alternatywami wobec PKB *per capita* – uwzględniających *explicite* znaczenie długości życia dla społecznej percepcji dobrobytu, by wymienić stosowany powszechnie indeks rozwoju społecznego (*Human Development Index*) dany wzorem:

$$HDI = \frac{1}{3}LEI + \frac{1}{3}EI + \frac{1}{3}GI \quad (1)$$

gdzie:

$LEI = \frac{LE - 25}{85 - 25}$ , przy czym  $LE$  oznacza oczekiwaną długość życia w danym kraju, zaś  $LEI$  – indeks oczekiwanej długości życia;

$EI = \frac{2}{3}ALI + \frac{1}{3}GEI$ , przy czym  $EI$  oznacza indeks wykształcenia, zaś  $ALI$  – wskaźnik piśmiennictwa wśród osób dorosłych, zaś  $GEI$  – współczynnik skolaryzacji brutto;

$GI = \frac{\log(GDPpc) - \log(100)}{\log(40000) - \log(100)}$ , przy czym  $GDPpc$  oznacza wysokość PKB *per capita* według parytetu siły nabywczej, zaś  $GI$  – indeks PKB *per capita*.

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.

---

\* Autor jest pracownikiem Katedry Modeli i Prognoz Ekonometrycznych Uniwersytetu Łódzkiego. Artykuł wpłynął do redakcji w marcu 2009 r.

Z drugiej strony jednak 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. Łatwo uprzytomnić sobie znaczenie zmian struktury wiekowej ludności dla długo-okresowego wzrostu gospodarczego, analizując następującą tożsamość (por. [Florczak, 2008c]):

$$XCAP_t \equiv GDPH_t \cdot AVH_t \cdot REM_t \cdot RLF_t \cdot DEP_t \quad (2)$$

gdzie:

$XCAP_t$  = PKB/N – PKB *per capita*,

$GDPH_t$  = PKB/Przepracowane roboczogodziny ogółem – wydajność pracy na jedną roboczogodzinę,

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

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

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

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

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 Florczaka i Welfe [2007], zaś w niniejszym opracowaniu przedstawiono moduł odpowiedzialny za aspekty demograficzne<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> Propozycję modelu objaśniającego liczbę urodzeń, wraz z wynikami badań empirycznych, przedstawiono w opracowaniu złożonym do „Studiów Demograficznych”.

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 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 oczekiwanej długości 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 części drugiej przedstawiono listę potencjalnych zmiennych objaśniających równania oczekiwanej długości życia wraz z odwołaniem do odpowiednich hipotez badawczych w kontekście społeczno-ekonomicznych uwarunkowań długości życia oraz omówiono dane wykorzystane w analizie. W kolejnej części przedstawiono i skomentowano wyniki autorskiego badania empirycznego nad makroekonomicznymi determinantami oczekiwanej długości życia. Czwarta część poświęcona jest przejściu z poziomu objaśnienia oczekiwanej długości życia na poziom objaśnienia częściowych współczynników umieralności i konstrukcji struktury ludności Polski według płci i wieku. Opracowanie kończą uwagi i spostrzeżenia.

### **Specyfikacja równania oczekiwanej długości życia oraz dane wykorzystane w badaniu**

Przez oczekiwaną długość życia w wieku  $x$ -lat<sup>2</sup> 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” [Holzer, 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 nowonarodzonych, 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

<sup>2</sup> W polskiej terminologii demograficznej występuje także równoważny termin „przeciętne trwanie życia osób w wieku  $x$ -lat”.

wzmiankowano – za jeden z najważniejszych indyktorów szeroko pojmowanego dobrobytu społecznego.

Formalnie oczekiwaną długość życia<sup>3</sup> wyznaczyć można za pomocą następującej ogólnej formuły:

$$e_{0,T} = \frac{1}{2} + \sum_{t=1}^{\omega} {}_t p_{0,T} = \frac{1}{2} \sum_{t=1}^{\omega} t \cdot {}_t p_{0,T} \cdot q_{0+t,T} \quad (3)$$

gdzie:

$e_{0,T}$  – oczekiwana długość życia osoby nowonarodzonej w warunkach roku  $T$ ,  
 ${}_t p_{0,T}$  – prawdopodobieństwo dożycia do wieku  $t$ -lat osoby nowonarodzonej w warunkach roku  $T$ ,

$\omega$  – 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 (3), które znaleźć można niemal w każdym podręczniku demografii – należy skonstatować, iż miara (3) 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 części czwartej.

Istnieją różne podejścia metodologiczne do zagadnienia modelowania oczekiwanej długości życia. Według klasyfikacji zaproponowanej przez Keilmana [2003] wyróżnić można dwie klasy modeli:

- a) modele demograficzne/aktuarialne,
- b) modele niedemograficzne/przyczynowo-skutkowe.

Wśród modeli demograficznych – których charakterystyczną cechą jest mechaniczne objaśnianie zmian umieralności – Keilman wyróżnia modele ekstrapolacyjne i interpolacyjne. W modelach ekstrapolacyjnych wykorzystuje się analizę szeregów czasowych w celu objaśnienia określonego wskaźnika czy parametru. W przypadku modeli interpolacyjnych – będących typowymi modelami prognostycznymi – za punkt wyjścia bierze się określoną – np. arbitralnie – wartość danego wskaźnika dla ustalonego momentu w przyszłości, następnie zaś poszukuje się trajektorii zapewniających dojście do tak ustalonego punktu docelowego. Do wymienionej klasy autor zalicza także modele weryfikujące adekwatność tzw. praw umieralności (*laws of mortality*), czyli modele objaśniające cząstkowe współczynniki umieralności przy użyciu określonych funkcji matematycznych czy rozkładów statystycznych.

Modele przyczynowo-skutkowe obejmują szeroką grupę modeli, poczynając od makroekonomicznych modeli regresji wykorzystujących szeregi czasowe,

<sup>3</sup> W dalszej części opracowania przez „oczekiwaną długość życia” będziemy rozumieli „przeciętną długość życia osób w wieku 0 lat”.

dane przekrojowe czy panelowe, przez mikroekonomiczne modele procesów starzenia [Yashin, 2001], aż po mikroekonomiczne modele symulacyjne.

W konkluzjach do wzmiankowanego opracowania Keilman zauważa, iż żaden ze standardowo wykorzystywanych modeli nie jest w stanie – w pojedynkę – odpowiedzieć pozytywnie na wszystkie z poniższych pytań:

- a) czy model gwarantuje wysoką precyzję prognoz?
- b) czy zawiera informacje przydatne z punktu widzenia polityki społeczno-ekonomicznej?
- c) czy potrafi zidentyfikować te obszary społeczno-ekonomicznej rzeczywistości, które będą decydować o rozwoju demograficznym w przyszłości?
- d) czy pozwala zrozumieć mechanizmy wpływu uwarunkowań zewnętrznych na procesy demograficzne?
- e) czy daje się łatwo zastosować w przypadku zmiany obiektu badania?

W niniejszym badaniu starano się uwzględnić powyższe wnioski. W tym celu postanowiono modelować strukturę ludności Polski, korzystając z procedury dwustopniowej. W pierwszym kroku, przy użyciu modelu przyczynowo-skutkowego akcentującego uwarunkowania społeczno-ekonomiczne, objaśniono kształtowanie się oczekiwanej długości życia, oddzielnie dla kobiet i mężczyzn. W kroku drugim wykorzystano segmentową krzywą Gompertza oraz krzywą logistyczną w celu objaśnienia cząstkowych współczynników umieralności, czyniąc parametry ww. krzywych funkcją oczekiwanej długości życia. Zaproponowane podejście umożliwia *a priori* pozytywnie odpowiedzieć na pytania b), c) i d). Oczywiście, odpowiedzi na pytanie o precyzję uzyskanych wyników udzielić można dopiero *a posteriori*, po przeprowadzeniu koniecznych obliczeń.

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 wariancję oczekiwanej długości życia jest następująca:

$$LEXP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_i X_{it} + \sum_{i=k}^K \alpha_i \ln X_{it} + \varepsilon_t \quad (4)$$

gdzie:

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

$\alpha_0$  – wyraz wolny,

$\alpha_i$  – parametry strukturalne,  $i = 1, \dots, K$

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

$\ln$  – logarytm naturalny,

$\varepsilon_t$  – 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 *ceteris paribus* podlegać prawu malejących przychodów oraz te, których wpływ na oczekiwaną długość życia powinien *ceteris paribus* maleć wraz ze wzrostem ich wartości.

W tablicy 1 przedstawiono listę zmiennych objaśniających uwzględnionych w badaniu, wraz ze zwięzłym uzasadnieniem teoretycznym oraz wybranymi odwołaniami literaturowymi<sup>4</sup>.

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 uznać można 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 następująco<sup>5</sup>:

- 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,

<sup>4</sup> Więcej na ten temat czytelnik znajdzie w artykule Florczaka [2008b].

<sup>5</sup> Ze względu na ograniczenia objętości artykułu zrezygnowano z przytoczenia rezultatów tej analizy. Stopień integracji zmiennych wykorzystanych w badaniu przedstawiono zaś w tablicy 1.

Tablica 1

## Lista zmiennych wykorzystanych w badaniu, źródła danych

Lp.	Czynniki	Wykorzystane aproksymanty/ jednostka miary/ symbol zmiennej	Uzasadnienie teoretyczne z zakresu nauk ekonomicznych/ socjologicznych/ medycznych	Wybrane aplikacje	Związek/ Stopień integracji	Uwagi dotyczące bazy danych dla Polski
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 Lorentza; %, <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 decylowego 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; %, <i>HC</i> 4a) <i>HC</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

cd. tablicy 1

Lp.	Czynniki	Wykorzystane aproksymanty/ jednostka miary/ symbol zmiennej	Uzasadnienie teoretyczne z zakresu nauk ekonomicznych/ socjologicznych/ medycznych	Wybrane aplikacje	Związek/ Stożenie integracji	Uwagi dotyczące bazy danych dla Polski	
5.	Kapitał społeczny	5a) liczba przestępstw ogółem na 1 tys. mieszkańców, <i>PO</i> 5b) liczba przestępstw przeciwko zdrowiu i życiu + przeciwko bezpieczeństwu powszechnemu + przeciwko mieniu, na 1 tys. mieszkańców, <i>PPZZ</i> 5c) wskaźnik rozwodów do nowo zawartych małżeństw	Kawachi i in. [1997] Yen, Syme [1999]	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	



cd. tablicy 1

Lp.	Czynniki	Wykorzystane aproksymanty/ jednostka miary/ symbol zmiennej	Uzasadnienie teoretyczne z zakresu nauk ekonomicznych/ sociologicznych/ medycznych	Wybrane aplikacje	Związek/ Stożenie integracji	Uwagi dotyczące bazy danych dla Polski
Czynniki instytucjonalne						
11.	Ochrona zdrowia	10a) Publiczne nakłady <i>per capita</i> na ochronę zdrowia, ceny stałe z 1995 r., logarytm, lnOCHZ 10b) Liczba lekarzy na 1 tys. mieszkańców, DOC	Hiris, Posnett [1992] Spijker [2004]	Filmer, Pritchett [1999], Aavik, Holmaas [2004]	(+) I(1) I(2)	Roczniki statystyczne GUS
12.	Postęp w naukach medycznych/ postęp techniczny	11a) skumulowane krajowe nakłady na B+R w cenach 1995 roku (logarytm), lnBRKS 11b) skumulowane zagraniczne nakłady na B+R wazone udziałami importu Polski w cenach z 1995 roku (logarytm), lnBRMS	McClellan, Noguchi [1998] Glied, Lleras-Muney [2003]	Lichtenberg [2000], Rajkumar, Swaroop [2002]	(+) I(2) I(2)	Roczniki statystyczne GUS + bazy danych modeli serii W8
Czynniki środowiskowe						
13.	Destymulacja stanu środowiska naturalnego	Ważona suma emisji pyłów, dwutlenku siarki i dwutlenku azotu z wagami ustalonymi na podstawie badań epidemiologicznych; tys. ton, GAZY	GAZY = 0.96*PYLY + + 0.48*SO2 + + 0.3*N02 Ostro [1994], Samoli i in [2006]	Chukaitova [2003] Spijker [2004]	(-) I(1)	Roczniki statystyczne GUS + przeliczenia własne

Źródło: opracowanie własne

- 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 zmiennej  $I(2)$ ,
- e) pomiędzy zmiennymi objaśniającymi równania (4) istnieje silna współliniowość.

### Wyniki analizy empirycznej dla równania oczekiwanej długości życia

Zgodnie ze specyfikacją przedstawioną równaniem (4), oczekiwaną długość życia uczyniono funkcją wszystkich czynników wymienionych w tabelicy 1. Analizowano przy tym 3 warianty równania (4): oddzielnie dla mężczyzn i dla kobiet oraz wariant wspólny<sup>6</sup>. W świetle współczesnych obserwacji różnice w przeciętnych długościach życia dla kobiet i mężczyzn uznać należy za trwałą 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 tabelicy 2, w wariantach [1], [4] oraz [8], przedstawiono rezultaty szacunków równania (4) 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 do 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.

W niniejszym badaniu zastosowano metodę regresji krokowej – w wariancie *backward*<sup>7</sup>, której rezultaty zawiera tablica 2 (odpowiednio warianty [2], [5]

<sup>6</sup> Oczekiwaną długość życia dla mężczyzn i kobiet razem obliczono według następującej formuły:  $LEXP = 0,5142 * LEXPM + (1 - 0,5142) * LEXPK$ , gdyż na 10000 urodzeń przypada (średnia za cały okres próby) 5142 narodzonych chłopców.

<sup>7</sup> 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

i [9]). W nawiasach przytoczono wartości absolutne statystyk *t*-Studenta, zaś do sprawdzenia poprawności statystycznej uzyskanych wyników wykorzystano następujący zestaw testów i miar<sup>8</sup>:

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

D-W – wartości statystyki Durbina-Watsona: weryfikacja hipotezy o sferyczności – braku autokorelacji – 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,

H-C – test Harveya-Colliera: weryfikacja hipotezy o stabilności parametrów strukturalnych,

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

**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>lnGDPc</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)			

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.

<sup>8</sup> 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 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]).

cd. tablicy 2

Zmienna wariant	Mężczyźni			Kobiety				Mężczyźni + kobiety			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
PPZZ	-0,0073 (0,09)		-0,0539 (2,30)	-0,0057 (0,11)			-0,0082 (0,56)	-0,0060 (0,09)			-0,0312 (1,73)
DIV	0,0129 (0,27)			-0,0016 (0,05)				0,0035 (0,09)			
UNR	0,0933 (2,35)	0,0595 (2,42)	-	0,0472 (1,78)	0,0400 (2,51)	-	-	0,0704 (2,21)	0,0490 (2,51)	-	-
ALCOH	-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)
CIGAR	-0,0008 (1,41)	-0,0010 (2,02)		-0,0002 (0,48)				-0,0005 (1,11)			
OWOC	0,0016 (0,16)			0,0040 (0,58)				0,0030 (0,37)			
SPORT	0,0179 (1,40)	0,0181 (2,07)		0,0115 (1,33)	0,0092 (1,40)			0,0150 (1,46)	0,0169 (2,38)		
GAZY	-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)
lnOCHZ	1,1653 (2,27)	1,2461 (4,33)		0,4856 (1,45)	0,4225 (2,18)			0,8459 (2,08)	0,9365 (4,01)		
DOC	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)
lnBRKS	2,4348 (1,82)	2,1000 (1,91)		1,3985 (1,57)	0,7210 (1,41)			1,9184 (1,79)	1,6224 (2,00)		
lnBRMS	-1,0523 (0,95)			-0,0409 (0,06)				-0,5643 (0,66)			
$\bar{R}^2$	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 odpowiednich wierszach tablicy 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 istotności<sup>9</sup>, uzyskane w wyniku

<sup>9</sup> 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 – pojawią się wówczas, gdy poziom istotności okaże się niższy od przyjętego (standardowo 0,05).

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] (tablica 2) są statystycznie istotne, co najmniej na 10% poziomie istotności, przy czym zdecydowana ich większość jest istotna na 5% i niższych poziomach istotności. Wszystkie uwzględnione 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 wariantach<sup>10</sup> 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] (tablica 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% poziomie – wszystkich regresorów, wysoki stopień objaśnienia wariacji 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 wariacji oczekiwanej długości życia. Warto podkreślić również, iż zmienne objaśniające zawarte w ostatecznych wariantach równań, reprezentują wszystkie grupy czynników ryzyka wymienione w tablicy 1.

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 punkt procentowy – 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

<sup>10</sup> Celem badania jest analiza związków przyczynowo-skutkowych pomiędzy oczekiwaną długością życia a szerokim spektrum uwarunkowań społeczno-ekonomicznych i behawioralnych. Stąd wyniki, które przeczą postulatom teoretycznym uznać należy *ex cathedra* za niedopuszczalne.

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*) nie występujące w wariancie [6], 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. Tym niemniej, poszerzenie zbioru regresorów o powyższe zmienne zapewnia pełną porównywalność uzyskanych oszacowań parametrów strukturalnych i powala 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% 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 zwerfikować 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.

Ostateczne warianty równań objaśniających zmienność oczekiwanej długości życia charakteryzują się wysokim dopasowaniem wartości teoretycznych do wartości empirycznych. Oznacza to, iż uwzględnione w nich regresory są w stanie objaśnić wariancję regresanta nawet w przypadku zaskakujących – z punktu widzenia długookresowego trendu – spadków oczekiwanej długości życia, jak to miało kilkakrotnie miejsce w okresie objętym analizą. W świetle uzyskanych wyników za zjawiskiem tzw. nadumieralności (zwłaszcza mężczyzn w „sile wieku”) stoją przyczyny uwzględnione *explicite* w badaniu, w tym przede wszystkim czynniki ekonomiczne.

Ze względu na fakt, iż oszacowania parametrów strukturalnych w wariancie [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 wiele

interesujących wniosków<sup>11</sup>, których znaczna część znajduje potwierdzenie również w badaniach z dziedziny innych nauk społecznych czy medycznych. Do najważniejszych należą:

- 1) autonomiczna długość życia kobiet – utożsamiana 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 biologicznych<sup>12</sup> (patrz np. [Gavrilov i Gavrilova, 1991] czy [Lints, 1983]). 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*, *lnGDPc*, 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 przeciwne 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, uwidoczniona wyższą wartością bezwzględną – w porównaniu z wariantem dla kobiet – parametru stojącego przy zmiennej *ALCOH*<sup>13</sup>,
- 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 – nieanalizowane 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*.

<sup>11</sup> 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.

<sup>12</sup> Gwoli ścisłości zaznaczyć trzeba jednak, iż w naukach biologicznych istnieją również na ten temat przeciwstawne teorie (patrz np. [Hazzard, 1990]).

<sup>13</sup> 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.

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,

- 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 wykresach 1-2 przedstawiono dekompozycję<sup>14</sup> 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. Tym niemniej 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

<sup>14</sup> 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 wykresach 1 i 2 – i oszacowań wyrazów wolnych dla oczekiwanej długości życia odpowiednio kobiet (68,057) i mężczyzn (73,653).

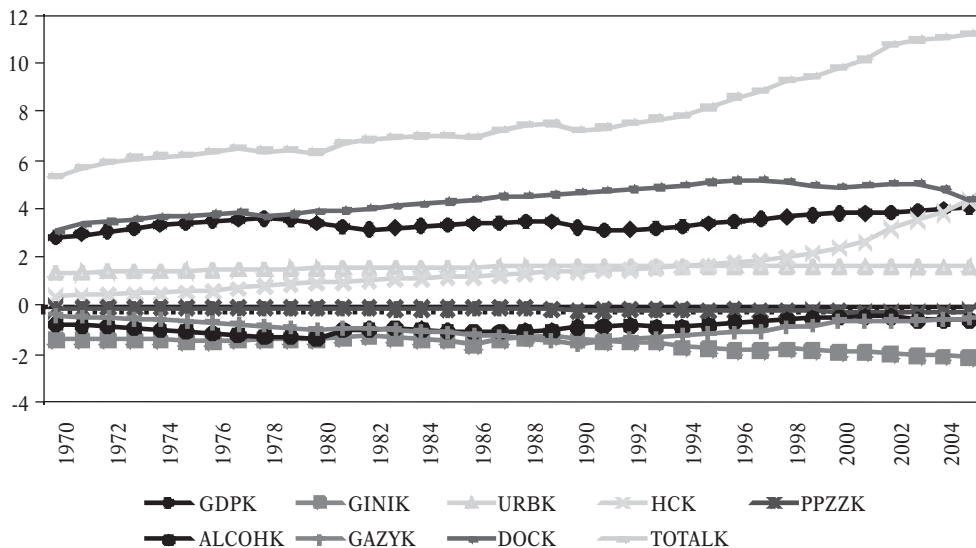


to podstawowa destymulanta, zaś w przypadku kobiet – najmniej znacząca stymulanta.

W oparciu o dekompozycję wpływu analizowanych uwarunkowań na oczekiwaną długość życia dokonać można następującej gradacji ich znaczenia<sup>15</sup> (patrz wykresy 1 i 2). 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 tablica 1).

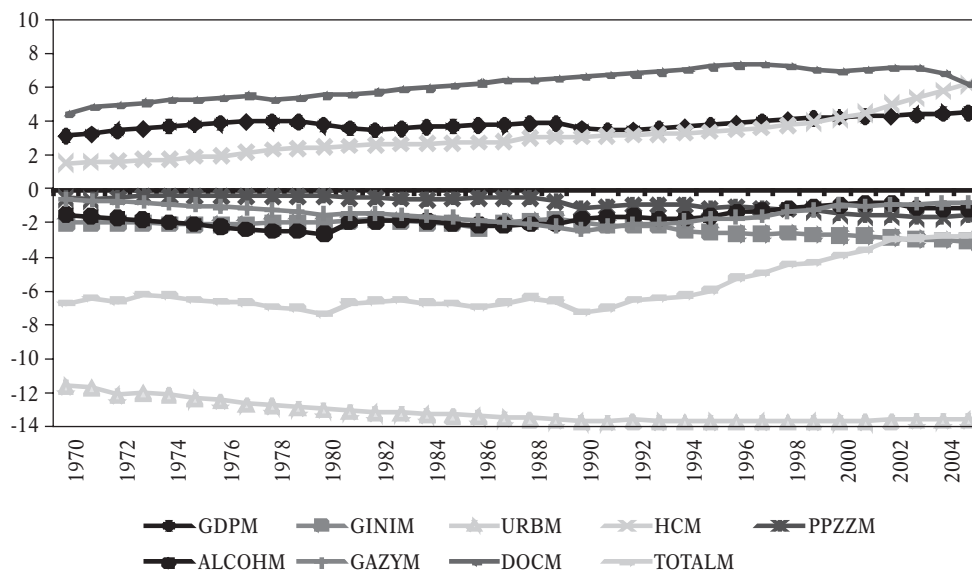
Wykres 1. Dekompozycja wpływu poszczególnych czynników na oczekiwaną długość życia kobiet – w latach (bez wyraz wolnego)



Źródło: opracowanie własne

<sup>15</sup> Brano pod uwagę wartości bezwzględne wpływu poszczególnych czynników na wysokość oczekiwanej długości życia w ostatnich latach próby.

Wykres 2. Dekompozycja wpływu poszczególnych czynników na oczekiwaną długość życia mężczyzn – w latach (bez wyrazu wolnego)



Źródło: opracowanie własne

### Model struktury ludności Polski według płci i wieku

Ze wzoru (3) wynika, iż warunkiem obliczenia wielkości  $e_0$  konieczna 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.

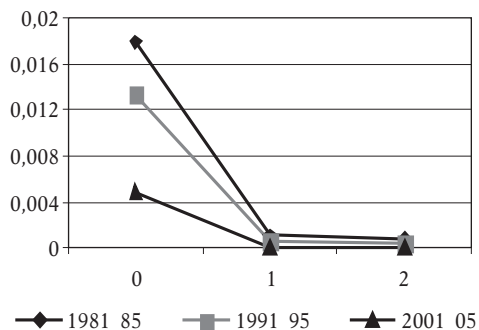
Na wykresach 3a-3e przedstawiono cząstkowe współczynniki umieralności dla kobiet<sup>16</sup>, jako średnie pięcioletnie z lat 1981-1985, 1991-1995 oraz

<sup>16</sup> Ze względu na ograniczenia objętości artykułu zrezygnowano z przytoczenia odpowiednich wyników dla mężczyzn. Zaproponowana metodologia jest bowiem identyczna zarówno dla przypadku kobiet, jak i mężczyzn.

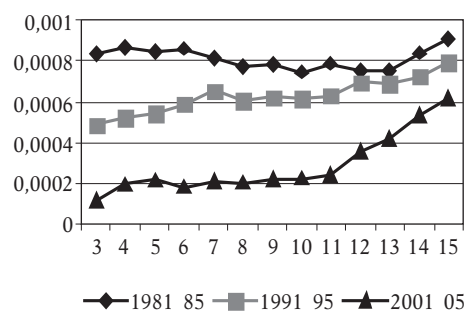
2001-2005. Zastosowanie średnich pięcioletnich neutralizuje wpływ oddziaływania czynników przypadkowych na wartość omawianych współczynników w poszczególnych latach, zaś 10-letni okres dzielący poszczególne szeregi pozwala zaobserwować generalną tendencję spadkową współczynników we wszystkich kohortach. 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-ekonomicznych<sup>17</sup>. 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 Gompertza oraz krzywej logistycznej (patrz również argumentacja zawarta we wprowadzeniu).

Wykres 3a. Współczynniki umieralności dla kobiet w grupie wiekowej 0-2 lata

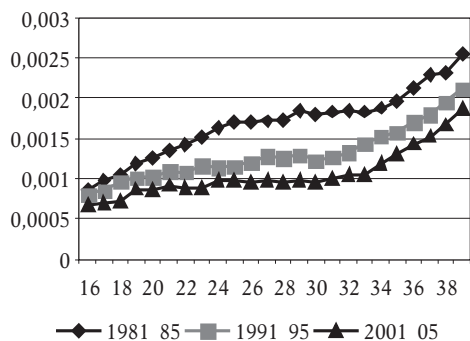


Wykres 3b. Współczynniki umieralności dla kobiet w grupie wiekowej 3-15 lat

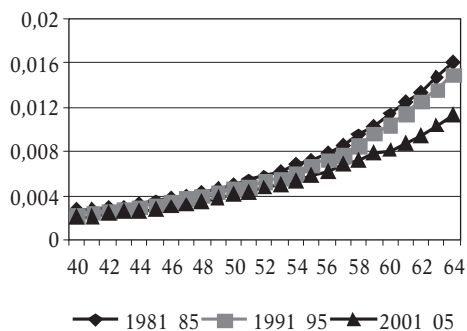


<sup>17</sup> Wyszczególnione okresy życia odpowiadają okresowi niemowlęstwa i wczesnego dzieciństwa (0-2), dzieciństwa i dorastania (3-15), usamodzielniania się i zdobywania pozycji zawodowo-społecznej (16-39), stabilizacji życiowej (40-65) i „jesieni życia” (65+).

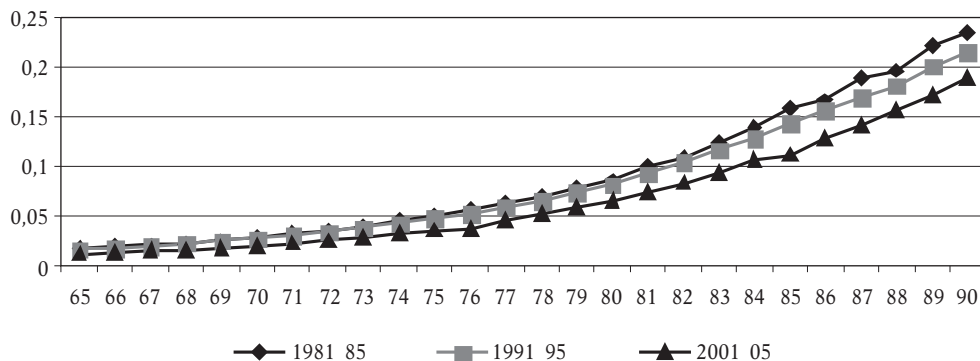
Wykres 3c. Współczynniki umieralności dla kobiet w grupie wiekowej 16-39 lat



Wykres 3d. Współczynniki umieralności dla kobiet w grupie wiekowej 40-64 lata



Wykres 3e. Współczynniki umieralności dla kobiet w grupie wiekowej 65+



Źródło: opracowanie własne

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

$$\mu_x = a \cdot e^{b \cdot x} = a \cdot B^x \quad (5)$$

gdzie:

- $\mu_x$  – współczynnik umieralności dla kohorty w wieku  $x$ -lat,
- $x$  – osiągnięty wiek (w latach),
- $e$  – podstawa logarytmów naturalnych,
- $a, b, B$  – parametry.

Użyteczność prawa Gompertza – w jego oryginalnej formule – jest dla współczesnych aplikacji empirycznych ograniczona. Po pierwsze, zależność (5) ma charakter deterministyczny, podczas gdy pomiędzy wiekiem a prawdopodobieństwem zgonu występuje co najwyżej związek stochastyczny. Po drugie,

prawo Gompertza ma charakter statyczny, co wyraża się w stałości wszystkich parametrów równania (5). Po trzecie wreszcie, prawo Gompertza zakłada, iż 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 Gompertza do realizacji głównego zamierzenia niniejszego badania – jakim jest możliwość prognozowania struktury wiekowej ludności Polski – postanowiono zmodyfikować formułę (5) do następującej, *quasi* segmentowej – postaci:

$$\mu_{x,it} = A_{it} \cdot e^{b_{it} \cdot x} + \varepsilon_{x,it} = A_{it} \cdot B_{it}^x + \varepsilon_{x,it} \quad (6)$$

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:

$$\mu_{x,t} = 1 - \frac{N_{x+1,t+1}}{N_{x,t}}, \quad (7)$$

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 (zmiennie po grupach wiekowych i po czasie),

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

Parametry równania (6) dla wyróżnionych grup wiekowych dla kobiet oszacowano przy użyciu nieliniowej metody najmniejszych kwadratów dla każdego roku z lat 1981-2005<sup>18</sup>. Wyniki omawianych szacunków wraz z wartościami współczynników determinacji przedstawiono w tablicy 3, zaś stopień dopasowania wartości teoretycznych do wartości empirycznych zilustrowano – dla wybranego 1981 roku – wykresami 4a-4c.

<sup>18</sup> Ze względu na niską jakość danych pominięto lata 70. oraz rok 1988 i 2000. W omawianych latach bowiem uzyskiwano niedopuszczalne (ujemne) wartości dla licznych cząstkowych współczynników umieralności (patrz wzór (7)).

Tablica 3

## Oszacowania parametrów równania (6) i (8) dla kobiet

	Grupa wiekowa: 3-15 lat			Grupa wiekowa: 16-39 lat			Grupa wiekowa: 40-64 lata			Grupa wiekowa: 65-90 lat		
	Oszacowania param.			Oszacowania param.			Oszacowania param.			Oszacowania param.		
	A <sub>1</sub>	B <sub>1</sub>	R <sup>2</sup>	A <sub>2</sub>	B <sub>2</sub>	R <sup>2</sup>	A <sub>3</sub>	B <sub>3</sub>	R <sup>2</sup>	A <sub>4</sub>	B <sub>4</sub>	R <sup>2</sup>
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	0.00106	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

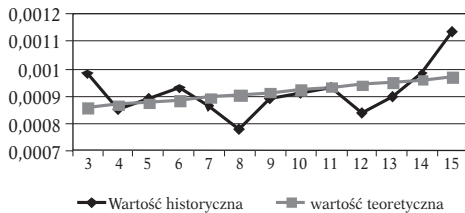
Źródło: obliczenia własne

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]):

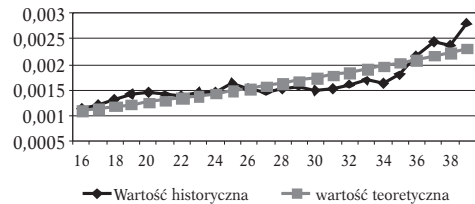
$$\mu_{x,t} = \frac{1}{1 + A_t \cdot B_t^x} + \varepsilon_{x,t} \quad (8)$$

Wyniki oszacowań parametrów funkcji (8) przedstawiono w tabelicy 3, zaś stopień dopasowania wartości teoretycznych do wartości empirycznych zilustrowano – dla 1981 roku – wykresami 4d.

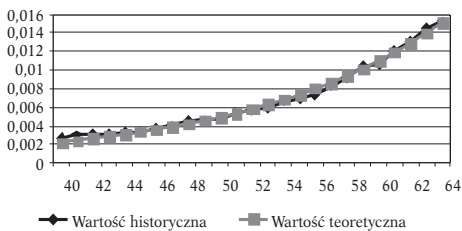
**Wykres 4a. Teoretyczne i historyczne współczynniki umieralności dla roku 1981 (kobiety: 3-15 lat)**



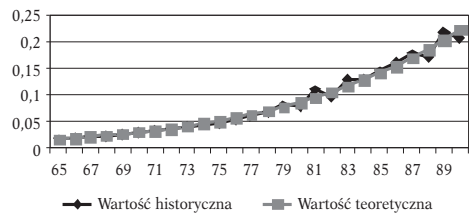
**Wykres 4b. Teoretyczne i historyczne współczynniki umieralności dla roku 1981 (kobiety: 16-39 lat)**



**Wykres 4c. Teoretyczne i historyczne współczynniki umieralności dla roku 1981 (kobiety: 40-64 lata)**



**Wykres 4d. Teoretyczne i historyczne współczynniki umieralności dla roku 1981 (kobiety: 65-90 lat)**



Źródło: opracowanie własne

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 tablica 3). Warto podkreślić, iż stopień objaśnienia zmienności współczynników umieralności jest wyższy w grupach bardziej zaawansowanych wiekowo, co – biorąc pod uwagę fakt, iż prawdopodobieństwo zgonu rośnie wraz z wiekiem – oznacza *implicit* 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 wykres 3a). 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 niepowodzenie. Stąd zdecydowano się na inne rozwiązanie. Wychodząc z założenia, iż obserwowane od początku próby spadki współczynników umieralności w grupie 0-2 lata (patrz wykres 3a) posiadać muszą asymptoty poziome, zdecydowano się uczynić je funkcją trendu logistycznego.

Oszacowania parametrów omawianych funkcji są następujące<sup>19</sup>:

- a) kobiety, grupa wiekowa 0 – prawdopodobieństwo niedożycia pierwszego roku życia:

$$\hat{MRW0}_t = \frac{1}{1 + \frac{50,2 \cdot 1,0347^{T_t}}{(41,5)} - \frac{0,0021 \cdot (U99_t + U2000_t)}{(3,3)}} \\ R^2 = 0,998 \quad D - W = 2,01$$

- b) kobiety, grupa wiekowa 1 – prawdopodobieństwo niedożycia drugiego roku życia:

$$\hat{MRW1}_t = \frac{1}{1 + \frac{929 \cdot 1,1208^{T_t}}{(4,0)} - \frac{0,0004 \cdot (1 - U8098_t)}{(2,3)}} \\ R^2 = 0,914 \quad D - W = 1,66$$

- c) kobiety, grupa wiekowa 2 – prawdopodobieństwo niedożycia trzeciego roku życia:

$$\hat{MRW2}_t = \frac{1}{1 + \frac{856,8 \cdot 1,0952^{T_t}}{(13,0)} + \frac{0,00092 \cdot U90_t}{(7,0)}} \\ R^2 = 0,964 \quad D - W = 1,74$$

Nawet pobieżna analiza oszacowań parametrów krzywych Gompertza i krzywych logistycznych, zawartych w tabelicy 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 funk-

<sup>19</sup> Ponownie, ze względu na ograniczenia objętości artykułu zrezygnowano z prezentacji szacunków parametrów odpowiednich równań dla kobiet.



cji 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 wykresy 3a-3e). Z kolei, oczekiwana długość życia jest deterministyczną funkcją (patrz wzór 3) cząstkowych współczynników umieralności. Zatem zmiany wartości oczekiwanej długości życia – wywołane różnorodnymi czynnikami omówionymi w punkcie drugim opracowania – są równoznaczne ze zmianami indywidualnych współczynników umieralności. Spostrzeżenie to uzasadnia wykorzystanie funkcji, w której argumentem byłaby oczekiwana długość życia, do objaśniania zmienności parametrów krzywych Gomperta i logistycznych zawartych w tablicy 3. Najogólniej zatem – uwzględniając również wewnętrzną dynamikę zmian – propozycja powyższa sprowadza się do oszacowania parametrów następujących relacji:

$$A_{it} = f(LEXP_t, A_{it-1}, \varepsilon_{it}) \quad (9)$$

$$B_{it} = f(LEXP_t, B_{it-1}, \xi_{it}) \quad (10)$$

gdzie:

$i - 1, 2, \dots, 8$

$A_{it}, B_{it}$  – odpowiednie parametry krzywych Gomperta i logistycznych zawarte w tablicy 3,

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

Przy wyborze konkretnej postaci funkcyjnej relacji (9) i (10) kierowano się przesłankami prostoty i efektywności, w sensie zadowalającego stopnia objaśnienia wariancji analizowanych parametrów. Dodatkowo procedurę przeszukiwań poprzedzono analizą integracyjną omawianych szeregów, której wyniki zawarto w tablicy (4).

Tablica 4

Stopień integracji parametrów z tablicy 3

Parametr	A1	B1	A2	B2	A3	B3	A4	B4
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  $B2$  – wynosi 1 – jest zatem równy stopniowi integracji oczekiwanej długości życia (patrz tablica 1). Oznacza to, iż w charakterze zmiennych objaśniających w relacjach (9) i (10) należy wykorzystać oczekiwaną długość życia w postaci poziomów (i ewentualnie przyrostów), zaś w celu objaśnienia wariancji parametru  $B2$  wykorzystać należy pierwszy przyrost oczekiwanej długości życia.

W tabelicy 5 przedstawiono wyniki szacunków parametrów relacji (9) i (10). 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:

$$\hat{N}_{x+1,T} = \hat{N}_{x,T-1} \cdot (1 - \hat{\mu}_{x,T-1}) \quad (11)$$

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  $T - 1$ .

Tablica 5

Oszacowania zmiennych w czasie parametrów krzywych Gomperta i logistycznych dla kobiet

Zm.	Kobiety		
	Specyfikacja/Oszacowania	R <sup>2</sup>	DW
A <sub>1</sub>	$0,5858 \cdot A_{1,t-1} + 0,0113 \cdot \frac{1}{LEXX_t} + 0,0007 \cdot U90_t$ (3,82) (1,58) (2,46)	0,844	1,90
B <sub>1</sub>	$-2,7927 + 0,0505 \cdot LEXPK_t + 0,0992 \cdot U2000_t - 0,1807 \cdot U05_t$ (7,73) (10,66) (3,12) (5,22)	0,999	1,87
A <sub>2</sub>	$0,0053 - 0,000063 \cdot LEXPK_t + 0,0004 \cdot U84_t$ (3,89) (3,55) (2,95)	0,947	1,91
B <sub>2</sub>	$1,0396 - 0,0018 \cdot \Delta LEXPK_t$ (605) (3,37)	0,999	1,74
A <sub>3</sub>	$0,000034 + 0,5289 \cdot A_{3,t-1} + 0,00003 \Delta LEXPK_t$ (2,28) (3,01) (2,35)	0,976	2,08
B <sub>3</sub>	$0,9012 + 0,3220 - 0,0022 \cdot LEXPK_t$ (3,49) (1,61) (3,23)	0,999	1,76
LnA <sub>4</sub>	$0,6904 \cdot \ln A_{7,t-1} + 0,8828 \cdot \ln LEXPK_t - 0,9528 \cdot (U90_t + U92_t)$ (4,97) (2,33) (4,52)	0,999	2,09
B <sub>4</sub>	$0,841 - 0,0000007A_{7,t} + 0,00076LEXPK_t + 0,00039(U92_t + U05_t)$ (64,8) (20,4) (4,35) (4,88)	0,999	1,71

Źródło: obliczenia własne

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.

### 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 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 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 determinantów 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 Series, 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, 3-4.
- Chukmaitova A., [2003], *Determinants of Life Expectancy and Mortality: Comparative Analysis of Different Regions in Kazakhstan*, Working Paper BSP/2003/072 E, Moscow.
- 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 52 (11), s. 1629-41.

- Clark R., Burkhauser R., Moon M., Quinn J., Smeeding T., [2004], *The Economics of an Aging Society*, Blackwell Publishing, Oxford.
- Cutler D., Knaul 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”, 49, s. 1309-1323.
- Florczak W., [2008a], *Wskaźniki zrównoważonego rozwoju*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 3, s. 14-34, Warszawa.
- Florczak W., [2008b], *Model oczekiwanej długości życia w Polsce*, „Studia Prawno-Ekonomiczne”, tom LXXVIII, Łódź.
- Florczak W., [2008c], *Efektywna podaż pracy a wzrost gospodarczy*, „Gospodarka Narodowa”, nr 11-12, s. 21-46, Warszawa.
- 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.
- 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:] Hazzard W., Endres R., Bierman E., Blass J. (eds.), *Principles of Geriatric Medicine and Gerontology*, s. 37-47, McGraw Hill, New York.
- 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 28<sup>th</sup> 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 Insitute for Development Economics Research, WIDER, Research Paper No. 2004/40.
- Jousilhati 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”, 28(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. 1491-98.
- Keilman N., [2003], *Types of Models for Projecting Mortality*, [w:] Bengtsson T., Keilman N., *Perpectives on Mortality Forecasting*, Social Insurance Studies, Swedish National Social Insurance Board, Elanders Novum AB, Goeteborg.
- 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.
- Kumor P., [2006], *Nierówność 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.
- Lints F.A., [1983], Genetic Influences on Lifespan in Drosophila and Related Species, *Rev. Biol. Res. Aging*, Vol. 1, s. 51-72.
- 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, nr 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 1301.
- 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. 646-8.
- 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*, Amsterdam, Dutch University Press.
- Yashin A., [2001], *Mortality Models Incorporating Theoretical Concepts of Ageing*, [w:] Tabeau E., van der Berg Jets, Heathcote C. (red.), *Forecasting Mortality in Developed Countries: Insights from Statistical, Demographic and Epidemiological Perspective*, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- 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(3), s. 525-543.
- Wilson D., [May 1994], The analysis of survival (mortality) data: fitting Gompertz, Weibull and logistic functions, *Mechanisms of Ageing and Development*, Vol. 74, s. 15-33.

## THE MACROECONOMIC DETERMINANTS OF LIFE EXPECTANCY IN POLAND

### Summary

The paper begins with the discussion of a cause-and-effect econometric model describing life expectancy in Poland in three variants: for men, women, and both sexes

at the same time. The analysis is preceded by a brief review of research reports on the subject, with a special focus on empirical applications in the context of adequate explanatory variables.

The estimation of the parameters was made with the use of a stepwise regression method, while the final version of the model was selected on the basis of a reliable statistical test, the author says. The research shows that the following variables had a statistically significant impact on life expectancy in Poland in the analyzed period (1975-2005): urbanization, the quality of healthcare, human capital, incomes, economic inequalities, social capital, behavioral factors, and the natural environment. However, the relative impact of these factors on life expectancy differed substantially for men and women, Florczak says.

In the second part of the article, the author proposes a model breaking down the population by sex and age, with the use of a "top-down modeling strategy." The parameters of the Gompertz mortality law and a logistic function were estimated for each year, with the entire population divided into coherent age groups. The resulting demographic model makes it possible to draw up forecasts and simulation scenarios taking into account links between the economic and demographic determinants of growth, Florczak says.

**Keywords:** life expectancy, law of mortality, determinants of mortality, stepwise regression method, econometric models, economic growth