

Waldemar Florczak*

MODELOWANIE ZRÓWNOWAŻONEGO ROZWOJU W MAKROEKONOMICZNYCH MODELACH GOSPODARKI POLSKI

Streszczenie. Rozwój społeczno-ekonomiczny współczesnego świata – a tym samym poszczególnych gospodarek narodowych – staje się funkcją coraz liczniejszych uwarunkowań, w tym czynników, które tradycyjnie pozostawały bądź na obrzeżach zainteresowań ekonomii, bądź stanowiły przedmiot dociekań innych dyscyplin naukowych. Złożoność współczesnego świata najpełniej oddaje koncepcja rozwoju zrównoważonego. Dlatego rozbudowane makroekonometryczne modele gospodarki narodowej Polski powinny *explicite* kwantyfikować wybrane aspekty trwałego rozwoju.

W artykule przedstawiono propozycje rozbudowy modelu *W8D-2010* – stanowiącego najnowszą wersję modeli serii *W8D*, konstruowanych w Katedrze Modeli i Prognoz Ekonometrycznych Uniwersytetu Łódzkiego – o bloki równań, które umożliwiałyby włączenie wybranych, kluczowych zagadnień związanych ze zrównoważonym rozwojem. Tym samym w docelowym systemie symulacyjnym uzyskano by możliwość monitorowania poza-ekonomicznych uwarunkowań rozwoju społecznego oraz oceny wpływu takich uwarunkowań na wzrost gospodarczy Polski.

1. Wprowadzenie

Rozwój społeczno-ekonomiczny współczesnego świata – a tym samym poszczególnych gospodarek narodowych – staje się funkcją coraz liczniejszych uwarunkowań, w tym czynników, które tradycyjnie pozostawały bądź na obrzeżach zainteresowań ekonomii, bądź stanowiły przedmiot dociekań innych dyscyplin naukowych. Złożoność współczesnego świata najpełniej oddaje koncepcja rozwoju zrównoważonego. Dlatego rozbudowane makroekonometryczne modele gospodarki narodowej Polski powinny *explicite* kwantyfikować wybrane aspekty trwałego rozwoju.

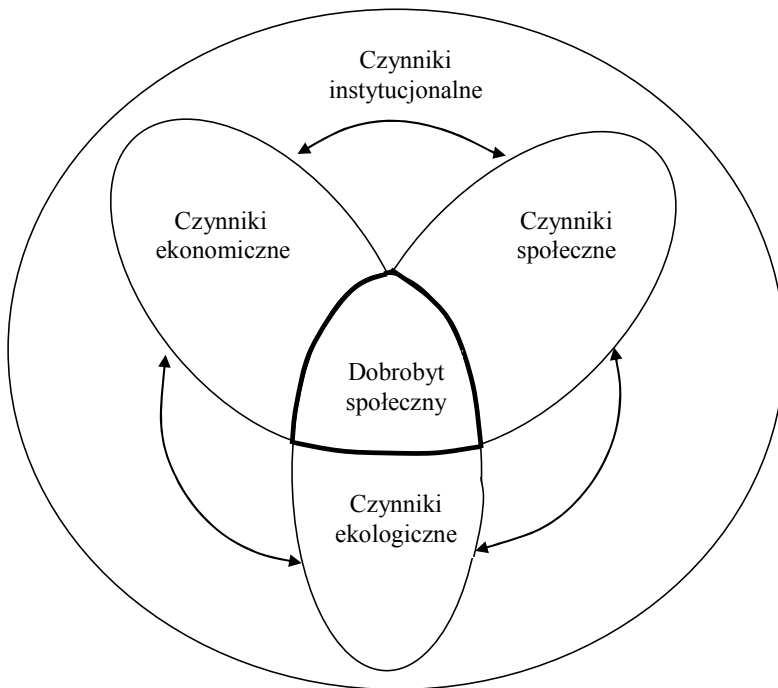
Przez rozwój zrównoważony rozumie się – według najczęściej przytaczanej definicji¹ – „rozwój, który zaspokaja potrzeby współczesnych generacji, bez uszczuplania możliwości do zaspokajania potrzeb generacji przyszłych” (Bruntland Report [1987]). Komisja do Spraw Rozwoju Zrównoważonego Rozwoju

* Dr hab., Katedra Modeli i Prognoz Ekonometrycznych UŁ.

¹ Szerzej na ten temat w Florczak [2008].

(*Commission on Sustainable Development*) wymienia cztery filary, na których zasadza się koncepcja trwałego rozwoju: czynniki ekonomiczne, społeczne, ekologiczne i instytucjonalne. Schemat powiązań pomiędzy wymienionymi składowymi przedstawiono na wykresie 1.

Uwarunkowania instytucjonalne, w których „zanurzone” są pozostałe mega–składowe warunkujące rozwój zrównoważony, stanowią niezbędny warunek implementacji zasad trwałego wzrostu. Z kolei, o jakości instytucji rządowych przesądza sposób zarządzania nimi – będący funkcją kapitału ludzkiego i społecznego – przez który rozumieć należy trafność wyboru i umiejętność realizacji efektywnej polityki makroekonomicznej zorientowanej na cele ekorozwoju, nie zaś jedynie na doraźne cele polityczne.



Wykres 1. Uwarunkowania zrównoważonego rozwoju

Źródło: opracowanie własne.

Wszystkie mega–komponenty rozwoju zrównoważonego znajdują się we wzajemnych dynamicznych relacjach, tak iż egzogeniczne zmiany bezpośrednio zaburzające wybrane ogniwo systemu wpływają jednocześnie – poprzez sprzężenia zwrotne – na pozostałe jego elementy. Konsekwencją holistycznego poj-

mowania idei wzrostu zrównoważonego jest wielowymiarowe rozumienie koncepcji dobrobytu społecznego. Poprawny pomiar dobrobytu nie może ograniczać się jedynie do odseparowanych wskaźników ekonomicznych, społecznych, czy ekologicznych. Zaniedbanie społecznych, czy ekologicznych aspektów rozwoju prowadzić może do spadku społecznie percypowanego dobrobytu, nawet w przypadku dynamicznego wzrostu gospodarczego, mierzonego PKB *per capita*.

Zarówno na poziomie indywidualnym (mikroekonomicznym), jak i całego społeczeństwa (makroekonomicznym), utożsamianie jakości życia jedynie z materialnymi aspektami bytu jest błędne. Świadomość tego faktu doprowadziła do konstrukcji licznych alternatywnych indykatów rozwoju społecznego, z których najbardziej znanym i szeroko stosowanym jest indeks rozwoju społecznego (*Human Development Index*), dany następującym wzorem (patrz Anand, Sen [1994]):

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

gdzie:

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

gdzie:

$$EI = \frac{2}{3}ALI + \frac{1}{3}GEI, \text{ przy czym } EI \text{ oznacza indeks wykształcenia, zaś } ALI -$$

wskaźnik piśmiennictwa wśród osób dorosłych, zaś *GEI* – współczynnik skolaryzacji brutto;

$$GI = \frac{\log(GDPpc) - \log(100)}{\log(40000) - \log(100)}, \text{ przy czym } GDPpc \text{ oznacza wysokość PKB}$$

per capita według parytetu siły nabywczej, zaś *GI* – indeks PKB *per capita*.

Zgodnie z ideą jego konstruktorów, indeks ten inkorporuje najważniejsze społeczno-ekonomiczne determinanty jakości życia ludzkiego, utożsamianej ze swobodą wyboru, gdyż „Rozwój społeczny jest procesem polegającym na poszerzaniu możliwości dokonywania wyboru przez wszystkich członków społeczeństwa. W najogólniejszym przypadku, możliwe opcje wyboru mogą być nieskończenie liczne i zmieniać się wraz z upływem czasu. Jednakże, bez względu na osiągnięty poziom rozwoju najistotniejsze dla każdego człowieka są: długie i zdrowe życie, możliwość rozwoju intelektualnego oraz dostęp do środków zapewniających przyzwoity standard życia. W przypadku niespełnienia powyższych warunków, pozostałe opcje wyboru i możliwości rozwoju pozostają niedostępne” (UNDP HDR [1990]).

Konstrukcja indeksu rozwoju społecznego wychodzi naprzeciw najnowszym ustaleniom teoretycznym – formułowanym przez teorie wzrostu endogenicznego i rozwoju zrównoważonego (np. Florczak [2011]) – zgodnie z którymi o długotrwały wzrost gospodarczy decydują – obok czynników ilościowych: majątku trwałego oraz zasobów siły roboczej – przede wszystkim czynniki jakościowe: postęp techniczny oraz kapitał ludzki (np. Aghion, Howitt [1999]) i społeczny (np. Florczak, Plich [2012]).

Formowanie kapitału ludzkiego i społecznego oraz postępu technicznego – jak również ich efektywne wykorzystanie – jest uwarunkowane szeregiem innych czynników: ekonomicznych, społecznych, demograficznych, instytucjonalnych, przyrodniczych, geograficznych, itp., zaś wzrost gospodarczy – i szerzej: rozwój społeczno-ekonomiczny – jest ograniczony od góry zgodnie z zasadą „wąskiego gardła”, tymi z nich, które wykazują symptomy szeroko zdefiniowanego niedoboru bądź niewłaściwego użytkowania.

Znaczenie kapitału ludzkiego i kapitału społecznego jako bezpośrednich nośników indywidualnego i społecznego dobrobytu oraz kluczowych determinant sekularnego wzrostu gospodarczego jest w pełni uświadamiane nie tylko przez naukowców, ale także – co ważniejsze – przez coraz liczniejsze grono polityków i decydentów. Dlatego też poszczególne kraje i regiony podejmują liczne wysiłki w celu zwiększenia akumulacji nietradycyjnych form kapitału.

W odróżnieniu od tradycyjnych czynników produkcji – kapitału rzeczowego i pracy – nietradycyjne czynniki nie podlegają prawu malejących przychodów, a tym samym w długim okresie ich akumulacja jest kluczową przesłanką rozwoju społeczno-gospodarczego. Ponadto, zwiększenie zasobów kapitału ludzkiego i społecznego umożliwia transformację społecznego systemu wartości w kierunku przeciwnym do preferowanego przez społeczeństwo konsumpcyjne, co sprzyja efektywnej implementacji zasad zrównoważonego rozwoju, jak również skutkuje wzrostem jakości życia i dobrobytu społecznego z przyczyn pozamaterialnych. Jeśli bowiem wzrost gospodarczy interpretować jedynie w kontekście materialnym/fizycznym/iłościowym, wówczas nie jest on możliwy *ad infinitum* w ramach ograniczonych ekosystemów, co wynika z praw termodynamiki. Jeśli jednak interpretować go w kategoriach jakościowych / wartościowych, wówczas wzrost nie musi być ograniczony. Z takiego samego (lub nawet niższego) wkładu materialnego osiągać można z danego produktu coraz wyższą użyteczność. Kluczową rolę pełni przy tym postęp techniczny oraz sposób wartościowania. Ten pierwszy powstaje w wyniku akumulacji wiedzy, drugi zaś jest funkcją społecznego systemu wartości. W pierwszym przypadku kluczowa rola w procesie akumulacji przypada kapitałowi ludzkiemu, w drugim zaś w równej mierze kapitałowi ludzkiemu i społecznemu (Florczak [2006]).

W artykule przedstawiono propozycje rozbudowy modelu *W8D-2010* – stanowiącego najnowszą wersję modeli serii *W8D*, konstruowanych w Katedrze

Modeli i Prognoz Ekonometrycznych Uniwersytetu Łódzkiego (np. Welfe, Welfe, Florczak [1996], Welfe (red.) [2001], [2004], [2009], Welfe, Florczak, Welfe [2004], Welfe, Florczak [2009]) – o bloki równań, które umożliwiłyby inkorporację wybranych, kluczowych zagadnień związanych ze zrównoważonym rozwojem. Tym samym w docelowym systemie symulacyjnym uzyskano by możliwość monitorowania poza-ekonomicznych uwarunkowań rozwoju społeczne-go oraz oceny wpływu takich uwarunkowań na wzrost gospodarczy Polski. Jest to niezwykle istotny argument uzasadniający daleko posuniętą rozbudowę modelu *W8D-2010*, zwłaszcza że pomiędzy wszystkimi kluczowymi zjawiskami społecznymi, ekonomicznymi, demograficznymi i ekologicznymi istnieją liczne sprzężenia zwrotne.

Artykuł ma następującą strukturę. W następnym punkcie zaprezentowano submodel sekcji nauki i edukacji, który stanowi dopełnienie bloku równań objaśniających formowanie kapitału ludzkiego i postępu technicznego w modelu *W8D-2010*. W punkcie trzecim przedstawiono propozycję sub-modelu demograficznego, objaśniającego liczbę urodzeń ogółem, oczekiwaną długość życia oraz strukturę populacji Polski według płci i wieku. W sekcji 4-tyj zawarto notę dotyczącą możliwości modyfikacji i rozbudowy modelu *W8D-2010* w celu implementacji wybranych kwestii ekonomiczno-ekologicznych. Artykuł domykają uwagi końcowe.

2. Submodel sekcji nauki i edukacji

2.1. Modelowanie produkcji usług i zapotrzebowania sekcji nauka i edukacja

Produkcja usług w dziedzinie nauki i edukacji jest sumarycznie reprezentowana przez wartość dodaną tych sekcji, liczoną w cenach stałych. Dostępne mierniki ilościowe albo reprezentują produkt końcowy sekcji (patenty), albo oddają poziom aktywności sekcji w sposób niepełny (np. liczba uczniów).

W submodelach sekcji nauki oraz sekcji edukacji podjęto próbę objaśnienia kształtowania się wielkości produkcji (wartości dodanej) oraz czynników produkcji w sposób klasyczny, poprzez użycie dwuczynnikowej funkcji produkcji typu Cobb–Douglasa:

$$VX_{it} = \alpha_0 K_{it}^{\alpha_1} N_{it}^{\alpha_2} e^{\alpha_3 T_i} e^{\alpha_4 U_{it}} \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

gdzie: VX_{it} – wartość dodana w cenach stałych w okresie t dla i -tej sekcji ($i=1$ – edukacja; $i=2$ – nauka), K_{it} – majątek trwały w cenach stałych, N_{it} – pracujący, T_t – zmienna czasowa.

W powyższej funkcji nie przyjęto założenia jednorodności stopnia pierwszego, mając na uwadze specyficzne właściwości wartości dodanej wytwarzanej w sekcjach nauki i edukacji, a mianowicie fakt, że wartość dodana tam wytwarzana nie ma charakteru w pełni rynkowego. O jej wysokości w zasadniczym stopniu decydują bowiem czynniki pozarynkowe i administracyjne

Efekty postępu technicznego odzwierciedlone są przez parametr stojący przy trendzie, co zakłada stałą w czasie stopę postępu w tych sekcjach. Z powodu niedostępności danych dla omawianych sekcji nie podjęto próby szacunku efektów TFP.

W wyniku estymacji parametrów równania (2), po uprzednim obustronnym zlogarytmowaniu stronami, uzyskano następujące wyniki²:

a) dla sekcji edukacji (parametr stojący przy zmiennej czasowej okazał się nieistotny):

$$\ln \hat{V}AE_t = 0,9798 + 0,731 \ln NE_t + 0,341 \ln KE_t - 0,067(u93 + u98)_t + 0,056U9899_t$$

(1,15) (4,01) (7,22) (3,81) (3,17) ,

$$\bar{R}^2 = 0,974 \quad DW = 1,55 \quad (3)$$

b) dla sekcji nauki:

$$\ln \hat{V}AN_t = -1,7221 + 0,1855 \ln NN_t + 0,8145 \ln KN_t + 0,0122T_t + 0,0803 \cdot U0608_t$$

(14,97) (3,04) (3,04) (7,89) (5,25) (4)

$$\bar{R}^2 = 0,990 \quad DW = 2,30$$

Wyniki empiryczne wskazują, iż w przypadku obydwu sekcji mamy do czynienia ze stałą – w przybliżeniu – elastycznością skali produkcji. W przypadku sekcji edukacji większą rolę w tworzeniu wartości dodanej odgrywa czynnik ludzki (oszacowanie odpowiedniego parametru równe 0,731), natomiast w sekcji nauki – majątek trwały (elastyczność produkcji względem aparatury naukowej jest wyższa niż względem pracujących: 0,81 wobec 0,19). Wyniki takie zgodne są z intuicją i postulatami teoretycznymi: rola aparatury badawczej jest daleko bardziej znacząca w sekcji nauki, zaś czynnika ludzkiego w sekcji edukacji.

² Zmienne zero-jedynkowe oznaczone są symbolem U , gdzie cyfry po nim następujące informują o latach, dla których dana zmienna przyjmuje wartość 1.

Równania (3)–(4) definiują podaż dla wartości dodanej sekcji edukacji i nauki. W celu wyznaczenia wysokości zapotrzebowania na produkcję usług w omawianych sekcjach konieczne jest utworzenie odpowiednich równań przejścia, przy czym zapotrzebowanie na usługi sekcji edukacji można rozumieć dwojako. Po pierwsze, jest to zapotrzebowanie na produkt końcowy tej sekcji, tj. na absolwentów szkół różnego szczebla. Jego pełny opis zawarto w modelach serii W8D (np. Welfe (red.) [2001]), w których przyjęto, że zapotrzebowanie to zrównuje się z podażą absolwentów. Po drugie, zapotrzebowanie na usługi sekcji edukacji wiązać należy z pozostałymi elementami procesu kształcenia, które są sumarycznie reprezentowane przez wartość dodaną.

Wartość dodaną sekcji edukacji postanowiono aproksymować równaniem przejścia, uzależniając ją od wielkości nakładów na edukację. *Implicite* oznacza to, że nakłady na edukację wynikają z efektywnego zapotrzebowania na usługi edukacyjne. Nakłady te zdefiniowano jako sumę funduszu płac brutto, *FEDU*, oraz nakładów inwestycyjnych, *JE*.

Wyniki szacunku parametrów odpowiedniego równania są następujące:

$$\ln \hat{V}AE_t = 4,284 + 0,5483 \ln(JE_t + FEDU_t) + 0,070 \cdot U9495_t - 0,156 \cdot (1 - U7099_t) \\ (10,09) \quad (11,72) \quad (2,84) \quad (4,47) \\ \bar{R}^2 = 0,960 \quad DW = 1,52 \quad (5)$$

Popyt na usługi sekcji nauki ze strony przedsiębiorstw zależy od ich akumulacji finansowej, zaś zapotrzebowanie sektora publicznego na owe usługi jest funkcją możliwości finansowych państwa (wydatków budżetowych). W obydwu przypadkach popyt ten można utożsamiać z zapotrzebowaniem na B+R. Nakłady na B+R, *BIRK*, obejmują zarówno wartość dodaną, jak i nakłady rzeczowe oraz nakłady inwestycyjne sekcji nauka. Wyniki szacunku parametrów strukturalnych odpowiedniego równania przejścia są następujące:

$$\ln \hat{V}AN_t = 0,4713 + 0,9920 \ln BIRK_t - 0,1311 \cdot U93_t - 0,1013 \cdot U9900_t + 0,1045 \cdot U03_t \\ (0,77) \quad (12,70) \quad (2,62) \quad (2,84) \quad (2,15) \\ \bar{R}^2 = 0,925 \quad DW = 2,08 \quad (6)$$

2.2. Nakłady inwestycyjne brutto, majątek trwały oraz popyt na pracujących

Specyfikacja równań nakładów inwestycyjnych brutto w sekcjach edukacji i nauki jest zbliżona do specyfikacji nakładów inwestycyjnych ogółem, przyjętych w modelach serii W8D. Ze względu na wątpliwości związane z wiarygod-

nością szacunku wartości dodanej w sekcjach nauki i edukacji, zdecydowano się na specyfikację, w której w charakterze zmiennej dochodowej umieszczono PKB ogółem, nie zaś wartość dodaną wytworzoną w omawianych sekcjach. Rozwiązanie takie pozwala na zachowanie mechanizmu akceleratora, tj. sprzężenia zwrotnego pomiędzy inwestycjami w w.w. sekcjach a ogólną aktywnością gospodarczą:

$$\ln J_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln J_{i,t-1} + \alpha_2 \ln X_t + \alpha_i U_{it} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

gdzie:

J_{it} – wartość inwestycji w cenach stałych w okresie t dla i -tej sekcji ($i=1$ – edukacja; $i=2$ – nauka),

X_t – PKB.

Oszacowanie parametrów równania (6) dało następujące rezultaty:

a) dla sekcji edukacji:

$$\ln \hat{J}E_t = -3,8197 + 0,5108 \ln JE_{t-1} + 0,5816 \ln X_t - 0,193U94_t$$

(1,54) (3,46) (2,19) (3,28) (7)

$$\bar{R}^2 = 0,949 \quad DW = 1,70$$

b) dla sekcji nauki:

$$\ln \hat{J}N_t = -9,9464 + 0,5060 \ln JN_{t-1} + 1,0592 \ln X_t + 0,2082 \cdot U9900_t$$

(6,15) (5,57) (6,30) (4,15) (8)

$$\bar{R}^2 = 0,974 \quad DW = 2,17$$

W porównaniu z oszacowaniami parametrów równań nakładów inwestycyjnych ogółem mechanizm akceleratora jest w sekcji nauki wyraźnie silniejszy (elastyczność nakładów inwestycyjnych względem PKB wyższa od jedności).

Punktem startowym dla specyfikacji równań majątku trwałego było ustalenie współczynnika likwidacji w celu wyznaczenia wielkości przyrostu majątku brutto³, odpowiadającej rozmiarom inwestycji oddanych do użytku. Kształtowanie tych ostatnich objaśniono następnie korzystając z transformacji Koycka:

$$DK_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DK_{i,t-1} + \alpha_2 J_{it} + \alpha_i U_{it} + \varepsilon_t, \quad (9)$$

³ Odpowiednią procedurę opisano w Florczak [2011], rozdział 2.

gdzie:

DK_{it} – przyrost majątku brutto w cenach stałych w okresie t dla i -tej sekcji ($i=1$ – edukacja; $i=2$ – nauka).

Wyniki empiryczne estymacji parametrów równania (9) są następujące:

a) dla sekcji edukacji:

$$\hat{DK}E_t = 410,4 + 0,4180DK E_{t-1} + 0,5484JE_t \quad (10)$$

(2,05) (2,58) (3,49)

$$\bar{R}^2 = 0,906 \quad DW = 2,35.$$

b) dla sekcji nauki nie uzyskano merytorycznie akceptowalnych wyników odpowiadających specyfikacji (9), co spowodowało konieczność zastosowania innego rozwiązania. Najlepszym – zarówno z merytorycznego jak i statystycznego punktu widzenia – z przeanalizowanych empirycznie alternatywnych wariantów specyfikacji równania majątku trwałego w sekcji nauki okazał się wariant następujący:

$$\hat{KN}_t = 2066 + 0,886KN_{t-1} + 0,1905JN_t - 207,5 \cdot U93_t + 324,4 \cdot U96_t \quad (11)$$

(5,55) (24,4) (3,60) (2,51) (4,35)

$$\bar{R}^2 = 0,998 \quad DW = 1,55.$$

Liczbę pracujących w sekcji nauki postanowiono podzielić na pracujących w szkolnictwie wyższym ($NSWP$) oraz na pozostałych pracujących w sektorze nauki ($NNSWP$), przy czym ostatnia z tych kategorii jest zmienną egzogeniczną.

Wyjściowa specyfikacja równań objaśniających liczbę pracujących w edukacji i szkolnictwie wyższym jest następująca:

$$\ln N_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln N_{i,t-1} + \alpha_2 \ln STUD_{it} + \alpha_3 \ln G_t + \alpha_i U_{it} + \varepsilon_t \quad (12)$$

(?) (+) (+) (+) (?)

gdzie:

N_{it} – pracujący w okresie t dla i -tej sekcji ($i=1$ – edukacja; $i=2$ – szkolnictwo wyższe),

$STUD_{it}$ – liczba uczniów wszystkich szkół w okresie t , poza szkolnictwem wyższym ($i=1$ – edukacja); liczba studentów w szkołach wyższych w okresie t ($i=2$ – szkolnictwo wyższe),

G_t – spożycie zbiorowe.

Popyt na pracujących w sekcji edukacji oraz w szkolnictwie wyższym jest w długim okresie determinowany liczbą uczniów odpowiedniego szczebla edukacyjnego. Ponadto, ze względu na publiczny charakter szkolnictwa, zatrudnienie w tych sekcjach przejawiać musi się silną inercją. Zmienna G_t wprowadzona jest zaś w celu aproksymacji możliwości finansowania szkolnictwa z publicznej kasy.

W wyniku analiz empirycznych okazało się, iż dla sekcji edukacji związek pomiędzy liczbą uczniów a nauczycieli charakteryzuje się – przynajmniej w okresie próby – korelacją ujemną. Stąd odstąpiono od specyfikacji zaproponowanej równaniem (12) i zdecydowano się na wybór następującego wariantu:

$$\ln \hat{NE}_t = 4,0230 + 0,2750 \ln NE_{t-1} + 0,1034 \ln(FEDUP_t / PX_t) - 0,0599 \cdot U9902_t$$

$$(8,61) \quad (3,26) \quad (7,30) \quad (8,08)$$

$$\bar{R}^2 = 0,972 \quad DW = 2,33 \quad (13)$$

gdzie:

$FEDUP$ – fundusz płac brutto w sekcji edukacji, c.b.

W przypadku pracujących w szkolnictwie wyższym wybrano następujący wariant:

$$\ln \hat{NSWP}_t = 1,7317 + 0,8073 \ln NSWP_{t-1} + 0,0435 \ln(STUDWY_t) + 0,0578 \cdot U9598_t$$

$$(2,73) \quad (11,09) \quad (2,15) \quad (4,17)$$

$$\bar{R}^2 = 0,981 \quad DW = 2,03 \quad (14)$$

Nieistotność zmiennej G_t , a w konsekwencji jej brak w równaniu (14), świadczyć może o daleko idącej niezależności finansowej szkół wyższych.

Ostatnim równaniem stochastycznym, koniecznym do domknięcia submodelu, jest fundusz płac brutto w sekcji edukacji. Specyfikacja objaśniająca zmienność tej zmiennej ma charakter równania przejścia, w którym obok opóźnionej zmiennej objaśnianej występuje wysokość wydatków budżetu państwa, BCP , jako aproksymanty wydolności państwa w zakresie finansowania edukacji. Wyniki szacunku parametrów omawianego równania są następujące:

$$\ln \hat{FEDUP}_t = -1,3071 + 0,6878 \ln FEDUP_{t-1} + 0,3723 \ln BCP_t + 0,1398 \cdot U9900_t$$

$$(1,74) \quad (10,76) \quad (3,30) \quad (4,55)$$

$$\bar{R}^2 = 0,997 \quad DW = 2,00 \quad (15)$$

2.3. Modelowanie liczby zgłoszonych patentów

Wśród istniejących miar, które można utożsamiać z produkcją sektora nauki, dużą popularnością cieszy się liczba patentów (np. Lever [2000] lub Gorzelak, Olechnicka [2003]). Dlatego rozbudowa sektora nauki w ujęciu podażowym przebiega również w kierunku endogenizacji procesu generowania strumienia patentów i ich skumulowanych zasobów.

Liczba patentów jest niejednokrotnie wykorzystywana bądź jako niezależna miara, bądź jako kluczowa składowa miar amalgamatowych, służących do opisu stopnia zawansowania danego kraju w procesie budowy gospodarki opartej na wiedzy (np. Florczak [2010]). Ponadto skumulowana liczba krajowych patentów służyć może jako alternatywa wobec skumulowanego wolumenu krajowych nakładów na B+R w charakterze miary aproksymującej krajowy postęp techniczny. U podstaw takiej propozycji leży spostrzeżenie, że nakłady inwestycyjne są jedynie strumieniem zasilającym zasoby czynników produkcji i dlatego nie reprezentują efektów produkcji sektora B+R (por. np. Lever [2000]). Fakt zastąpienia strumienia inwestycji ich wielością skumulowaną nie wprowadza przy tym jakościowej różnicy, gdyż zmienna taka może być wówczas interpretowana jako czynnik produkcji, nie zaś jako miara efektywności/produkcji sektora nauki (sektora B+R). Z drugiej strony jednak na korzyść skumulowanych nakładów przemawia fakt, iż tylko część wymiernych ekonomicznych efektów związanych z aktywnością w sektorze B+R znajduje swój finał w postaci zgłoszenia/przyznania patentu.

Spośród dostępnych na szczeblu makroekonomicznym kategorii definiujących liczbę patentów zdecydowano się na przyjęcie liczby krajowych patentów zgłoszonych w Polsce. Postąpiono tak w wyniku wstępnej analizy alternatywnego szeregu „patenty krajowe przyznane”, konstatując, iż bardzo wysoka zmienność relacji patentów zgłoszonych do przyznanych wynikać musi z często zmieniających się kryteriów przyznawania licencji patentowych. Zatem w przypadku kategorii „patenty krajowe przyznane w Polsce” mamy do czynienia z szeregiem niespójnym definicyjnie.

Teoretyczna specyfikacja równania liczby patentów objęła dwa alternatywne warianty:

1) wariant, w którym równanie liczby patentów, $PATZ_t$, jest funkcją produkcji typu Cobb–Douglasa, zaś zmiennymi objaśniającymi są pracujący w sekcji nauki, NN , oraz majątek trwały tego sektora, KN :

$$PATZ_t = \alpha_0 NN_t^{\alpha_1} KN_t^{\alpha_2} e^{\alpha_3 U_t} e^{\varepsilon_t}, \quad (16)$$

2) wariant, w którym równanie liczby patentów jest funkcją pracujących w sekcji nauki oraz wielkości skumulowanych publikacji (tytułów) naukowych, $BNTSI$:

$$PATZ_t = f(NN_t^{(+)}, BNTSI_t^{(+)}, \varepsilon_t). \quad (17)$$

Propozycja wprowadzenia zmiennej $BNTSI$ do równana patentów znajduje swoje uzasadnienie na gruncie teoretycznym. Jak wykazują badania (np. Matthiessen, Schwarz [2000]) pomiędzy wielkością zgłaszanych patentów a liczbą cytowań publikacji naukowych istnieje związek przyczynowo-skutkowy. Przy założeniu, iż liczba cytowań (dla których nie ma odpowiednich danych dla długiego okresu) jest funkcją liczby wydanych opracowań naukowych, dostajemy zredukowaną zależność pomiędzy liczbą patentów a liczbą publikacji naukowych.

Empiryczna weryfikacja równania (16) nie przyniosła potwierdzenia związku przyczynowego pomiędzy wolumenem zgłaszanych patentów a majątkiem trwałym w sekcji nauki. Natomiast estymacja parametrów funkcji przyrostowo-logarytmicznej relacji (17) przyniosła rezultaty zgodne z postulatami teoretycznymi:

$$\Delta \ln \bar{PATZ}_t = -0,066 + 0,6363 \Delta \ln NN_t + 0,8952 \Delta \ln BNTSI_t - 0,2721 \cdot U81_t + 0,1712 \cdot U88_t \quad (18)$$

(2,86) (3,52) (2,23) (3,69) (3,91)

$$\bar{R}^2 = 0,548 \quad DW = 1,78$$

Elastyczność „produkcji” patentów względem pracujących w sekcji nauka wynosi 0,63, zaś względem opublikowanych prac naukowych jest bliska 0,9. W relacji (18) mamy zatem do czynienia z efektywnością skali produkcji większą od jedności, co jest zgodne z wnioskami płynącymi z teorii wzrostu endogenicznego.

W równaniach (17) i (18) zmienna $BNTSI$ zdefiniowana jest następująco:

$$BNTSI_t = BNTS_t / BNTS_{1995} \quad (19)$$

i reprezentuje znormalizowaną względem roku bazowego (1995) skumulowaną liczbę publikacji naukowych, $BNTS$, generowanych następującym równaniem tożsamościowym⁴:

⁴ Wyniki empiryczne wskazują, iż przyjęcie współczynnika likwidacji na poziomie 0,1 daje statystycznie lepsze rezultaty niż dla poziomu 0,05 we wszystkich równaniach, w których występuje skumulowana wielkość publikacji naukowych.

$$BNTS_t \equiv 0,9 \cdot BNTS_{t-1} + BNT_t \quad (20)$$

gdzie:

BNT_t – liczba publikacji naukowych wydanych w roku t .

Konsekwencją przyjęcia równania (18) jest konieczność objaśnienia zmiennej BNT . Zaproponowano specyfikację uzależniającą liczbę publikacji od wysokości zatrudnienia w szkolnictwie wyższym oraz majątku trwałego w sektorze nauki. W wyniku badania alternatywnych wariantów takiej specyfikacji zdecydowano się na dynamizację równania, poprzez wprowadzenie opóźnionej zmiennej objaśnianej w charakterze dodatkowego regresora. Ostatecznie przyjęto następujący wariant:

$$\ln BNT_t = -15,511 + 0,3064 \ln BNT_{t-1} + 0,5847 \ln NN_t + 1,4290 \ln (KN + KE)_t - 0,1860 (U95)_t \quad (21)$$

(3,97) (1,45) (1,53) (3,48) (2,64)

$\bar{R}^2 = 0,935 \quad DW = 2,37$

Uzyskane wyniki wskazują *implicite* na znaczenie efektywności i jakości kadry naukowej zatrudnionej w sektorze B+R oraz szkolnictwie wyższym. Dopiero uwzględnienie ogniwa pośredniego, w postaci skumulowanego poziomu publikacji naukowych, umożliwia właściwe objaśnienie zmienności wolumenu patentów.

3. Submodel demograficzny

3.1. Uwarunkowania demograficzne a wzrost gospodarczy oraz zrównoważony i endogeniczny rozwój

Procesy demograficzne są kluczową determinantą długookresowego wzrostu gospodarczego *per capita*, co pokazuje następująca tożsamość (por. Florczak [2008a]):

$$XCAP_t \equiv GDPH_t \cdot AVH_t \cdot REM_t \cdot RLF_t \cdot DEP_t \quad (22)$$

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,

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

DEP_t = Liczba ludności w wieku produkcyjnym / Liczba ludności ogółem – współczynnik wsparcia (*support ratio*).

Obok bezpośredniego, podażowego oddziaływania na wysokość dochodu *per capita* poprzez zmienne RLF i DEP , czynniki demograficzne wpływają na dynamikę wzrostu gospodarczego również w sposób pośredni, jako determinanty pozostałych składowych zależności (22). Po pierwsze, zgodnie z hipotezą cyklu życia struktura demograficzna społeczeństwa determinuje wysokość zagregowanych oszczędności w gospodarce, a tym samym poziom inwestycji i w konsekwencji – również majątku produkcyjnego.

Po drugie, poziom wydatków budżetowych w znacznym stopniu zależy od zobowiązań transferowych państwa, które są m.in. funkcją struktury demograficznej społeczeństwa. Po trzecie, poziom kapitału ludzkiego – kluczowego elementu teorii endogenicznego wzrostu – w gospodarce jest funkcją zarówno struktury wiekowej populacji aktywnej zawodowo, jak i oczekiwanej długości życia (np. Florczak [2008a]). Wszystkie wymienione zjawiska – a także inne czynniki o proveniencji demograficznej (np. Prskawetz i in. [2007]) – oddziałują na makroekonomiczną efektywność gospodarczą, którą we wzorze (22) reprezentuje zmienna $GDPH$. Ponadto zmienna AVH jest funkcją uwarunkowań demograficznych, natomiast zmienność REM jest w dużej mierze kształtowana indywidualną skłonnością do podjęcia pracy, która *ceteris paribus* zależy od wieku i płci, a zatem w skali makro – od struktury demograficznej populacji.

Z punktu widzenia długookresowego rozwoju zrównoważonego zmiany liczebności populacji oraz jej struktury decydują o presji ekologicznej, co uwiadczenia następująca relacja (por. Holdren, Ehrlich [1974]):

$$ENVP = L * XCAP * WI \quad (23)$$

gdzie:

$ENVP$ – degradacja środowiska naturalnego,

L – liczba ludności,

$XCAP$ – spożycie (dochód) *per capita*,

WI – zagregowany wskaźnik presji ekologicznej na jednostkę spożycia.

Starzenie się społeczeństwa implikuje wprowadzenie daleko idących zmian w istniejących rozwiązaniach instytucjonalnych w systemie ubezpieczeń spo-

łecznych i emerytalnych, co warunkuje trwałość rozwoju w aspekcie społecznym. Oczekiwana długość życia stanowi również jeden z centralnych punktów zainteresowań ekonomii dobrobytu, czego przejawem jest m.in. istnienie licznych makroekonomicznych indyktorów (np. Florczak [2008]) uwzględniających *explicite* znaczenie długości życia dla społecznej percepcji dobrobytu, by wymienić cytowany powszechnie indeks rozwoju społecznego (patrz wzór 1).

Przytoczone argumenty w pełni uzasadniają rozbudowę modelu W8D-2010 o bloki równań generujących ruch naturalny ludności, czemu poświęcono niniejszy artykuł.

Na etapie koncipowania submodelu demograficznego sformułowano następujące hipotezy robocze:

a) Submodel uwzględniać będzie społeczno-ekonomiczne determinanty oczekiwanej długości życia w formie relacji przyczynowo-skutkowej.

b) Współczynniki umieralności dla ustalonych grup wiekowych – oddzielnie dla kobiet i mężczyzn – dają się aproksymować nieskomplikowaną pod względem numerycznym funkcją, tj. krzywą Gompertza i krzywą logistyczną.

c) Uzyskane oszacowania parametrów krzywej Gompertza i krzywej logistycznej dają się objaśnić zmiennością oczekiwanej długości życia, odpowiednio dla kobiet i mężczyzn.

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

3.2. Makroekonomiczne uwarunkowania oczekiwanej długości życia w Polsce

Istnieją różne podejścia metodyczne do zagadnienia modelowania oczekiwanej długości życia, których klasyfikację zawiera artykuł Keilmana [2003]. Zaproponowany w niniejszym badaniu model, generujący strukturę demograficzną ludności Polski, wykorzystuje rozwiązania typowe zarówno dla podejścia aktuarialnego, jak i modelowania strukturalnego. W pierwszym kroku, przy użyciu modelu przyczynowo-skutkowego akcentującego znaczenie uwarunkowań społeczno-ekonomicznych, 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 w.w. krzywych funkcją oczekiwanej długości życia.

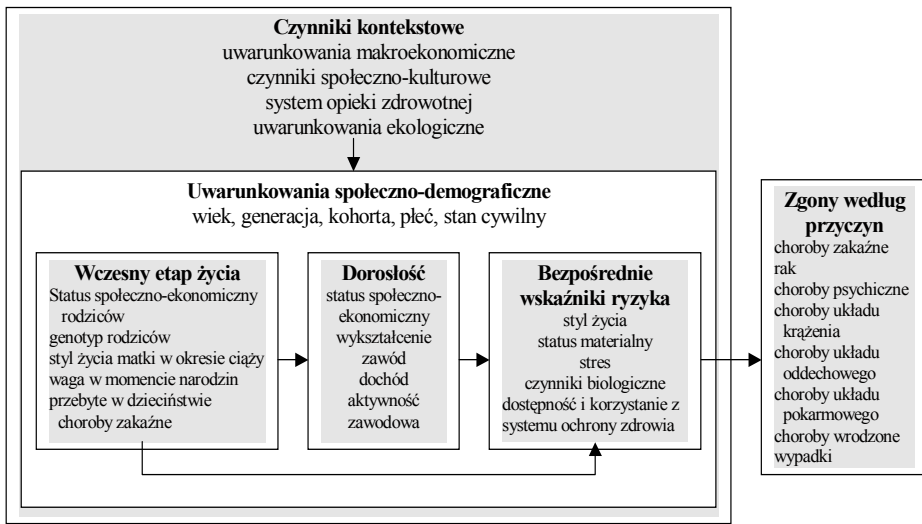
Oddziaływane różnorodnych czynników pro- i anty-zdrowotnych ma miejsce w trakcie całego życia człowieka, zaś efekty (np. śmiertelność) tego oddziaływania są funkcją zarówno indywidualnych cech osobniczych, jak i szerokiego zbioru uwarunkowań kontekstowych oraz społeczno-demograficznych. Holistyczną koncepcją, uwzględniającą wszystkie – w świetle współczesnego stanu

wiedzy – adekwatne uwarunkowania indywidualnej długości życia, jest teoria drogi życiowej (*life course theory*), której ogólną ideę przedstawiono na wykresie 2.

Z medycznego punktu widzenia do zgonów dochodzi w następstwie określonych chorób lub wypadków, natomiast czynniki prowadzące do śmierci mogą mieć charakter bezpośredni (*proximate risk factors*) lub pośredni (*contextual factors*). Z wykresu 2 wynika, iż status społeczno-ekonomiczny jednostki wpływa na jej stan zdrowotny w sposób pośredni, poprzez oddziaływanie na bezpośrednie czynniki ryzyka, zaś uwarunkowania prenatalne, genetyczne oraz ekonomiczne z wczesnego dzieciństwa w dużym stopniu warunkują status społeczno-ekonomiczny jednostki w okresie dorosłości, lub wpływają na bezpośrednie czynniki ryzyka na późniejszym etapie życia. Bezpośrednie czynniki ryzyka oznaczają te uwarunkowania, które prowadzą wprost do zgonu według klasyfikacji medycznej. Należą do nich zachowania pro- lub anty-zdrowotne wynikające ze stylu życia (nawyki żywieniowe, aktywność fizyczna, długość snu, palenie tytoniu, spożycie alkoholu, narkotyków i innych używek, itp.), materialne i sanitarne warunki egzystencji, stres wywołany czynnikami psychologicznymi i społecznymi, oraz wrodzone lub odziedziczone genotypy. Lista bezpośrednich czynników ryzyka jest bardzo długa, zaś ich identyfikacja jest zadaniem nauk medycznych i badań epidemiologicznych. Chociaż fachowe czasopisma medyczne pełne są badań identyfikujących i kwantyfikujących coraz to nowe specyficzne, bezpośrednie czynniki ryzyka, pełna ich lista z pewnością wciąż nie jest znana.

Uwarunkowania kontekstowe wpływają na długość życia jednostki, niezależnie od jej indywidualnych uwarunkowań stanu zdrowia. Stan środowiska naturalnego, nierówności społeczno-ekonomiczne, istniejący system ochrony zdrowia i opieki społecznej, kapitał społeczny, infrastruktura społeczno-ekonomiczna, ogólny standard życia, itp. wpływają na wszystkie grupy czynników warunkujących stan zdrowia człowieka na wszystkich etapach jego życia. W odróżnieniu do indywidualnych czynników ryzyka lista czynników kontekstowych jest stosunkowo krótka i dobrze rozpoznana.

W niniejszym badaniu oczekiwaną długość życia uczyniono funkcją najważniejszych zmiennych społeczno-ekonomicznych oraz wybranych czynników ryzyka. Dobór zmiennych objaśniających poprzedzono przeglądem literatury, ze szczególnym uwzględnieniem aplikacji empirycznych. Zestaw rozważanych regresorów obejmuje zarówno najistotniejsze – w świetle badań epidemiologicznych – indywidualne determinanty zdrowia oraz kluczowe uwarunkowania kontekstowe, które wyszczególniono w tabelicy 1.



Wykres 2 Uwarunkowania śmiertelności według teorii drogi życiowej

Źródło: Spijker [2004], s. 20.

Równanie oczekiwanej długości życia ma standardową – spotykaną w większości badań na szczeblu makro – postać. W oparciu o przesłanki teoretyczne starano się *a priori* dokonać podziału zmiennych objaśniających na dwie grupy: a) te z nich, których wpływ na oczekiwaną długość życia nie powinien *ceteris paribus* podlegać prawu malejących przychodów oraz b) te, których wpływ na oczekiwaną długość życia powinien *ceteris paribus* maleć wraz ze wzrostem ich poziomu:

$$LEXP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_i X_{it} + \sum_{i=k}^K \alpha_i \ln X_{it} + \varepsilon_t \quad (24)$$

gdzie:

$LEXP_t$ – oczekiwana długość życia w roku t , 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.

Oczekiwaną długość życia uczyniono funkcją czynników wymienionych w tabelicy 1. Analizowano 3 warianty równania (24): oddzielnie dla mężczyzn i dla kobiet oraz wariant wspólny. Różnicę w przeciętnej długości życia dla kobiet i mężczyzn uznać należy za trwały element demograficznej rzeczywistości, co *implicite* oznacza, że siła oddziaływania uwarunkowań środowiskowych oraz czynników ryzyka na populację męską i żeńską musi być różna.

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
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; $\ln GDP_{cap}$	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; %, $GINI$	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	URB , %	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; %, HCM – ogółem 4a) HCM – ogółem 4b) HCM (mężczyźni) 4c) HCK (kobiety)	Crimmins, Yasuhico [2001] Mueller [2002]	Crimmins, Yasuhico [2001] Mueller [2002]	(+) I(2) I(2) I(2)	Roczniki statystyczne GUS + roczniki demograficzne GUS

Tablica 1 (cd.)

1	2	3	4	5	6	7
5.	Kapitał społeczny	5a) liczba przestępstw ogółem na 1 tys. mieszkańców, <i>PO</i> 5b) liczba przestępstw przeciwko zdrowiu i życiu + przeciwko bezpieczeństwu powszechn. + 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) 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						
6.	Spożycie alkoholu	W litrach na 1 mieszkańca, <i>ALCOH</i>	Jousilhati i in [1995] Ryan [1995]	Chukmaítova [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>O/WOC</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>	Hitriss, Posnett [1992] Spijker [2004]	Filmer, Pritchett [1999], Aavik, Holmaas [2004]	(+) I(1) I(2)	Roczniki statystyczne GUS
12.	Postęp w naukach medycznych / postęp techniczny	12a) skumulowane krajowe nakłady na B+R w cenach 1995 roku (logarytm), <i>lnBRKS</i> 12b) skumulowane zagraniczne nakłady na B+R ważone udziałami importu Polski w cenach z 1995 roku (logarytm), <i>lnBRMS</i>	McClellan, Noguechi [1998] Ghied, Lleras-Muney [2003]	Lichtenberg [2000], Rajkumar, Swaroop [2002]	(+) I(2) I(2)	Roczniki statystyczne GUS + bazy danych modeli serii W8
Czynniki środowiskowe						
13.	Destymulanty stanu środowiska naturalnego	Wazona suma emisji pyłów, dwutlenku siarki i dwutlenku azotu z wagami ustalonymi na podstawie badań epidemiologicznych; tys. ton, <i>GAZY</i>	$GAZY = 0.96 * PYLY + 0.48 * SO2 + 0.3 * NO2$ Ostro [1994], Samoli i in [2006]	Chukmaitova [2003] Spijker [2004]	(-) I(1)	Roczniki statystyczne GUS + przeliczenia własne

Źródło: opracowanie własne.

W wariantach [1], [5] oraz [9] tablicy 2 przedstawiono rezultaty szacunku równania (24) odpowiednio dla mężczyzn, kobiet oraz bez podziału na płeć. Uzyskane wyniki są nieakceptowalne: liczne zmienne są statystycznie nieistotne, zaś oceny parametrów strukturalnych częstokroć charakteryzują się znakami przeciwnymi do postulowanych. Jednocześnie wysoki stopień objaśnienia zmienności regresanta świadczy, że przyczyną takich wyników jest silna współliniowość regresorów. Stąd do dalszych szacunków użyto metodę regresji krokowej, w wariacie *general to specific*, której rezultaty zawiera tablica 2 (odpowiednio warianty [2], [6] i [10]).

W wyniku zastosowania regresji krokowej wszystkie zmienne objaśniające w specyfikacjach [2], [6] i [10] (tablica 2) są statystycznie istotne, co najmniej na 10% poziomie 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 ustaleniami teoretycznymi. Wyjątkiem jest oszacowanie parametru przy stopie bezrobocia, *UNR*. Fakt ten podważa jednak wartość poznawczą wyników i czyni dalszą ich interpretację bezzasadną. Dlatego też w kolejnych próbach rozważano warianty z restrykcjami zerowymi nałożonymi na zmienną *UNR*. Ponowne zastosowanie regresji krokowej prowadzi do wyników przedstawionych w wariantach [3], [7] i [11] (tablica 2).

Uzyskane rezultaty są tym razem w pełni akceptowalne, zarówno od strony merytorycznej, jak i statystycznej. Znaki oszacowań wszystkich parametrów strukturalnych zgodne są z przesłankami teoretycznymi, zaś regresory są statystycznie istotne na 5% poziomie istotności. Modele charakteryzuje wysoki stopień objaśnienia zmienności regresantów, pożądane właściwości stochastyczne składników losowych, brak błędów specyfikacji i stabilność parametrów strukturalnych w czasie. Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o restrykcjach zerowych nałożonych na pominięte w wariantach [3], [7], [11] – względem wariantów [1], [5] i [9] – zmienne (patrz statystyka *F* w tablicy 2). W efekcie, upoważnione jest sformułowanie ogólnego wniosku o adekwatności omawianych modeli do objaśnienia oczekiwanej długości życia.

Wyniki uzyskane w analizowanych wariantach, w podziale na mężczyzn [3] i kobiety [7], wskazują na szereg różnic w ocenach wpływu regresorów na oczekiwaną długość życia każdej z płci. Jednakże warianty [3] i [7] nie są w pełni porównywalne ze względu na różną liczbę regresorów: wariant [3] zawiera dwie zmienne (*URB* i *CRPZZ*), które nie występują w wariacie [7], natomiast zmienna *BIRMS* jest z kolei nieobecna w wariacie [3]. Dlatego też zdecydowano się na analizę wariantów symetrycznych (patrz warianty [4], [8] i [12]).

Tablica 2. Oszacowania parametrów strukturalnych równań oczekiwanego czasu życia

Zmienne/statystyki	Mężczyźni						Kobiety						Mężczyźni i kobiety							
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
Constant	74,483 (7,02)	80,060 (20,64)	71,653 (20,00)	71,337 (19,04)	64,791 (8,84)	69,465 (85,85)	63,605 (32,60)	65,449 (31,14)	69,340 (8,02)	75,633 (24,04)	66,635 (20,88)	68,269 (24,55)								
<i>lnGDPc</i>	-0,0040 (0,00)		1,4961 (2,21)	1,4289 (2,01)	0,6882 (1,02)	1,7739 (3,48)	1,5737 (3,88)	1,1694 (2,77)	0,3292 (0,41)			1,291 (2,35)								
<i>GINI</i>	-0,0690 (1,39)	-0,0784 (2,23)	-0,0455 (1,04)	-0,0464 (1,04)	-0,0532 (1,57)	-0,0922 (3,61)	-0,0543 (2,35)	-0,0238 (0,91)	-0,0620 (1,55)	-0,0641 (2,22)	-0,0636 (1,71)	-0,0364 (1,06)								
<i>URB</i>	-0,3295 (2,59)	-0,3201 (4,19)	-0,1791 (2,17)	-0,2140 (1,65)	-0,1049 (1,20)			-0,0925 (1,20)	-0,2170 (2,10)	-0,1648 (2,67)	-0,1190 (1,06)	-0,1518 (1,51)								
<i>HC</i>									0,2728 (4,79)	0,2734 (10,54)	0,3223 (7,30)	0,2586 (6,25)								
<i>HCM</i>	0,3542 (3,54)	0,3303 (7,48)	0,3702 (5,98)	0,3550 (4,65)																
<i>HCK</i>					0,2300 (6,12)	0,2368 (10,92)	0,2158 (8,41)	0,2072 (8,32)												
<i>CRCAP</i>	-0,0002 (0,80)				-0,0000 (0,34)				-0,0001 (0,64)											
<i>CRPZZ</i>	-0,0181 (1,50)	-0,0251 (3,66)	-0,0115 (1,40)	-0,0132 (1,37)	-0,0109 (1,32)			-0,0130 (2,30)	-0,0144 (1,47)	-0,0207 (3,69)	-0,0093 (1,39)	-0,0132 (1,79)								
<i>DIV</i>	0,0132 (0,53)				0,0113 (0,68)				0,0122 (0,62)											
<i>UNR</i>	0,0964 (3,38)	0,0847 (4,34)			0,0549 (2,84)	0,0510 (3,38)			0,0765 (3,33)	0,0764 (4,82)										
<i>ALCOH</i>	-0,3909 (2,24)	-0,3767 (5,09)	-0,3640 (3,27)	-0,3658 (3,23)	-0,3027 (2,59)	-0,2547 (3,76)	-0,2504 (3,60)	-0,2799 (4,17)	-0,3468 (2,49)	-0,2929 (4,83)	-0,0093 (1,39)	-0,3222 (3,69)								
<i>CIGAR</i>	-0,0005 (1,13)				-0,0000 (0,18)				-0,0003 (0,82)											
<i>OWOC</i>	0,0051 (0,61)				0,0055 (0,96)				0,0055 (0,81)											

Tablica 2 (cd.)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
<i>SPORT</i>	0,0215 (1,92)	0,0206 (3,22)			0,0136 (1,78)	0,0086 (1,46)			0,0178 (1,97)	0,0186 (3,59)		
<i>GAZY</i>	-0,0008 (3,25)	-0,0010 (8,23)	-0,0008 (3,63)	-0,0007 (3,23)	-0,0003 (2,13)	-0,0003 (2,60)	-0,0002 (2,21)	-0,0003 (2,28)	-0,0006 (2,94)	-0,0009 (8,71)	-0,0010 (5,90)	-0,0005 (3,04)
<i>lnOCHZ</i>	1,3168 (3,16)	1,3818 (5,31)			0,5090 (1,80)	0,4355 (2,09)			0,9206 (2,74)	1,1041 (5,19)		
<i>DOC</i>	3,2469 (3,74)	3,1520 (4,43)	3,2100 (3,20)	3,1398 (3,03)	1,9800 (3,36)	1,6184 (2,88)	1,3054 (2,16)	1,7859 (2,93)	2,6403 (3,77)	2,7818 (4,78)	3,7555 (4,47)	2,4973 (3,14)
<i>lnBIRKS</i>	0,9345 (0,63)				0,6802 (0,67)				0,8429 (0,70)			
<i>lnBIRMS</i>	-0,3501 (0,35)			0,2441 (0,35)	0,3838 (0,58)		0,6907 (2,66)	1,0261 (2,57)	0,0069 (0,01)		0,6274 (1,09)	0,6404 (1,22)
\bar{R}^2	0,984	0,986	0,976	0,975	0,995	0,993	0,993	0,994	0,991	0,992	0,982	0,987
MAPE	0,1821	0,1995	0,2559	0,2607	0,1076	0,1400	0,1570	0,1485	0,1350	0,1515	0,2360	0,1969
D-W	2,06	2,08	1,64	1,63	2,09	1,83	1,65	1,88	2,04	2,11	1,58	1,72
J-B	0,7702	0,8425	0,4766	0,6482	0,4050	0,2485	0,5001	0,4657	0,8396	0,5518	0,5350	0,6316
White	0,8079	0,6009	0,6361	0,5999	0,5753	0,0701	0,9245	0,5606	0,7692	0,8535	0,6302	0,6664
RESET	0,6875	0,5660	0,1070	0,1181	0,1018	0,0560	0,0639	0,0417	0,3042	0,4311	0,0611	0,0571
Harvey-Collier	1,2636	0,7789	0,6997	0,7946	0,2561	0,0480	0,3262	0,4044	0,8729	0,6391	0,5375	0,6362
F	-	0,8667	0,0587	0,0520	-	0,1485	0,0952	0,1777	-	0,8230	0,0631	0,0877
ADF	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)

Uwagi: w nawiasach podano wartości bezwzględne statystyk t -Studenta; dla testów Jarque-Berra, White'a, RESET, Harvey-Colliera oraz F podano poziomy istotności (p -value)
 Źródło: obliczenia własne.

Różnice w ocenach parametrów pomiędzy wariantami [3] i [4] oraz [7] i [8] nie są znaczne. Poszerzenie zbioru regresorów zapewnia pełną porównywalność uzyskanych oszacowań parametrów strukturalnych i pozwala na sformułowanie szeregu interesujących wniosków⁵ dotyczących zróżnicowania wpływu czynników, uwzględnionych w ostatecznych wariantach równań [4], [8] i [12], na oczekiwaną długość życia. Należy zauważyć, iż zastosowanie wykorzystanej w badaniu procedury selekcji regresorów do objaśnienia oczekiwanej długości życia, bez podziału na płeć, nie zidentyfikowałoby istotności wpływu ważnych zmiennych: $\ln GDPc$ oraz $ALCOH$ (patrz wariant [12]).

3.3. Model struktury ludności według płci i wieku

Oczekiwaną długość życia wyznaczyć można przy pomocy następującej formuły:

$$e_{0,T} = \frac{1}{2} \sum_{t=1}^{\omega} {}_t p_{0,T} = \frac{1}{2} \sum_{t=1}^{\omega} t \cdot {}_t p_{0,T} \cdot q_{0+t,T} \quad (25)$$

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 ,

ω – maksymalna – historycznie odnotowana – długość życia,

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

Miara (28) transformuje informacje zawarte w cząstkowych współczynnikach umieralności (*crude death rates*) w miarę zagregowaną. Zatem modelowanie oczekiwanej długości życia jest *implicite* równoznaczne z modelowaniem współczynników umieralności (i odwrotnie). Dysponując wartościami oczekiwanej długości życia wyznaczyć można bowiem wartości cząstkowych współczynników umieralności.

Współczynniki umieralności wyznaczane są w oparciu o funkcje będące matematycznym odwzorowaniem tzw. „praw umieralności” (*mortality laws*) (np. Hannerz [2001]). Dla potrzeb prognostycznych zakłada się ich stałość w czasie lub – co bardziej realistyczne – czyni się je funkcją czasu (np. Humble i in. [2006]). W badaniu niniejszym zaproponowano podejście *top-down*, w którym cząstkowe współczynniki umieralności – aproksymowane krzywą Gompertza i relacją logistyczną – uczyniono funkcją oczekiwanej długości życia. Oznacza

⁵ Są one zbyt liczne, aby zamieścić je w niniejszym opracowaniu (patrz W. Florczak [2011], rozdział 6–sty).

to, iż są one zmienne w czasie, gdyż oczekiwana długość życia zmienia się wraz ze zmianą wartości jej determinantów. W efekcie zaproponowane podejście ma charakter zależności przyczynowo-skutkowej.

W celu zwiększenia precyzji szacunku dokonano podziału wszystkich kohort na odpowiednie grupy wiekowe (0–2, 3–15, 16–39, 40–65 oraz 65+). Za propozycją tą stoją argumenty pragmatyczne oraz argumenty z zakresu nauk biologiczno–medycznych oraz społeczno-ekonomicznych. Wyszczególnione okresy życia odpowiadają bowiem etapom 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+). Wraz z wiekiem osiąganym przez człowieka wzrasta prawdopodobieństwo jego zgonu. Prawdopodobieństw zgonów – czyli hipotetycznych współczynników umieralności – dla wszystkich kohort nie można jednak wyznaczyć z wystarczającą precyzją za pomocą stałej funkcji reprezentującej tzw. „prawa umieralności”, o czym świadczą wyniki licznych badań. Dlatego też zaproponowano użycie funkcji segmentowych o stosunkowo prostych postaciach analitycznych, a mianowicie krzywą Gompertza oraz krzywą logistyczną.

Segmentowa krzywa Gompertza dana jest wówczas następującą formułą:

$$\mu_{x,it} = A_{it} \cdot e^{b_{it} \cdot x} + \varepsilon_{x,it} = A_{it} \cdot B_{it}^x + \varepsilon_{x,it} \quad (26)$$

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:

$$\mu_{x,t} = 1 - \frac{N_{x+1,t+1}}{N_{x,t}}, \quad (27)$$

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 (26) oszacowano przy użyciu nieliniowej metody najmniejszych kwadratów dla każdego roku z okresu 1981–2008⁶.

Współczynniki umieralności wykazują w starszych kohortach wzrost wolniejszy od wykładniczego (*late life mortality deceleration*). Dlatego do ich objaśnienia w grupie wiekowej 65 lat i więcej wykorzystano funkcję logistyczną (np. Wilson [1994]):

$$\mu_{x,t} = \frac{1}{1 + A_t \cdot B_t^x} + \varepsilon_{x,t} \quad (28)$$

Wyniki oszacowań parametrów funkcji (32) przedstawiono w tabelicy 4.

Zaproponowane w badaniu „segmentowe” prawa umieralności skutkują wysokim stopniem objaśnienia zmienności cząstkowych współczynników umieralności, o czym świadczą wartości współczynników determinacji (por. przypis 6). Stopień objaśnienia zmienności współczynników umieralności jest wyższy w grupach bardziej zaawansowanych wiekowo, co *implicite* oznacza 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 zmienności.

Zmiany parametrów omawianych funkcji wynikają ze zmian indywidualnych współczynników umieralności. Natomiast oczekiwana długość życia jest deterministyczną funkcją współczynników umieralności. Zatem zmiany wartości oczekiwanej długości życia są równoznaczne ze zmianami indywidualnych współczynników umieralności (i odwrotnie). Spostrzeżenie to uzasadnia wykorzystanie funkcji, w której argumentem byłaby oczekiwana długość życia, zaś zmiennymi objaśnianymi – parametry krzywych Gomperta i krzywych logistycznych. Uwzględniając wewnętrzną dynamikę regresantów, propozycja powyższa sprowadza się do oszacowania parametrów następujących relacji:

$$A_{it} = f(\text{LEXP}K_t, A_{it-1}, \varepsilon_{it}) \quad (29)$$

$$B_{it} = f(\text{LEXP}K_t, B_{it-1}, \xi_{it}) \quad (30)$$

⁶ Ze względu na limity objętości zrezygnowano z przytoczenia obszernych wyników badania (por. Florczak [2009])

gdzie:

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

A_{it}, B_{it} – odpowiednie parametry krzywych Gomperta i logistycznych,

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

O wyborze konkretnej postaci funkcyjnej relacji (29) i (30) decydowały kryteria prostoty i efektywności, w sensie zadowalającego objaśnienia zmienności analizowanych parametrów. Dodatkowo, procedurę przeszukiwań poprzedzono analizą integracyjną omawianych szeregów, której wyniki zawarto w tabelicy 3.

Tabela 3. Stopień integracji parametrów z szacunku równań (29)–(30).

Parametr	A1	B1	A2	B2	A3	B3	A4	B4	A5	B5	A6	B6	A7	B7	A8	B8
Integracja	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

Źródło: obliczenia własne.

Stopień integracji wszystkich parametrów – z wyjątkiem $B2$ i $A3$ – wynosi 1 – jest zatem równy stopniowi integracji oczekiwanej długości życia. Oznacza to, że w charakterze zmiennych objaśniających w relacjach (29) i (30) należy wykorzystać oczekiwaną długość życia w postaci poziomów (i ewentualnie przyrostów), zaś w celu objaśnienia zmienności parametru $B2$ wykorzystać należy pierwszy przyrost oczekiwanej długości życia.

Ze względu na limity objętości artykułu w tabelicy 4 przedstawiono wyniki oszacowań parametrów relacji (29) i (30) jedynie dla mężczyzn. Stopień objaśnienia zmienności wszystkich regresantów jest zadowalający, zaś składnik losowy charakteryzuje się brakiem autokorelacji. Dopasowanie wartości teoretycznych do wartości empirycznych jest wyższe w starszych grupach wiekowych niż w grupie najmłodszej, co w kontekście prognoz *ex-ante* jest pożądaną właściwością.

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.

Tablica 4. Oszacowania zmiennych w czasie parametrów krzywych Gompertza i logistycznych dla mężczyzn

Parametr	Specyfikacja/Oszacowania	R^2	DW
A_4	$0,0035 + 0,7786 \cdot A_{4,t-1} + 0,00005 \cdot LEXPM_t + 0,0005 \cdot U90_t$ (1,83) (6,44) (1,82) (2,56) $- 0,0009 \cdot U91_t + 0,0009 \cdot U2006_t$ (4,37) (4,65)	0,951	1,76
B_4	$-1,6277 + 0,0396 \cdot LEXPM_t + 0,1311 \cdot U9901_t - 0,1513 \cdot U0508_t$ (4,41) (7,25) (5,76) (5,79)	0,999	1,92
A_5	$0,0065 + 0,00011 \cdot LEXPM_t + 0,0018 \cdot U0607_t$ (3,96) (4,52) (11,57)	0,979	1,67
B_5	$1,6074 - 0,0084 \cdot LEXPM_t$ (27,39) (9,77)	0,999	1,60
A_6	$0,000095 - 0,000001 \cdot LEXPM_t + 0,000009 \cdot U2006_t$ (5,86) (4,37) (4,12)	0,994	1,69
B_6	$0,6091 + 0,4516 \cdot B_{6,t-1} - 0,00026 \cdot LEXPM_t$ (2,96) (2,41) (1,21)	0,999	2,07
$\ln A_8$	$0,7599 \ln A_{8,t-1} + 0,5407 \cdot \ln LEXPM_t - 0,4645 \cdot U89_t - 0,7527 \cdot U90_t$ (4,64) (1,48) (2,13) (3,03)	0,999	1,96
B_8	$0,880 - 0,000000086 B_{8,t-1} + 0,000064 \cdot LEXPM_t + 0,0015 \cdot U90_t$ (43,7) (5,87) (2,18) (4,35)	0,999	2,17

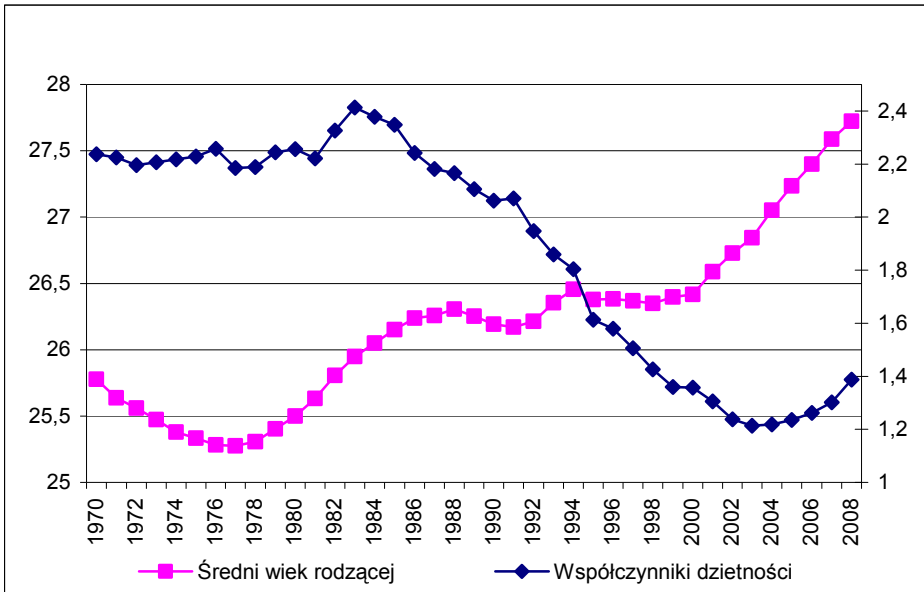
Źródło: obliczenia własne.

3.4. Model szacowania liczby urodzeń dla Polski

3.4.1. Metodyka

Badania empiryczne nad alternatywnymi rozkładami cząstkowych współczynników płodności w Polsce wskazują na wyższość rozkładu gamma nad innymi rozkładami (Kędelski [1988], Marciniak [1999]). Hipotetyczny rozkład dzietności typu gamma pozwala implementować ekonometryczne modele przy czynowo-skutkowe do objaśnienia zmienności parametrów tego rozkładu, gdyż mają one – w odróżnieniu do parametrów innych rozkładów – przejrzystą interpretację ekonomiczną. W przypadku cząstkowych współczynników dzietności parametrami rozkładu gamma są:

- współczynnik dzietności ogółem (patrz wykres 3),
- średni wiek rodzącej (patrz wykres 3),
- odchylenie standardowe średniego wieku rodzącej.



Wykres 3. Historyczne wartości średniego wieku rodzącej (oś lewa) oraz współczynników dzietności (oś prawa)

Źródło: opracowanie własne w oparciu o dane GUS

Odpowiednie wyprowadzenia i formuły, związane z hipotetycznym rozkładem dzietności typu gamma, przedstawić można w następujący sposób (np. Pawlukowicz [1990]). Niech u_{rt} oznacza liczbę nowonarodzonych dzieci przez kobiety w wieku r – lat, w roku t , zaś k_{rt} – liczbę kobiet w wieku r – lat w roku t . Wówczas cząstkowy współczynnik płodności/dzietności zdefiniowany jest następująco:

$$pfr_{rt} = \frac{u_{rt}}{k_{rt}} \quad (31)$$

Suma cząstkowych współczynników dzietności (obliczona dla kobiet w przedziale wiekowym 15–45 lat, gdzie urodzenia przez kobiety młodsze, bądź starsze przypisane są do odpowiednio dolnej/górnej granicy tego przedziału) definiuje ogólny współczynnik dzietności, tj. hipotetyczną, przeciętną liczbę dzieci urodzonych przez kobietę:

$$TFR_t = \sum_{r=15}^{45} pfr_{rt} \quad (32)$$

Z zależności (36) wynika, że:

$$1 = \frac{pfr_{15t}}{TFR_t} + \frac{pfr_{16t}}{TFR_t} + \dots + \frac{pfr_{45t}}{TFR_t} \quad (33)$$

Zatem wyrażenie:

$$sh_{rt} = \frac{pfr_{rt}}{TFR_t} \quad (34)$$

informuje, jaka frakcja ogólnej dzietności w okresie t przypada na urodzenia kobiet w wieku r -lat (patrz wykres 4). Teoretyczne wartości sh_{rt} można wyznaczyć w oparciu o rozkład gamma.

Funkcja gęstości rozkładu gamma dana jest następującym wzorem:

$$f(x) = \begin{cases} 0 & \text{dla } x \leq 0 \\ \frac{b^p}{\Gamma(p)} (x - x_0)^{p-1} e^{-b(x-x_0)} & \text{dla } x \geq x_0 > 0 \end{cases} \quad (35)$$

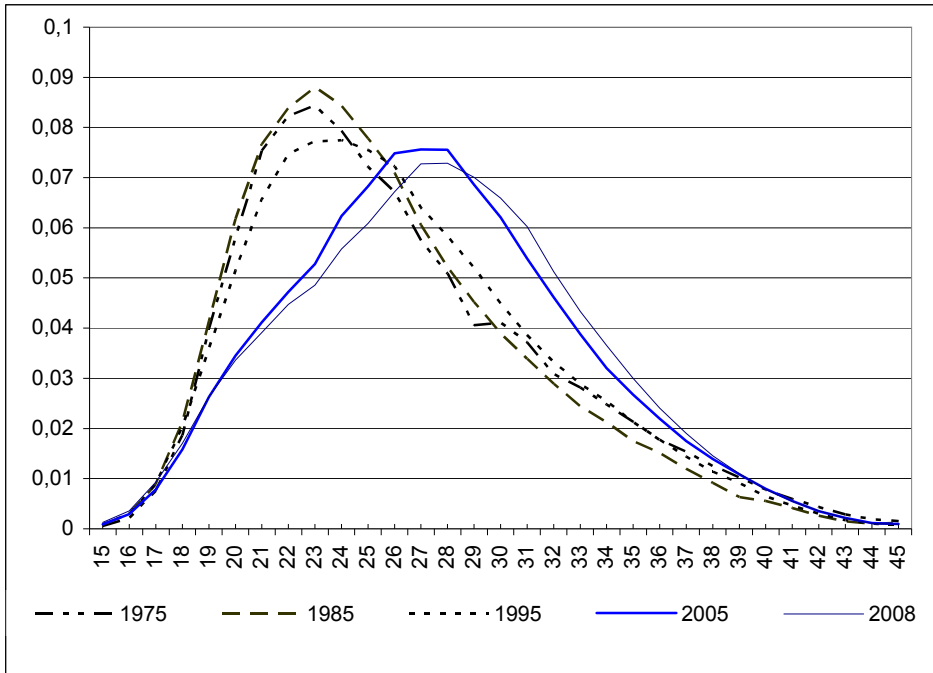
gdzie $b > 0$ i $p > 0$ są parametrami rozkładu, $\Gamma(p)$ oznacza funkcję gamma Eulera, zaś x_0 jest dolną granicą zmiennej x (tutaj $x_0 = 15$).

Z właściwości rozkładu gamma wynika, że:

$$p = \frac{(E(x) - x_0)^2}{V(x)} \quad (36)$$

$$b = \frac{E(x) - x_0}{V(x)} \quad (37)$$

gdzie: $E(x)$ – średni wiek kobiety rodzącej, $V(x)$ – odchylenie standardowe $E(x)$.



Wykres 4. Frakcje hipotetycznej płodności, $shrt$, przypadające na kobiety w wieku x -lat w Polsce w latach 1975, 1985, 1995, 2005, 2008

Źródło: opracowanie własne w oparciu o dane GUS,

Oznaczmy $E(x) = Y_1$ i $\sqrt{V(x)} = Y_2$, zaś $x_0 = 15$ (minimalny wiek kobiety rodzącej). (36) i (37) można wówczas zapisać jako:

$$p = \frac{(Y_1 - 15)^2}{Y_2^2} \quad (38)$$

$$b = \frac{Y_1 - 15}{Y_2^2} \quad (39)$$

gdzie:

Y_1 – przeciętny wiek kobiety rodzącej,

Y_2 – odchylenie standardowe Y_1 .

Przy użyciu rozkładu gamma do wyznaczenia teoretycznych wartości frakcji ogólnej dzietności, przypadającej na urodzenia kobiet w wieku r -lat, możliwe

jest zatem postawienie prognoz dla okresu T liczby osób nowonarodzonych w oparciu o następującą formułę:

$$T\hat{N}C_T = \sum_{r=15}^{45} s\hat{h}_{r,T} * T\hat{F}R_T * \hat{k}_{r,T} \quad (40)$$

gdzie:

$T\hat{N}C_T$ – liczba nowonarodzonych dzieci (wartość teoretyczna),

$s\hat{h}_{r,T}$ – oszacowanie frakcji ogólnej dzietności, przypadającej na urodzenia kobiet w wieku r -lat,

$T\hat{F}R_T$ – wartość teoretyczna współczynnika dzietności, wyznaczona w oparciu o model ekonometryczny; $\hat{k}_{r,T}$ – liczba kobiet w r -tej grupie wiekowej.

3.4.2. Równania zagregowanej dzietności, średniego wieku rodzącej i odchylenia standardowego średniego wieku rodzącej

Płodność jest funkcją czynników bezpośrednich, na które z kolei wpływają różnorodne czynniki społeczno-ekonomiczne. Lista czynników bezpośrednich jest krótka i obejmuje biologiczne i behawioralne uwarunkowania płodności zestawione w trzy grupy (Easterlin [1975], Bongaarts [1978], Jaruga [1999]):

1) Czynniki sprzyjające (*exposure factors*), w tym przede wszystkim odsetek kobiet w wieku rozrodczym pozostających w związkach małżeńskich oraz średni wiek inicjacji seksualnej kobiet

2) Świadoma kontrola płodności obejmująca:

a) stosowanie środków antykoncepcyjnych (włączając wstrzemięźliwość seksualną i sterylizację),

b) aborcję oraz inne celowe działania mające na celu doprowadzenie do poronienia

3) Biologiczne uwarunkowania płodności:

c) długość okresu bezpłodności poporodowej,

d) biologiczne predyspozycje do zajścia w ciążę oraz częstotliwość stosunków seksualnych,

e) poronienia naturalne,

f) średni wiek bezpłodności.

Powyższe zestawienie jest kompletne, w tym sensie, że jakiegokolwiek czynniki środowiskowe i społeczno-ekonomiczne oddziaływać mogą na płodność jedynie z pośrednictwem wymienionych czynników bezpośrednich. Z kolei lista czynników pośrednich jest bardzo długa, podobnie jak liczba alternatywnych

teorii płodności, które uzasadniają konieczność rozważenia danego czynnika w roli determinanty płodności (por. Florczak [2008b]).

W wymiarze empirycznym istniejące teorie płodności są względem siebie w znacznej mierze komplementarne, co tłumaczy eklektyczny charakter większości specyfikacji równań objaśniających płodność. W zależności od doboru zmiennych objaśniających do równania dzietności, udowodniane są wybrane aspekty różnorodnych hipotez teoretycznych. Większość specyfikacji ma formę zredukowaną, gdzie zagregowana płodność jest funkcją czynników społeczno-ekonomicznych, nie zaś czynników bezpośrednich. Specyfikacje mieszane, w których obok nielicznych czynników bezpośrednich (np. sprzedaż środków antykoncepcyjnych *per capita*) występują znacznie liczniejsze zmienne pośredniczące, należy uznać przy tym za merytorycznie błędne. *Implicite* zakładają one bowiem, iż czynniki społeczno-ekonomiczne, uwzględnione w specyfikacji, nie wpływają na czynnik/czynniki bezpośredni/e występujący/e w takim równaniu.

Zwięzłe omówienie teorii płodności, które w badaniach empirycznych stanowią teoretyczny fundament uzasadniający obecność danej zmiennej w charakterze stymulanty / destymalanty dzietności, zawiera artykuł Florczaka [2008b]. Tablica 4 zawiera natomiast listę zmiennych objaśniających dzietność, których statystyczną istotność potwierdzono w różnorodnych analizach.

Każda z przedstawionych w tablicy zmiennych jest mocno osadzona przynajmniej w jednej teorii. W badaniu uwzględniono jedynie te zmienne, dla których udało się zgromadzić odpowiednie dane dla Polski. Nie brano przy tym pod uwagę czynników, które ze społeczno-ekonomicznego punktu widzenia uznać można za czynniki wtórne względem już uwzględnionych (np. metraż mieszkaniowy na osobę, czy odsetek małżeństw mieszkających „na swoim” są funkcją przede wszystkim poziomu i zróżnicowania dochodów, a zatem zmiennych uwzględnionych w badaniu). Do objaśnienia średniego wieku rodzącej wykorzystano zbliżony zestaw zmiennych objaśniających, gdyż zmiany teoretycznej dzietności i średniego wieku rodzącej wywołane są podobnymi przyczynami.

Wszystkie czynniki potencjalnie determinujące płodność, wymienione w tablicy 4, podzielić można na dwie grupy. Do pierwszej należą te z nich, które brano są bezpośrednio pod uwagę w trakcie podejmowania decyzji prokreacyjnych przez zainteresowanych (np. Kotowska i in. [2008]). Do grupy drugiej zaliczyć należy czynniki o znacznie wyższym poziomie agregacji, których wpływ na dzietność może okazać się bardzo silny nawet w przypadku niepełnego uświadomienia ich roli dla podejmowanych decyzji prokreacyjnych (por. Florczak [2008b]).

Tablica 5. Lista zmiennych objaśniających równanie dzietności

Lp.	Zmienna / symbol zmiennej	Uzasadnienie teoretyczne	Wybrane aplikacje empiryczne	Oczekiwana korelacja	Uwagi dotyczące bazy danych dla Polski
	2	3	4	5	6
1.	Opóźniona wartość zmiennej objaśnianej (dzietność), TFR_{t-1}	Płodność jako zjawisko społeczno-kulturowe charakteryzuje się silną inercją, spowodowaną m.in. powolnymi z natury rzeczy zmianami tych uwarunkowań (wszystkie teorie)	Cigno, Cosolaro, Rosati 2003 Gabos i in. 2005	(+)	Współczynniki dzietności wyznaczono w oparciu o cząstkowe współczynniki płodności wg. wieku kobiet rodzących na podstawie roczników statystycznych GUS za lata 1970–2005
2.	Średni wiek rodzącej <i>AGE</i>	Biologiczne uwarunkowania płodności (teoria Easterlina-Bongaartsa) są bezpośrednio funkcją wieku kobiety	Hill 1984	(-)	Na podstawie struktury urodzeń według wieku rodzącej
3.	Aktywność zawodowa kobiet w wieku rozrodczym <i>AZK</i>	Koszt utraconych korzyści / szkoła chicagowska (Becker 1960, 1965),	Masih i Masih 2000, Panopoulou i Tsakoglou 1999, Iglicka 1992	(?)	Roczniki statystyczne GUS-u + obliczenia własne (interpolacja brakujących danych dla odpowiednich lat gospodarki nakazowo-rozdzielczej); ze względu na dostępność danych, zmienna ta obejmuje aktywność zawodową kobiet w wieku 15–44 lata

Tablica 5 (cd.)

1	2	3	4	5	6
4.	<p>Realne płace przeciętne (logarytm)</p> $\ln(WBP/PC) = LWB \text{ lub } i$ <p>PKB per capita (logarytm);</p> $\ln(X/POP)$	<p>Wszystkie teorie; ze względu na ewidentną nieliniowość wpływu realnych płac na płodność, w zdecydowanej większości badań empirycznych zmienna ta wprowadzana jest w postaci logarytmicznej</p>	<p>Adsera 2004, Panopoulou i Tsakloglou 1999, Whittington i in. 1990, Hondroyiannis i Papapetrou 2002.</p>	<p>(?)</p> <p>np. teoria kosztowa (+); teoria drugiego przejścia i hipoteza „jakość-ilość” (-)</p>	<p><i>WBP</i> – przeciętne płace nominalne <i>PC</i> – deflator spożycia indywidualnego Bazy danych modeli serii W8</p>
5.	<p>Współczynnik nierówności płacowych Lorenza, <i>GINI</i></p>	<p>Teoria drugiego przejścia, teoria relatywnego dochodu, teoria utraconych korzyści</p>	<p>Micevska i Zak 2002 (współczynnik Cinięgo)</p>	<p>(-)</p>	<p>Za lata 1980–2004 – Kumor [2006], Za lata 1970–1979 – obliczenia własne na podstawie decylogowego rozkładu płac w gospodarce uspołecznionej; roczniki statystyczne GUS za lata 1970–1979; dla roku 2005 – interpolacja w oparciu o pierwszy przyrost z lat 2004–2003</p>
6.	<p>Współczynnik urbanizacji, <i>URB</i></p>	<p>Teoria przejścia</p>	<p>Adsera 2004, Panopoulou i Tsakloglou 1999, Iglicka 1992</p>	<p>(-)</p>	<p>Roczniki statystyczne GUS</p>
7.	<p>Relacja przeciętnej płacy kobiet do przeciętnej płacy mężczyzn <i>RWB</i></p>	<p>Teoria drugiego przejścia, teoria relatywnego dochodu, teoria utraconych korzyści</p>	<p>Whittington i in. 1990, Murphy 1992, Hill 1984, Macunovich 1996, Macunovich 1998</p>	<p>(-)</p>	<p>Za lata 1995–2005 – na podstawie danych BAEL; za lata 1970–1994 – relacja przeciętnej płacy w dziale „ochrona zdrowia i opieka społeczna” (najbardziej sfeminizowany dział gospodarki) do przeciętnej płacy w dziale „budownictwo” (najbardziej zmaskulizowany dział gospodarki); roczniki statystyczne GUS + przeliczenia własne</p>

Tablica 5 (cd.)

1	2	3	4	5	6
8.	Pracujący w niepełnym wymiarze pracy w ogólnej liczbie pracujących, <i>PART</i>	Teoria drugiego przejścia	Del Boca [2002], Castles [2003]	(+) (?) z jednej strony wysoka umieralność dzieci wywoływać może efekt kompensacji i przyczyniać się do wzrostu płodności (raczej w krajach rozwijających się), z drugiej jednak zjawisko to może prowadzić do efektu zniechęcenia/traumy i w konsekwencji – do spadku płodności (raczej w krajach rozwiniętych)	Roczniki statystyczne GUS
9.	Współczynnik zgonów niemowląt <i>ZG</i>	Wszystkie teorie	Whittington i in. 1990, Masih i Masih 2000, Hondroyiannis i Papapetrou 2002, Hill 1984, Iglicka 1992	(?) z jednej strony wysokie bezrobocie oznaczać może brak środków na utrzymanie dzieci i spadek płodności; z drugiej – niższą aktywność zawodową kobiet i wzrost płodności	Roczniki demograficzne GUS
10.	Stopa bezrobocia <i>UNR</i>	Teoria kosztowa, teoria utraconych korzyści, szkoła chicagowska	Adsera 2004, Whittington i in. 1990, Murphy 1992	(?) z jednej strony wysokie bezrobocie oznaczać może brak środków na utrzymanie dzieci i spadek płodności; z drugiej – niższą aktywność zawodową kobiet i wzrost płodności	Bazy danych modeli serii W8

Tablica 5 (cd.)

1	2	3	4	5	6
11.	Iloczyn ilorazu przeciętnej emerytury do przeciętnej płacy (replacement rate) – $RELWWR$ przez iloraz liczby osób otrzymujących świadczenia emerytalne do liczby osób w wieku emerytalnym (coverage) – $EMCOV$; $RELWWR * EMCOV = REL$	Teoria zabezpieczenia na starość (Sanderson 1976)	Cigno, Cosolaro, Rosati 2003 Gabos i in. 2005	(-)	$RELWWR$ – relacja przeciętnej emerytury do przeciętnej płacy, $EMCOV$ – iloraz liczby osób otrzymujących świadczenia emerytalne do liczby osób w wieku emerytalnym; bazy danych modeli serii W8
12.	Relacja wydatków rodzinnych na dziecko do płacy przeciętnej; $I(YBSP - YBNP)/LOO17$; $WBP = YMA$	Szkoła chicagowska; efekt kosztowy	Whittington i in. 1990, Hill 1984	(+)	$YBSP$ – świadczenia z ubezpieczeń społecznych oraz inne transfery, $YBNP$ – świadczenia emerytalne $LOO17$ – liczba dzieci w wieku 0–17 WBP – płace przeciętne Bazy modeli serii W8; roczniki statystyczne i demograficzne GUS
13.	Zasilki poporodowe i macierzyńskie, ceny realne; logarytm $\ln[(YMATP/PC)/LOO] = YMZAS$	Ekonomia nowej rodziny szkoła chicagowska; efekt kosztowy	Whittington i in. 1990, Hill 1984	(+)	$YMATP$ – zasilki poporodowe i macierzyńskie w cenach bieżących, PC – deflator spożycia indywidualnego, LOO – liczba dzieci urodzonych w danym roku
14/15.	Współczynnik skolarzacji netto i brutto dla wykształcenia wyższego; W/SN , W/SNB	Teoria drugiego przejścia; zmiana modelu rodziny	Masih i Masih 2000, Whittington i in. 1990	(-)	Roczniki statystyczne GUS
16.	Relacja liczby rozwodów do liczby zawartych małżeństw przez kobiety w wieku rozrodczym; ROZ	Teoria drugiego przejścia; zmiana modelu rodziny	Micevska i Zak 2002	(-)	ROZ – liczba rozwodów w danym roku $MALK1544$ – liczba zawartych związków małżeńskich przez kobiety w wieku 15–44 lata

Tablica 5 (cd.)

1	2	3	4	5	6
17.	Oczekiwana długość życia kobiety; <i>LEXP</i>	Teoria Easterlina-Bongaartsa czynników bezpośrednich; oczekiwana długość życia jako aproksymanta przeciętnego stanu zdrowotnego kobiet; wpływ poprzez biologiczne uwarunkowania płodności	Panopoulou i Tsakloglou 1999	(+)	Roczniki demograficzne GUS
18.	Relacja liczby dzieci w złobkach do liczby dzieci w wieku 0–2 lata $LDZ/(LO0+LO1+LO2)=LDZR$	Teoria kosztów utraconych korzyści, szkoła chicagowska, teoria drugiego przejścia	Balcerzak-Paradowska i in. 2003, Rindfuss i in. [2004]	(+)	Roczniki statystyczne GUS Roczniki demograficzne GUS
19.	Relacja liczby dzieci w przedszkolach w wieku 3–5 lat do ogólnej liczby dzieci w tym wieku $LDP/(LO3+LO4+LO5)=LDPR$	Teoria kosztów utraconych korzyści, szkoła chicagowska, teoria drugiego przejścia	Balcerzak-Paradowska i in. 2003, Rindfuss i in. [2004]	(+)	Roczniki statystyczne GUS Roczniki demograficzne GUS
20.	Rozwiązania prawne – w przypadku Polski – ustawa antyaborcyjna; zmienna 0–1 dla lat 1993–2008	Teoria czynników bezpośrednich	Micevska i Zak 2002 (zmienne legislacyjne);	(+)	

Źródło: opracowanie własne.

W wyniku przeprowadzenia analizy integracyjnej z równania dzietności i średniego wieku rodzącej usunięto zmienną ZGI – ze względu na niższy – $ZGI \sim I(0)$ – stopień integracji od zmiennych objaśnianych: $TFR \sim I(1)$, $AGE \sim I(2)$. Ponadto, w równaniu dzietności pominięto zmienne $WSNI$, $WSNBI$, $AGEI$, $RWYI$ ze względu na ich integrację drugiego stopnia. Liczbę zmiennych objaśniających średni wiek kobiety rodzącej pomniejszono zaś o zmienne nieadekwatne w funkcji determinantów regresanta.

Specyfikacje równań dzietności i średniego wieku rodzącej są następujące:

$$TFR_t = \alpha_0 + \alpha_1 TFR_{t-1} + \sum_{i=2}^{16} \alpha_i X_{i,t-1} + \varepsilon_t \quad (41)$$

$$AGE_t = \beta_0 + \beta_1 AGE_{t-1} + \sum_{i=1}^{13} \beta_i X_{i,t-1} + \xi_t, \quad (42)$$

gdzie:

α_0, β_0 – wyrazy wolne,

α_i, β_i – parametry strukturalne stojące przy odpowiednich zmiennych objaśniających, X_i , wymienionych w tablicy 4,

ε, ξ – składniki losowe spełniający wszystkie założenia schematu Gaussa-Markowa.

Obecność wszystkich zmiennych objaśniających w równaniach (41) i (42) z jedno-okresowym opóźnieniem wynika z długości okresu ciąży. Jest to rozwiązanie standardowo przyjmowane w badaniach na szczeblu makro. Powyższy fakt, jak również przyjęty apriorycznie schemat oczekiwań wstecznych (*backward-looking model*) implikuje konieczność uwzględnienia rocznych opóźnień dla zmiennych objaśniających.

Z powodu silnej korelacji, występującej pomiędzy zmiennymi objaśniającymi, uzyskane wyniki oszacowań parametrów strukturalnych równań (41) i (42) wskazały nie tylko na statystyczną nieistotność większości regresorów, ale charakteryzowały się przeciwnymi do postulowanych znakami.

W tablicach 5 i 6 przytoczono rezultaty szacunku parametrów równań (41) i (42) uzyskane przy wykorzystaniu metody regresji krokowej. Wyniki są w pełni akceptowalne zarówno od strony statystycznej, jak i merytorycznej. Modele spełniają wszystkie założenia schematu Gaussa-Markowa, charakteryzują się stabilnością parametrów (wskazanie testu Harleya-Colliera) i postaci funkcyjnej (wskazanie testu RESET) oraz stacjonarnością reszt (wskazanie testu ADF). Wartości statystyk F dla równania dzietności i średniego wieku rodzącej, wyno-

szą odpowiednio 0,9286 oraz 0,5276, co odpowiada empirycznym poziomom istotności równym 0,5378 i 0,8244. Nie ma zatem podstaw do odrzucenia hipotezy o restrykcjach zerowych nałożonych na parametry stojące przy zmiennych pominiętych w ostatecznych wariantach równań objaśniających dietność i średni wiek rodzącej.

Wysoka wartość parametru autoregresji jest zgodna z oczekiwaniami – społeczno–obyczajowe i kulturowe uwarunkowania płodności charakteryzują się relatywną trwałością, a zmiany zachodzące w tych obszarach są z natury rzeczy powolne. O zmianach płodności decydują nie tylko zmiany w wysokości przeciętnych dochodów, ale również ich zróżnicowanie. Wpływ płac realnych okazuje się dodatni, wbrew ujemnej korelacji cząstkowej pomiędzy tą zmienną objaśniającą a regresantem. Efektem narastających nierówności społecznych jest malejąca skłonność do posiadania dzieci, co wynika zarówno z obiektywnego zróżnicowania dochodów, jak i subiektywnego postrzegania relatywnej zamożności przez poszczególne rodziny.

Motyw zabezpieczenia na starość – *RELI* – jest jednym z głównych czynników determinujących płodność, co w dużej mierze wiązać należy z rozwijającym się nieprzerwanie od początku lat 70–tych systemem ubezpieczeń społecznych. Obecność zmiennej *LDPR*, mierzącej odsetek dzieci objętych opieką przedszkolną, stanowi dowód na ważną rolę infrastruktury w systemie opieki nad dzieckiem dla stymulowaniu dietności.

Silną inercję, charakteryzującą ostateczną wersją równania średniego wieku rodzącej, tłumaczyć należy tymi samymi przyczynami, co w przypadku równania dietności. Ponadto, zmienność zmiennej objaśnianej determinują tutaj poziom wykształcenia kobiet oraz wszystkie zjawiska związane z procesem urbanizacji.

Tablica 5. Rezultaty estymacji i weryfikacji statystycznej modelu dietności

Zmienna objaśniająca	Oszacowanie parametru	Odchylenie standardowe	Statystyka <i>t</i>	Empiryczny poziom istotności
<i>TFR1</i>	0,862979026	0,050567054	17,066033	0,00000000
<i>LWB1</i>	0,047886662	0,024504487	1,954200	0,05919527
<i>GINI1</i>	-0,011474567	0,005018000	-2,286681	0,02876351
<i>RELI</i>	-0,002271012	0,000686795	-3,306681	0,00228468
<i>LDPRI</i>	0,005282377	0,001774425	2,976952	0,00541827
Weryfikacja statystyczna (w nawiasach empiryczny poziom istotności)				
Dane 1970–2008		wartość testu White'a		10,805 (0,373)
St. swobody	33	wartość testu Jarque-Berra		0,3479 (0,840)
\bar{R}^2	0,9896	wartość testu RESET		0,3557 (0,704)
<i>MAPE</i>	1,8012	wartość testu Harvey'a–Colliera		0,9035
<i>D–H</i>	0,2922 (0,7701)	wartość testu ADF reszt		-5,5809 (0,003)

Źródło: obliczenia własne.

Tablica 6. Rezultaty estymacji i weryfikacji statystycznej modelu średniego wieku kobiety rodzącej

Zmienna objaśniająca	Oszacowanie parametru	Odchylenie standardowe	Statystyka t	Empiryczny poziom istotności
<i>W. wolny</i>	3,4626465861	1,0129336302	3,418434	0,00169166
<i>AGE1</i>	0,8277825160	0,0442318515	18,714625	0,00000000
<i>RWY1</i>	0,0347278425	0,0058927505	5,893316	0,00000132
<i>URB1</i>	0,0148748846	0,0043939492	3,385311	0,00184995
<i>U8185</i>	0,1042732901	0,0263656560	3,954891	0,00038235
Weryfikacja statystyczna (w nawiasach empiryczny poziom istotności)				
Dane 1970–2008		wartość testu White'a		15,013 (0,307)
St. swobody	33	wartość testu Jarque–Berra		1,3639 (0,506)
\bar{R}^2	0,9935	wartość testu RESET		1,7717 (0,187)
<i>MAPE</i>	0,1536	wartość testu Colliera		–0,7915
<i>D–H</i>	1,8301 (0,0672)	wartość testu ADF reszt		–4,2888 (0,009)

Źródło: obliczenia własne

4. Modelowanie wybranych kwestii ekologicznych poprzez modyfikację modelu W8D-2010

Spośród licznych zagadnień związanych z rozwojem zrównoważonym w aspekcie ekologicznym i ekonomicznym szczególnie miejsce przypada problemom związanym z zanieczyszczeniem powietrza (np. Florenczak [2005]). Wynika to zarówno z ich globalnego charakteru, jak i skali potencjalnego niebezpieczeństwa, jakie niesie ze sobą efekt cieplarniany (np. Bolin i in. [1986]). Jak wskazują badania (np. Cline [1991]) główną przyczyną narastania efektu cieplarnianego jest zwiększanie się koncentracji dwutlenku węgla w atmosferze ziemskiej, spowodowane emisją gazów cieplarnianych w wyniku działalności gospodarczej człowieka⁷.

Wśród dostępnych instrumentów polityki ekologicznej (np. Famielec [2000]) na szczególną uwagę zasługują instrumenty ekonomiczne ze względu na ich wyższą efektywność nad regulacjami bezpośrednimi i instrumentami wspomagającymi (por. Sadowski, Olecka [2001]). Jednym z ekonomicznych instrumentów jest system opłat (podatków) od wolumenu zanieczyszczeń. Doświadczenia krajów, które wprowadziły podatek od emisji CO₂ wskazują, iż jest to skuteczny środek redukcji emisji gazów cieplarnianych (np. Norregaard, Reppelein–Hill V. [2000]).

⁷ Odnotować należy jednak fakt, iż w środowisku naukowym nie istnieje w tej kwestii jednomyślność opinii (patrz np. Lomberg B. [2001]).

Drugim celem badawczym – z pogranicza ekonomii i ekologii – jaki postawiono modelowi *W8D-2010*, jest możliwość analizy makroekonomicznych konsekwencji podwyżek światowych cen ropy naftowej, zapewniających – w skali globalnej – realizację zasad zrównoważonego rozwoju.

Ropa naftowa stanowi kluczowy, strategiczny surowiec naturalny, warunkujący rozwój gospodarczy współczesnego świata. Wynika to zarówno z bardzo ograniczonej substytucyjności tego surowca oraz faktu, iż wszystkie dziedziny działalności ekonomicznej człowieka zależą – bezpośrednio lub pośrednio – od jego dostępności, by wymienić tylko transport, nowoczesne rolnictwo, przemysł chemiczny, czy przemysł farmaceutyczny. Jest niewiele przesady w stwierdzeniu, iż we współczesnym świecie niemal wszystko co nowoczesne jest w dużym stopniu uzależnione od konsumpcji ropy naftowej. Poza wymienionymi dziedzinami działalności człowieka masowe ilości ropy wymagane są do produkcji plastików, komputerów, urządzeń komunikacyjnych, wydobywania innych kopaliny, itp. Co więcej, również rozwój i budowa alternatywnych obiektów infrastruktury energetycznej, takich jak ogniwa słoneczne, wiatraki, biopaliwa, paliwa wodoro-we, wiatraki czy elektrownie jądrowe wymagają zużycia ogromnych ilości ropy.

Nie dziwi zatem fakt, iż uwaga nie tylko ekonomistów, ale również polityków i licznych międzynarodowych organizacji skoncentrowana jest na problemach jakie, w sposób nieunikniony, pojawią się – i nasilać będą się wraz z upływającym czasem – za sprawą rosnącego popytu na ropę oraz malejącymi możliwościami jej podaży. W warunkach ustalonych i względnie sztywnych dostępnych zasobów ropy naftowej, rosnących kosztów jej wydobywania oraz malejącego współczynnika EROEI dla użytkowanych kopaliny energetycznych, przy jednocześnie stałym/rosnącym popycie, jedynym efektywnym instrumentem ekonomicznym równoważącym popyt z podażą będą silnie rosnące ceny. Jak się wydaje proces ten już się rozpoczął.

W świetle zarysowanych powyżej tendencji próba udzielenia skwantyfikowanej odpowiedzi na pytanie, w jakim stopniu rosnące ceny ropy naftowej wpłyną na aktywność ekonomiczną Polski nie ma znaczenia jedynie akademickiego.

W celu wzbogacenia możliwości aplikacyjnych modelu referencyjnego o analizę efektów wprowadzenia podatków od emisji gazów cieplarnianych, konieczna była jego modyfikacja i rozbudowa. Dlatego do symulacyjnej wersji modelu wprowadzono równania objaśniające wysokość emisji, jak również zmodyfikowane równania dochodów budżetowych oraz jednostkowych cen. Ze względu bowiem na stymulacyjną, kosztową i redystrybucyjną funkcję tego podatku analiza pomijająca symultaniczność powiązań byłaby w najlepszym wypadku analizą niekompletną.

Wykorzystana w badaniu metodologia *top-down* bazuje przede wszystkim na modelowaniu procesów ekonomicznych przy użyciu metod ekonometrycznych szeregów czasowych. Jedynym wyjątkiem jest równanie generujące wolumen emisji dwutlenku węgla, którego parametry uzyskano w wyniku kalibracji.

Początkowo, zgodnie z metodologią wykorzystaną w trakcie konstrukcji modelu centralnego, podjęto próbę objaśnienia emisji dwutlenku węgla w ramach podejścia ekonometrycznego. Jednakże, ze względu na gwałtowny spadek emisji gazów cieplarnianych w Polsce w latach 90-tych, spowodowany dostosowaniami systemowymi gospodarki po stronie popytu i podaży, jak również ze względu na niewielką liczbę dostępnych obserwacji, próba ta nie dała oczekiwanych rezultatów: uzyskane oszacowania parametrów strukturalnych okazały się merytorycznie nieakceptowalne. Stąd zdecydowano się na alternatywne podejście, polegające na kalibracji parametrów strukturalnych równania objaśniającego wysokość emisji CO₂. Przyjęto, iż wysokość emisji jest funkcją następujących zmiennych:

a) ogólnej aktywności gospodarczej, mierzonej wysokością PKB; przy założeniu *ceteris paribus*, zakładającym *implicite* brak postępu technicznego oraz stabilną strukturę popytu finalnego, elastyczność emisji względem PKB wynosi 1;

b) postępu technicznego, aproksymowanego wielkością łącznej produktywności czynników produkcji; przyjęto iż elastyczność emisji względem TFP wynosi -1 ;

c) podatków nałożonych na emisję gazów cieplarnianych w zł na 1 tonę emisji; przyjęto iż elastyczność emisji względem podatków wynosi $-0,2$ (por. Atkinson J., Manning N., [1995]).

Tak zdefiniowana relacja, uzależniająca wysokość emisji CO₂ bezpośrednio od PKB, ma charakter postaci zredukowanej, w której brakującym ogniwem jest popyt na energię. Przyjęto ją ze względu na brak objaśnienia popytu na produkcję sektora energetycznego w modelu *W8D-2010*. Ustalenie jednostkowej elastyczności emisji względem PKB zakłada brak postępu technicznego oraz stabilną strukturę popytu na energię, co jest z pewnością założeniem zbyt silnym. Lukę tę wypełnia wprowadzenie do omawianej relacji wielkości TFP, która aproksymuje wpływ zarówno postępu technicznego, jak i zmieniającej się struktury popytu. *Implicite* implikuje to również występowanie malejącej energochłonności popytu finalnego. I wreszcie, podatki powodują ograniczenie emisji CO₂ proporcjonalnie do ich wysokości.

W celu domknięcia sprzężenia ekologicznego konieczne okazało się także wprowadzenie następujących modyfikacji do już istniejących równań:

a) kosztów jednostkowych wynikających z nałożenia podatków na emisję: wpływ podatków na ogólny poziom cen jest proporcjonalny zarówno do wysokości stawek podatkowych, jak i wolumenu emisji, gdyż uwzględniony jest w równaniu kosztów jednostkowych w postaci iloczynu tych dwóch czynników;

b) dochodów budżetu państwa: budżet zasilany jest dodatkowymi środkami z tytułu opłat od emisji gazów cieplarnianych proporcjonalnie do wysokości stawek podatkowych oraz wolumenu emisji.

W kontekście zmian cen ropy naftowej, dla potrzeb niniejszego badania postanowiono rozbudować model W8D-2010 tak, aby umożliwić analizę makroekonomicznych konsekwencji znaczących podwyżek światowych cen ropy naftowej, zapewniających – w skali globalnej – realizację zasad zrównoważonego rozwoju.

W celu kwantyfikacji wpływu cen ropy naftowej na gospodarkę Polski konieczne okazały się następujące modyfikacje modelu centralnego:

1) Wprowadzenie tożsamościowego równania krajowych cen ropy naftowej:

$$PROP_t = (ROP_t / WZLD_t) / (ROP_{1995} / WZLD_{1995}) \quad (43)$$

gdzie:

$PROP_t$ – deflator krajowych cen ropy naftowej w roku t ,

ROP_t – średnia światowa cena ropy naftowej w USD za baryłkę w roku t ,

$WZLD_t$ – średni kurs walutowy PLN/USD w roku t ,

ROP_{1995} – średnia światowa cena ropy naftowej w USD za baryłkę w bazowym roku 1995,

$WZLD_{1995}$ – średni kurs walutowy PLN/USD w bazowym roku 1995.

2) Oszacowanie parametrów równania wiążącego deflator cen zużycia pośredniego z krajowymi cenami ropy naftowej.

U podstaw specyfikacji omawianej relacji leży hipoteza, iż poziomy cen ropy naftowej w zasadniczym stopniu determinują i są pierwotne względem cen pozostałych nośników energii. Z kolei ceny zużycia pośredniego są bardzo silnie skorelowane z cenami energii. Powyższe spostrzeżenia pozwalają uczynić ceny zużycia pośredniego funkcją cen ropy naftowej.

Zastosowanie modelu korekty błędem dało następujące rezultaty⁸:

$$\begin{aligned} \Delta \ln PZ_t = & 0,0049 - 0,5245 \cdot (\ln PZ_{t-1} - \ln PROP_{t-1}) + 0,4186 \Delta \ln PROP_t \\ & (0,10) \quad (5,02) \qquad \qquad \qquad (5,67) \\ & - 0,2748 \ln PROP_{t-1} \\ & (6,85) \end{aligned} \quad (44)$$

$$\bar{R}^2 = 0,952 \qquad DW = 1,653$$

⁸ Ze względu na bardzo krótką próbę estymacyjną zaniechano pełnej weryfikacji statystycznej uzyskanych wyników. W latach gospodarki nakazowo-rozdzielczej wzrost cen ropy naftowej na rynkach światowych nie przekładał się bowiem na wzrost kosztów produkcji w Polsce.

gdzie:

– w nawiasach przytoczono wartości bezwzględne statystyk *t*-Studenta,

\ln – logarytm naturalny,

Δ – pierwsze przyrosty,

PZ_t – deflator kosztów zużycia pośredniego w bazowym roku 1995,

\bar{R}^2 – skorygowany współczynnik determinacji,

DW – wartość statystyki Turbina-Watsona.

Uzyskane wyniki potwierdzają statystyczną istotność wpływu zmian cen ropy naftowej na poziom cen zużycia pośredniego. Krótko-okresowa elastyczność PZ względem $PROP$ wynosi 0,42, zaś elastyczność długookresowa jest jeszcze wyższa i sięga 0,46. Zatem wzrost krajowych cen ropy naftowej (patrz wzór 10) o 1% w roku t prowadzi do wzrostu cen dóbr pośrednich o 0,42% jeszcze w tym samym roku, zaś w długim okresie – do wzrostu o 0,47%. Stopień objaśnienia wariacji zmiennej objaśnianej jest bardzo wysoki ($\bar{R}^2 = 0,952$), zwłaszcza że regresant jest wyrażony w postaci przyrostu logarytmów. Wartość statystyki Turbina-Watsona nie wskazuje na występowanie autokorelacji składnika losowego.

3) Respecyfikacja równania deflatora PKB, tak aby uwzględnić wpływ cen zużycia pośredniego na ogólny poziom cen.

W pierwotnej wersji modelu deflator PKB był uzależniony – stochastycznym równaniem przejścia – od podstawowych składowych kosztów jednostkowych, z pominięciem jednak kosztów wynikających ze wzrostu cen energii oraz surowców, czyli kosztów zużycia pośredniego. Udział kosztów jednostkowych w deflatorze PKB wahał się w przedziale 80–85%. Stąd brakujące 15–20% zmienności omawianego deflatora postanowiono uczynić funkcją deflatora zużycia pośredniego, co pozwala w sposób pośredni – za pośrednictwem tejże zmiennej PZ – skwantyfikować wpływ wzrostu cen ropy naftowej na ogólny poziom cen.

W wersji zmodyfikowanej ogólny poziom cen (deflator PKB) dany jest następującą tożsamością:

$$PX_t = KIP_t + RES_t \quad (45)$$

gdzie:

PX – deflator PKB (jednostkowy indeks cen; rok 1995 = 1,0)

KIP – jednostkowy indeks kosztów jednostkowych (rok 1995=1,0), skonstruowany zgodnie z definicją przyjętą w pierwotnej wersji modelu,

RES – koszty jednostkowe nie uwzględnione w indeksie KIP^9 .

Wyniki oszacowania parametrów strukturalnych równania kosztów pośrednich – przy użyciu modelu korekty błędem – są następujące:

$$\Delta \ln RES_t = -1,0212 - 0,5988 \cdot (\ln RES_{t-1} - 0,9792 \ln PZ_{t-1}) + 1,0398 \Delta \ln PZ_t$$

(2,15) (2,24) (16,68) (4,60)

$$\bar{R}^2 = 0,549 \quad DW = 1,969 \qquad (46)$$

Istnieje zatem statystycznie istotny związek pomiędzy zmianami cen produkcji pośredniej a ogólnym poziomem cen. Wzrost tych pierwszych o 1% prowadzi początkowo do wzrostu zmiennej RES o nieco powyżej 1%. W długim okresie jednak następuje pewne osłabienie pierwotnego impulsu – długookresowa elastyczność zmiennej objaśnianej względem zmiennej objaśniającej wynosi nieco poniżej 1%. Fakt ten przypisać można zmniejszeniu materiałochłonności produkcji. Miary dobroci równania (46) pozwalają na pełną akceptację uzyskanych wyników.

Wprowadzenie modyfikacji (43)–(46) do symulacyjnej wersji modelu $W8D-2010$ umożliwia efektywną analizę makroekonomicznych konsekwencji wahań światowych cen ropy naftowej dla gospodarki Polski. Wspomnieć należy jednak, iż analiza taka wymaga sformułowania odpowiednich założeń dotyczących zarówno zewnętrznych uwarunkowań rozwoju gospodarczego kraju (ceny światowe, obroty handlu światowego, itp.), jak i realizowanej w przyszłości polityki społeczno-ekonomicznej.

5. Uwagi końcowe

Przedstawione w artykule submodele nie wyczerpują możliwych kierunków rozbudowy modelu $W8D-2010$. Spośród licznych czynników warunkujących trwały rozwój – które nie zostały uwzględnione w aktualnej wersji modelu – wymienić należy w pierwszej kolejności kapitał społeczny oraz nierówności ekonomiczne. Zaznaczyć należy jednak, iż istnieje duży rozdźwięk pomiędzy teoretyczną koncepcją kapitału społecznego a jego pomiarem, zwłaszcza w ramach analiz wykorzystujących rejestrowane dane makroekonomiczne. Empiryczna operacjonalizacja kapitału społecznego wymaga bowiem odwołania się do konstrukcji zmiennych ukrytych (*latent variables*), które powstają na pod-

⁹ Szereg czasowy RES powstał w wyniku odjęcia zmiennej KIP od zmiennej PX :
 $RES_t = PX_t - KIP_t$

stawie reprezentatywnych danych ankietowych, te zaś – niejako z definicji – nie stanowią przedmiotu modelowania makroekonomicznego.

Innym powodem zaniechania szerszej rozbudowy modelu *W8D-2010* było dążenie do ograniczenia zbioru zmiennych egzogenicznych modelu. Wprowadzanie kolejnych relacji do systemu skutkuje bowiem znaczącym wzrostem liczby zmiennych egzogenicznych, których zmienność nie jest łatwo objaśnić, chociażby ze względu na brak adekwatnych teorii.

Literatura

- 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.
- Adsera A., [2004], *Changing fertility rates in developed countries. The impact of labour market institutions*, „Journal of Population Economics”, vol. 17, 17–43.
- Aghion, Ph., P. Howitt, [1999], *Endogenous Growth Theory*, MIT Press, London 1999.
- Anand S., Sen A., [1994], *Human Development Index: Methodology and Measurement*, Occasional Paper 12, New York, United Nations Development Programme.
- Balcerzak–Paradowska B., Chłoń–Domińczak A., Kotowska I.E., Olejniczuk–Mera A., Topińska I., Wóycicka I., [2003], *The gender dimensions of social security reform in Poland*, [w:] Fultz E., Ruck M., Steinhilber S. (red.), *The Gender Dimensions of Social Security Reform in Central and Eastern Europe: Case Studies of the Czech Republic, Hungary and Poland*, Budapest: International Labour Office, Subregional Office for central and Eastern Europe, 187–315.
- Bolin B., Doos, B. R., Jager J., Warrick, R. A., [1986], *The Greenhouse Effect, Climatic Change and Ecosystems*, New York, Wiley.
- Bongaarts J., [1982], *The fertility–inhibiting effects of the intermediate fertility variables*, „Studies in Family Planning”, vol. 13, str. 179–89.
- Bruntland Report, [1987], *Our Common Future*, Oxford University Press.
- 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), str. 227–246.
- Chukmaitova A., [2003], *Determinants of Life Expectancy and Mortality: Comparative Analysis of Different Regions in Kazakhstan*, Working Paper BSP/2003/072 E, Moscow.
- Castles F.G., [2003], *The world turned upside down: Below replacement fertility, changing preferences and family-friendly public policy in 21 OECD countries*, „Journal of European Social Policy”, no 13(3).
- Cigno , Casolaro L., Rosati F., [2003] *The impact of social security on saving and fertility in Germany*, „Finanz Archiv” nr 59, s. 189–211.
- Cline W. R., [1991], *Scientific basis for the greenhouse effect*, „Economic Journal”, vol. 101, s. 904–919.
- 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”, no 52(11), str. 1629–41.
- 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.

- Del Boca D., [2002], *The effect of child care and part time opportunities on participation and fertility decisions in Italy*, „Journal of Population Economics”, no 15(3), s. 549–573.
- Easterlin R., [1975], *An economic framework for fertility analysis*, „Studies in Family Planning”, vol. 6, 54–63.
- Famielec J., [2000], *Instrumenty polityki ekologicznej w krajach OECD*, „Ekonomia i Środowisko”, nr 1(16)/2000, s. 65–75, Białystok.
- Filmer D., Pritchett L., [1999], *The impact of public spending on health: does money matter*, „Social Science and Medicine”, no 49, s. 1309–1323.
- Florczak W., [2005], *Próba szacunku makroekonomicznych efektów wprowadzenia podatku od emisji dwutlenku węgla w Polsce*, „Ekonomia i Środowisko”, Nr 2 (28), str. 81–91, Białystok 2005.
- Florczak W., [2006], *Miary kapitału ludzkiego w badaniach ekonomicznych i społecznych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 12, s. 51–67.
- Florczak W., [2007], *Próba kwantyfikacji makroekonomicznych skutków wzrostu światowych cen ropy naftowej dla gospodarki Polski*, „Studia Prawno-Ekonomiczne”, tom LXXVI, str. 111–140, Łódź.
- Florczak W., [2008], *Wskaźniki zrównoważonego rozwoju*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 3, s. 14–34, Warszawa.
- Florczak W., [2008a], *Efektywna podaż pracy a wzrost gospodarczy*, „Gospodarka Narodowa”, nr 11–12, s. 21–46, Warszawa.
- Florczak W., [2008b], *Makroekonomiczne uwarunkowania płodności w Polsce: próba kwantyfikacji*, „Studia Demograficzne” nr 1–2, str. 82–111, Warszawa.
- Florczak W., [2009], *Makroekonomiczne uwarunkowania oczekiwanej długości życia w Polsce*, „Gospodarka Narodowa”, nr 5–6, s. 61–90.
- Florczak W., [2010], *Pomiar gospodarki opartej na wiedzy w badaniach międzynarodowych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 2, s. 78–97, Warszawa.
- Florczak W., [2011], *W kierunku endogenicznego i zrównoważonego rozwoju – perspektywa makroekonomiczna*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Florczak W., Plich M., [2012], *Fundusze unijne a kapitał ludzki i społeczny jako determinanty rozwoju społeczno-ekonomicznego województwa łódzkiego – ujęcie ekonometryczne*, [w:] J. Świerkocki (red.) *Rola funduszy strukturalnych w rozwoju kapitału ludzkiego i społecznego w regionie łódzkim*, s. 323–359, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Forbes J., McGregor A., [1984], *Unemployment and Mortality in Post-War Scotland*, „Journal of Health Economics”, vol. 3, s. 239–257.
- Gabos A., Gal R., Kezdi G., [2005], *Fertility Effects of the Pension System and other Intergenerational Transfers*, „PIE Discussion Paper Series”, March 2005, Budapest, Hungary.
- Glied Sh., Lleras-Muney A., [2003], *Health Inequality, Education and Medical Innovation*, „NBER Working Paper” No. W9738.
- Gorzela G., Olechnicka A., [2003], *Innowacyjny potencjał polskich regionów*, [w:] Zienkowski L., *Wiedza a wzrost gospodarczy*, Wydawnictwo Naukowe Scholar, str. 122–152, Warszawa.
- Hill A., [1984], *Female Labor Force Participation in Japan: an Aggregate Model*, „The Journal of Human Resources”, vol. 19(2), 280–287.
- Hannerz H., [2001], *Manhood trials and the law of mortality*, „Demographic Research”, vol. 4, issue 7, s. 185–2002.
- Hitris T., Posnett J., [1992], *The Determinants and Effects of Health Expenditure in Developed Countries*, „Journal of Health Economics”, vol. 11, s. 173–181.
- Holdren J.P., Ehrlich P.R., [1974], *Human Population and the Global Environment*, „American Scientist”, vol. 62, s. 282–292.
- Hondroyannis G., Papapetrou E., [2002], *Demographic Transition in Europe*, „Economics Bulletin”, vol. 10, no. 3, 1–8.

- 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.
- Iglicka K., [1992], *Terytorialne zróżnicowanie płodności w Polsce w świetle niektórych czynników*, „Studia Demograficzne”, nr 4(110), s. 31–50.
- 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.
- Jaruga I., [1999], *Bezpośrednie determinanty płodności. Aplikacje modelu zagregowanej płodności Bongaartsa dla Polski dla lat 1991 i 1995*, „Studia Demograficzne”, nr 2(136), 63–87.
- Joyce T., [1998], *Unemployment and Infant Health: Time-Series Evidence from the State of Tennessee*, „Journal of Human Resources”, 28(1), s. 185–203.
- 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;
- 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.
- Kędelski M., [1988], *Demometryczna estymacja funkcji płodności według wieku kobiet w Polsce*, „Studia Demograficzne”, nr 1, s. 3–24, Warszawa.
- Keilman N., [2003], *Types of Models for Projecting Mortality*, w: Bengtsson T., Keilman N., *Perspectives 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.
- Kotowska I.E., Józwiak J., Matysiak A., Baranowska A., [2008], *Poland: Fertility decline as a response to profound societal and labour market changes?*, „Demographic Research”, vol. 19, article 22, 795–854.
- Kumor P., [2006], *Nierównomierność rozkładu plac*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 9, s. 1–12.
- Lever William F., [2000], *Measuring the Comparative Advantage of the Knowledge Base*, w: Kukliński A., Orłowski W. (red), *The Knowledge-based Economy. The Global Challenges of the 21st Century*, vol. 4, str. 139–151, KBN, Warszawa.
- Lichtenberg F.R., [2000], *Sources of U.S. Longevity Increase, 1960–1997*, „CESifo Working Papers”, No 405, Munich.
- Lomberg B., [2001], *The Skeptical Environmentalist: Measuring the Real State of the World*, Cambridge University Press.
- Macunovich D., [1996], *Relative income and price of time: Exploring their effects on U.S. fertility and female labour force participation*, „Population and Development Review”, vol. 22 (Supplement), 223–257.
- Macunovich D., [1998], *Race and relative Income/Price of Time Effect on U.S. Fertility*, „Journal of Socio-Economics”, vol. 27, no. 3, 365–400.
- Marciniak G., [1999], *Założenia do prognoz dzietności a zmiana wzorca płodności w Polsce*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 8, s. 1–8, Warszawa.
- Masih A., Masih R., [2000], *The dynamics of fertility, family planning and female education in a developing economy*, „Applied Economics”, vol. 32, s. 1617–1627.
- Matthiessen Ch. W., Schwarz A. W., [2000], *Knowledge centers of Europe: An Analysis of Research Strength and Patterns of Specialization Based on Bibliometric Indicators*, w: Kukliński A., (red), *The Knowledge-based Economy. The European Challenges of the 21st Century*, vol. 5, str. 47–67, KBN, Warszawa.
- McClellan M., Noguchi H. [1998], *Technological Change in Heart Disease Treatment: Does High Tech Mean Low Value*, „American Economic Review. Papers and Proceedings”, vol. 88, s. 90–96.

- Micevska M., Zak P., [2002], *What accounts for the emergence of malthusian fertility in transition economies?*, Center for Development Research, University of Bonn, mimeo.
- Mueller A. [2002], *Education, Income Inequality, and Mortality: A Multiple Regression Analysis*, „British Medical Journal”, no 324 (7328), str. 23–25.
- Murphy M. [1992], *Economic Models of Fertility in Post-war Britain – A Conceptual and Statistical Re-interpretation*, „Population Studies”, vol. 46, s. 235–258.
- Norregaard J., V. Reppelin-Hill, [2000], *Taxes and Tradable Permits as Instruments for Controlling Pollution: Theory and Practice*, „IMF Working Paper”, WP/00/13.
- Ostro B., [1994], *Estimating the Health Effects of Air Pollutants*, „The World Bank Policy Research Department, Policy Research Working Paper” 1301.
- Panopoulou G., Tsakoglou P., [1999], *Fertility and economic development: theoretical considerations and cross-country evidence*, „Applied Economics”, vol. 31, s. 1337–51.
- Pawlukowicz R., [1990], *Modele probabilistyczne w zastosowaniu do prognozowania rozkładów płodności hipotetycznych kohort kobiet w Polsce*, w: *Rozwój Demograficzny Polski – Analiza i Prognozowanie*, s. 117–136, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa.
- Prskawetz A., Fent T., Barthel W., [2007], *The Relationship between Demographic Change and Economic Growth in the EU*, Institut fuer Demographie, Oesterreichische Academie der Wissenschaften, Research Report 32.
- Rajkumar A., Swaroop V., [2002], *Public Spending and Outcomes: Does Governance Matter*, „World Bank Policy Research Working Paper”, No. 2840, World Bank.
- Rindfuss R.R., Guilkey D., Morgan P.S., Kravdal O., Guzzo K.B. [2004], *Child care availability and fertility in Norway: Pro-natalist effects. Paper presented at the annual meeting of the Population Association of America*, Boston, <http://paa2004.princeton.edu>.
- 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.
- Sadowski M., A. Olecka, [2001], *Strategie i polityka ochrony klimatu*, „Ekonomia i Środowisko”, nr 1(18)/2001, s. 71–93, Białystok.
- 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.
- UNDP HDR, [1990], *Human Development Report*, United Nations Development Program, Oxford University Press.
- Welfe A., Welfe W., Florczak W., [1996], *Makroekonomiczny roczny model gospodarki narodowej Polski*, „Z Prac Instytutu”, Instytut Rozwoju i Studiów Strategicznych, nr 31 (131).
- Welfe W. (red.), [2001], *Ekonomiczny model wzrostu gospodarczego*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Welfe W., (red.), [2004], *Długookresowy, makroekonomiczny model W8D-2002 gospodarki polskiej*, Acta Universitatis Lodzensis, Acta Oeconomica, vol. 172, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Welfe W., (red.), [2009], *Makroekonomiczny model gospodarki opartej na wiedzy*, Acta Universitatis Lodzensis, Acta Oeconomica, vol. 229, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Welfe W., Florczak W., [2009], *Prognozy i scenariusze długookresowego rozwoju gospodarczego Polski*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.

- Welfe W., Florczak W., Welfe A., [2004], *Scenariusze długookresowego rozwoju gospodarczego Polski*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Whittington L., Alm J., Peters E., [1990], *Fertility and the Personal Exemption: Implicit Pronatalistic Policy in the United States*, „The American Economic Review”, June 1990, 545–556.
- 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., [1994], *The analysis of survival (mortality) data: fitting Gompertz, Weibull and logistic functions*, „Mechanisms of Ageing and Development”, vol. 74, May, s. 15–33.
- 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.

Waldemar Florczak

MODELING SUSTAINABLE DEVELOPMENT IN MACROECONOMIC MODELS OF POLAND'S NATIONAL ECONOMY

Abstract

Socio-economic development of the contemporary world – and consequently: of particular national economies – is becoming a function of more and more conditions, among which are such that used to remain on the outskirts of economics, being rather an object of interests of other social sciences. The growing complexity of today's world is best grasped by the concept of sustainability. That is why all comprising models of the Polish economy should explicitly quantify selected aspects of sustainable development.

This article presents proposals of extending the *W8D-2010* model of the Polish economy – being the newest and adjusted version of a series of models called *W8D*, that have for years been constructed at the Chair of Econometric Models and Forecasts of the University of Lodz – by equations that would embrace selected, key aspects of sustainability. In effect, in the simulation version of the afore-mentioned model one could monitor non-economic conditions of socio-economic development, as well as of their impact upon economic growth of Poland.