

Społeczne i ekonomiczne uwarunkowania trwania życia w Polsce

Social and economic determinants of life expectancy in Poland

Błażej Łyszczarz

STRESZCZENIE

WSTĘP

Zmienność i dynamika czynników społecznych, środowiskowych oraz ekonomicznych, z którą mamy obecnie do czynienia, sprawia, że pytanie o rzeczywisty ich wpływ na stan zdrowia populacji pozostaje wciąż bez satysfakcjonującej odpowiedzi.

Celem badania jest identyfikacja i kwantyfikacja wpływu tych czynników na stan zdrowia populacji.

MATERIAŁ I METODY

W badaniu zastosowano dane zagregowane na poziomie 66 podregionów Polski (2010 r.). Zastosowano mierniki trwania życia, osobno dla populacji kobiet i mężczyzn w wieku 0, 15, 30, 45, 60 i 65 lat. Zbadano wpływ na trwanie życia następujących czynników: opieka zdrowotna, wynagrodzenia, inwestycje w kształcenie, dostępność oczyszczalni ścieków, stopa rozwodów, zanieczyszczenie powietrza. Podstawę analityczną badania stanowi funkcja produkcji zdrowia, w szacowaniu której zastosowano analizę regresji. Oszacowano 12 modeli.

WYNIKI

Czynnikiem oddziałującym najsilniej na trwanie życia obu płci są inwestycje w kształcenie. Znaczenie opieki zdrowotnej w kształtowaniu trwania życia jest czynnikiem istotnym w przypadku kobiet niemal w każdym wieku, natomiast w przypadku mężczyzn istotność tego czynnika dotyczy tylko mężczyzn starszych. Trwanie życia kobiet nie jest uwarunkowane wysokością dochodów, natomiast mężczyzn tak. Wpływ rozwodów na trwanie życia jest zdecydowanie silniejszy w przypadku mężczyzn.

WNIOSKI

1. Czynniki determinujące trwanie życia zależą od wieku i płci.
2. Działania mające na celu wydłużanie trwania życia powinny opierać się – obok opieki zdrowotnej – na narzędziach z zakresu różnych polityk, w tym: dochodowej, ochrony środowiska czy oświatowej.

Zakład Ekonomiki Zdrowia
Katedry Zdrowia Publicznego
Wydziału Nauk o Zdrowiu
Collegium Medicum w Bydgoszczy
Uniwersytetu Mikołaja Kopernika w Toruniu

ADRES DO KORESPONDENCJI:

Dr n. ekon. Błażej Łyszczarz
Zakład Ekonomiki Zdrowia
Katedry Zdrowia Publicznego
Wydziału Nauk o Zdrowiu
Collegium Medicum w Bydgoszczy
Uniwersytetu Mikołaja Kopernika w Toruniu
ul. Sandomierska 16
85-830 Bydgoszcz
tel. +48 52 585 54 09
e-mail: blazej@cm.umk.pl

Ann. Acad. Med. Siles. 2014, 68, 2, 101–108
Copyright © Śląski Uniwersytet Medyczny
w Katowicach
eISSN 1734-025X

SŁOWA KLUCZOWE

funkcja produkcji zdrowia, środowiskowe uwarunkowania zdrowia, oczekiwane trwanie życia

ABSTRACT

INTRODUCTION

The dynamics of social, environmental and economic factors that we are facing presently leads to a situation in which the question of the real impact of these factors on the population health status remains unanswered.

AIM

The aim of the study is to identify and quantify the impact of these factors on the population's health.

MATERIALS AND METHODS

Aggregated data from 66 subregions of Poland (for 2010) was used. The measures of male and female life expectancy at ages 0, 15, 30, 45, 60 and 65 were used. The impact of the following factors on life expectancy was investigated: health care, remuneration, education investment, accessibility of sewage systems, divorce rate and air pollution.

The health production function was the basis for the empirical analysis and regression analysis was used in estimating 12 models.

RESULTS

(1) the factor influencing life expectancy of both genders most intensively is investment in education; (2) the importance of health care for life expectancy is significant for females at almost every age, while it is significant only for older males; (3) female life expectancy is not affected by the remuneration level, while it is important for male life expectancy; (4) the impact of divorce rate is much more significant for males as compared to females.

CONCLUSIONS

1. The factors affecting life expectancy depend on age and gender.
2. The actions targeted to increase life expectancy should involve – apart from health policy – also other actions of income, environmental and education policies.

KEY WORDS

health production function, environmental determinants of health, life expectancy

WSTĘP

Trwanie życia wydłuża się niemal na całym świecie. Polska jest przykładem kraju, w którym długość życia rośnie dynamicznie. W populacji urodzonej w Polsce w 2000 r. kobiety mogą oczekiwać trwania życia na poziomie 78 lat, natomiast mężczyźni – na poziomie 69,7 roku. Zaledwie 12 lat później w przypadku obu płci przeciętna długość życia przewidywana w momencie urodzenia wzrosła o 3 lata. Niewiele tylko niższym wzrostem w tym zakresie charakteryzowała się dekada lat 90. ubiegłego wieku, mimo iż był to okres burzliwych zmian społecznych, ekonomicznych i ustrojowych, wyrażających się m.in. znaczącym wzrostem gospodarczym, poprawą poziomu

wykształcenia, reformami opieki zdrowotnej, zmianami w stylu życia społeczeństwa, rosnącą troską o stan środowiska naturalnego czy poprawą warunków mieszkaniowych. Czynniki te wpłynęły niewątpliwie na stan zdrowia Polaków, w tym również na trwanie ich życia.

Problematyka identyfikacji i kwantyfikacji wpływu czynników społecznych, ekonomicznych i środowiskowych na stan zdrowia człowieka pozostaje jednym z głównych obszarów zainteresowań badawczych zdrowia publicznego. Zwraca jednak uwagę fakt, że dorobek nauki w zakresie badań nad determinantami zdrowia jest bogaty i zróżnicowany, nie ogranicza się przy tym tylko do nauk o zdrowiu. Uwarunkowania stanu zdrowia mogą być badane przy wykorzystaniu aparatu teoretycznego różnych dyscyplin nauko-

wych, w ramach których w odmienny sposób interpretuje się pytanie o „rzeczywiste” przyczyny przebiegu zjawisk zdrowotnych [1]. Koncepcje opierające się na podstawach teoretycznych nauk o zdrowiu, takie jak pola zdrowia Lalonda, mandala zdrowia czy postrzeganie determinant zdrowia przez pryzmat czynników ryzyka zdrowotnego, są w literaturze, także polskiej, dogłębnie omówione [2,3]. W niniejszym badaniu empirycznym przyjęto inną perspektywę badawczą, czerpiącą z dorobku ekonomicznych badań nad determinantami zdrowia.

Teoretyczną podstawę badania stanowi funkcja produkcji zdrowia, będąca narzędziem analitycznym wykorzystywanym w ekonomice zdrowia. W ujęciu tym przyjmuje się, że wytworzenie i utrzymanie zdrowia jest procesem produkcyjnym. Podobnie jak przedsiębiorstwo w celu wyprodukowania dobra czy usługi używa różnych kombinacji nakładów pracy i kapitału, tak człowiek używa pewnych nakładów medycznych i innych w celu wyprodukowania zdrowia. Relacja między nakładami i efektami zdrowotnymi może być przedstawiona za pomocą funkcji produkcji.

W literaturze przedmiotu funkcję produkcji zdrowia definiuje się jako zależność między zestawem medycznych i niemedycznych nakładów oraz efektami zdrowotnymi, będącymi rezultatem wykorzystania tych nakładów [4]. Funkcja ta umożliwia oszacowanie efektów wykorzystania każdego rodzaju nakładów na zdrowie oraz porównanie niezbędnych wydatków przy uzyskanym określonym efekcie [5]. Z uwagi na fakt, że różne nakłady w różnym stopniu przyczyniają się do zwiększenia efektu produkcji, analiza funkcji produkcji pozwala np. ustalić, na ile wzrost nakładów na opiekę zdrowotną przekłada się na poprawę stanu zdrowia [6].

Zastosowanie teorii produkcji do zdrowia umożliwia zatem poszukiwanie odpowiedzi na pytanie, czy bardziej efektywnym działaniem jest zwiększenie nakładów na leczenie, czy np. na ochronę środowiska lub inwestycje w edukację.

W niniejszym badaniu zastosowano makroekonomiczną funkcję produkcji zdrowia, w ramach której populację regionu traktuje się jako podmiot produkujący zdrowie, a nakłady i efekty wyraża się w wartościach średnich dla analizowanych populacji [7]. Zależność funkcyjną opisującą proces produkcji zdrowia opisać można następująco:

$$Z = f(X_j),$$

gdzie: Z – miara opisująca stan zdrowia w populacji; X_j – wektor nakładów funkcji produkcji f ; składowymi wektora X_j są: korzystanie z opieki zdrowotnej, styl życia, profil biologiczny, stan środowiska naturalnego, status socjoekonomiczny (wykształcenie, dochody, aktywność zawodowa, warunki mieszkaniowe).

Problematyka determinant zdrowia rozpatrywana z wykorzystaniem funkcji produkcji zdrowia była przedmiotem analizy w polskim piśmiennictwie, z wykorzystaniem zarówno danych regionalnych [8], jak i międzynarodowych [9,10]. W porównaniu z wcześniejszym opracowaniem o podobnym charakterze [8], w niniejszym jednostką obserwacji uczyniono populację podregionów, nie województw, co pozwoliło na bardziej szczegółowe uwzględnienie różnicowania między badanymi populacjami. Negatywnym aspektem wyższego stopnia dezagregacji danych jest fakt, że część potencjalnych zmiennych nie jest dostępna na poziomie podregionów. W konsekwencji zestaw zmiennych objaśniających różni się w niniejszym badaniu od wcześniejszych [8].

CEL PRACY

Celem badania jest próba oszacowania zależności między trwaniem życia ludności podregionów Polski, traktowanym jako wskaźnik stanu zdrowia populacji, a grupą czynników społecznych, ekonomicznych i środowiskowych, które uważane są za determinanty zdrowia.

MATERIAŁ I METODY

W badaniu wykorzystano dane wtórne, zbierane w ramach systemu statystyki publicznej w Polsce i publikowane przez Główny Urząd Statystyczny (GUS). Dane statystyczne pochodzą z Banku Danych Lokalnych GUS, który stanowi największy uporządkowany zbiór informacji o sytuacji społecznej, gospodarczej, demograficznej oraz stanie środowiska na różnych szczeblach jednostek terytorialnych Polski [11]. Wszystkie zastosowane w analizie wskaźniki odnoszą się więc do wartości średnich na poziomie populacji badanych podregionów.

Zakres przestrzenny badania obejmuje 66 podregionów Polski, odpowiadających poziomowi NUTS 3 w klasyfikacji jednostek terytorialnych Unii Europejskiej¹. Zakres czasowy obejmuje rok 2010, będący ostatnim rokiem, dla którego dostępne są dane statystyczne wszystkich zmiennych wykorzystywanych w badaniu.

Wskaźnik przeciętnego dalszego trwania życia traktowany jest jako miernik stanu zdrowia w populacji. Mimo szeroko opisywanych wad [12,13], jest on jednym z najczęściej stosowanych mierników zdrowia w badaniach na poziomie populacyjnym, co wynika przede wszystkim z jego dużej wiarygodności oraz obiektywnego charakteru. Wśród potencjalnych de-

¹ Podregiony są jednostkami większymi od powiatów i mniejszymi od województw.

terminant zdrowia wyróżniono grupę wskaźników opisujących sytuację ekonomiczną, społeczną oraz środowiskową w podregionach. Wybór tych wskaźników uwarunkowany był dostępnością danych statystycznych i nie w każdym przypadku w sposób wierny oddają one charakter zjawisk będących przedmiotem zainteresowania. W konsekwencji, część z tych wskaźników stanowią zmienne symptomatyczne, mające charakter zastępczy.

Nakłady na opiekę zdrowotną reprezentowane są przez miernik liczby lekarzy na 1 tys. ludności. Zmienna ta nie oddaje w sposób idealny wielkości zasobów zaangażowanych w systemie opieki zdrowotnej, użycie innych wskaźników było jednak niemożliwe lub niecelowe. Powszechnie używany, choćby w porównaniach międzynarodowych, wskaźnik wydatków pieniężnych na cele zdrowotne nie jest dostępny na poziomie podregionów. Wskaźnik taki, oparty na danych na temat wydatków Narodowego Funduszu Zdrowia na jednego ubezpieczonego, można by wykorzystać tylko w przypadku badania na poziomie województw.

Bardziej kompleksowe spojrzenie na zasoby osobowe opieki zdrowotnej, np. przez włączenie do analizy liczby innego niż lekarski personelu medycznego, nie wnosiloby natomiast istotnych informacji gdyż zarówno liczba pielęgniarek, jak i położnych, jest silnie skorelowana z liczbą lekarzy. Wskaźnik liczby lekarzy używany jest poza tym powszechnie w badaniach o podobnym charakterze [14,15].

Biorąc pod uwagę styl życia, Bank Danych Lokalnych oferuje bardzo ograniczone informacje, które pozwoliłyby na uwzględnienie w analizie tej kluczowej determinanty zdrowia. Na poziomie podregionów nie są np. dostępne dane dotyczące konsumpcji lub wydatków na alkohol i tytoń, a także dane dotyczące spożycia poszczególnych produktów żywnościowych. Jediną zmienną potencjalnie przydatną przy modelowaniu funkcji produkcji zdrowia, obejmującą obszar

stylu życia, jest liczba członków klubów sportowych, stanowiąca zmienną zastępczą opisującą zjawisko powszechności aktywności fizycznej. Zbiór danych GUS wtórnych pozwala natomiast wykorzystać szerokie spektrum wskaźników opisujących stan środowiska naturalnego (emisja zanieczyszczeń pyłowych i gazowych), sytuację ekonomiczną (wysokość dochodów, stopa bezrobocia), mieszkaniową (średnia powierzchnia mieszkania *per capita*), edukacyjną (współczynniki skolaryzacji, wydatki samorządowe na edukację i wychowanie), rodzinną (liczba rozwodów), a także infrastrukturę komunalną (korzystanie z oczyszczalni ścieków).

Opisane wskaźniki stanowią grupę potencjalnych zmiennych w analizie empirycznej. Ich wybór opiera się na teorii produkcji zdrowia, dotychczasowych badaniach oraz dostępności danych statystycznych. Definicje oraz podstawowe statystyki opisowe zmiennych wykorzystanych ostatecznie w szacowaniu funkcji opisującej determinanty trwania życia w podregionach Polski przedstawia zestawienie tabelaryczne (tab. I). Zmienna trwanie życia, będąca wskaźnikiem stanu zdrowia populacji, została wykorzystana w przekrojach wiekowym (0, 15, 30, 45, 60 i 65 lat) i płci (osobno dla kobiet i mężczyzn). Z uwagi na wymogi zwięzłości, w tabeli zaprezentowano tylko statystyki podstawowe dla wieku 0 lat.

Metodą badawczą wykorzystaną w szacowaniu funkcji produkcji zdrowia jest analiza regresji dla danych przekrojowych. Liczebność próby wynosi 66 obserwacji, co odpowiada liczbie podregionów Polski. Oszacowano jeden model dla każdego wskaźnika trwania życia, co łącznie, przy uwzględnieniu dwóch płci i sześciu grup wieku, prowadziło do oszacowania 12 modeli regresji. Wszystkie zmienne wykorzystane w szacowaniu funkcji produkcji wyrażono w logarytmach naturalnych, co umożliwiło interpretowanie parametrów w równaniach regresji jako stałych elastyczności.

Tabela I. Definicje zmiennych oraz podstawowe statystyki opisowe
Table I. Variables definitions and basic descriptive statistics

Zmienna	Definicja	Średnia	Odch. stand.	Min.	Maks.
TrwŻycia_K_0	średnie dalsze trwanie życia kobiet w wieku 0 lat (lata)	80,5	0,9	78,5	82,1
TrwŻycia_M_0	średnie dalsze trwanie życia mężczyzn w wieku 0 lat (lata)	72,0	1,3	69,9	75,3
Opieka zdrowotna	liczba lekarzy na 10 tys. ludności (osoby)	19,4	9,6	5,9	47,5
Wynagrodzenie	przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto (zł)	3090	415	2604	4694
Oczyszczalnie	ludność korzystająca z oczyszczalni ścieków (% ogółu)	64,9	14,8	33,7	100
Rozwody	rozwody na 1 tys. ludności	1,6	0,4	0,8	2,5
Zanieczyszczenia	emisja zanieczyszczeń pyłowych na 10 tysięcy ludności (tony)	16,5	13,8	3,7	74,5
Oświata	wydatki budżetów gmin i miast na prawach powiatu na oświatę i wychowanie na 1 mieszkańca (zł)	1103	98	768	1303
Aktywność fizyczna	ćwiczący w klubach sportowych na 10 tys. ludności (osoby)	227	51	146	374

Źródło: obliczenia własne na podstawie [11].
Source: own calculations based on [11].

Pierwszym krokiem budowy modeli regresji była analiza korelacji potencjalnych zmiennych w celu dokonania wyboru ostatecznie wykorzystanych zmiennych. Większość metod doboru zmiennych do modelu opiera się na następujących założeniach [16,17]:

- zmienne niezależne powinny być nieskorelowane lub słabo skorelowane ze sobą;
- zmienne niezależne powinny być silnie skorelowane ze zmienną zależną;
- model nie powinien zawierać zmiennych objaśniających o charakterze quasi-stałym.

W wyniku analizy opierającej się na powyższych przesłankach dokonano wyboru 7 zmiennych objaśniających (tab. I); ze zbioru zmiennych wyłączono m.in. przeciętną powierzchnię mieszkania, która okazała się zmienną nieistotną w różnych testowanych specyfikacjach.

W celu zachowania waloru porównywalności poszczególnych równań regresji w każdym z równań wykorzystano ten sam zestaw zmiennych objaśniających, mimo że w części równań zmienne te okazały się nie mieć istotnego statystycznie wpływu na kształtowanie trwania życia. Dla każdej z 12 zmiennych trwania życia oszacowano odrębne równanie produkcji zdrowia.

W ostatnim etapie badania empirycznego przeprowadzono weryfikację oszacowanych modeli ekonometrycznych. W pierwszym kroku, wykorzystując test *t*-Studenta, oceniono istotność wpływu poszczególnych zmiennych niezależnych X_j na zmienną zależną Z . W zestawieniach tabelarycznych parametry istotnie różniące się od zera oznaczono symbolami (*); potrójny symbol oznacza, że zmienna jest istotna na poziomie istotności 1%, symbol podwójny oznacza istotność na poziomie 5%, natomiast jedna gwiazdka – istotność na poziomie 10%. Całościowej oceny przydatności modeli dokonano testem *F*-Snedecora. Stopień dopasowania modelu oceniono za pomocą skorygowanego współczynnika determinacji R^2 . Przeprowadzono także testowanie normalności rozkładu składnika resztowego (test Doornika-Hansena) oraz ocenę jednorodności wariancji składnika resztowego za pomocą testu White'a, służącego testowaniu heteroskedastyczności. Zbadano również potencjalne istnienie współliniowości zmiennych objaśniających za pomocą miary VIF (*variance inflation factors*) [16,18].

W obliczeniach statystycznych wykorzystano oprogramowanie ekonometryczne *GRET*L w wersji 1.9.12 [16].

WYNIKI

W zestawieniach tabelarycznych przedstawiono wyniki estymacji równań regresji opisujących funkcję

produkcji zdrowia, przy zastosowaniu wskaźników przeciętnego dalszego trwania życia kobiet (tab. II) i mężczyzn (tab. III), wraz z wartościami skorygowanego współczynnika determinacji R^2 oraz statystykami testów *F*-Snedecora, Doornika-Hansena i White'a.

Poszczególne równania charakteryzują się zróżnicowaną jakością, zarówno z punktu widzenia istotności parametrów strukturalnych, jak i wartości statystyk testów diagnostycznych. Szczegółowej analizie wyników dokonano w dyskusyjnej części opracowania.

DYSKUSJA

Analiza oszacowanych modeli wskazuje, że wyższą jakością charakteryzują się modele opisujące zmienność trwania życia mężczyzn. Wniosek ten wynika z dwóch przesłanek. Po pierwsze, w przypadku równań dotyczących populacji mężczyzn większa liczba współczynników przy zmiennych objaśniających jest istotna statystycznie. Po drugie, w każdej parze porównywalnych równań – dotyczących obu płci dla tego samego wieku – równanie opisujące trwanie życia mężczyzn charakteryzuje się wyższą wartością współczynnika determinacji R^2 . Generalnie jednak wartości tego współczynnika (0,376–0,571) uznać można za zadowalające, biorąc pod uwagę fakt, że w modelach nie uwzględniono zmiennych obrazujących takie aspekty stylu życia, jak żywienie czy konsumpcja tytoniu i alkoholu.

W przypadku obu płci czynnikiem, któremu przypisać można silny wpływ na zmienność trwania życia, są wydatki oświatowe, ilustrujące poziom inwestycji w kształcenie. Jednoprocentowy wzrost inwestycji w edukację prowadzi do wzrostu trwania życia w momencie urodzenia o 0,035% w przypadku kobiet i 0,052% w przypadku mężczyzn. Znaczenie tej zmiennej rośnie w przypadku osób w starszym wieku i analogiczny wpływ przekracza 0,1% u mężczyzn w wieku 45 i 60 lat. Co ciekawe, znaczenie tej zmiennej w poprawie stanu zdrowia rośnie do 60. roku życia, natomiast w przypadku osób 65-letnich obserwuje się mniejsze znaczenie tego czynnika, a także zmniejszenie poziomu istotności tej zmiennej. Sugeruje to, że w przypadku osób starszych wpływ inwestycji w wykształcenie populacji maleje.

Interesujące konkluzje płyną z analizy wpływu zmiennej opisującej zasoby opieki zdrowotnej, tzn. liczby lekarzy na 1 tys. ludności. Zmienna ta nie wpływa na zdrowie mężczyzn w wieku 0, 15, 30 i 45 lat; jej istotność zaobserwowano w przypadku mężczyzn dopiero w wieku 60 i 65 lat. Zwraca przy tym uwagę fakt, że w przypadku mężczyzn 65-letnich wpływ ten jest znacznie silniejszy (wydłużenie trwania życia o 0,043% w przypadku zwiększenia dostępności lekarzy o 1%) niż w przypadku 60-letnich (ana-

logiczny wzrost o 0,029%). Biorąc pod uwagę zmienność życia kobiet, zaobserwowano istotność tej zmiennej w przypadku większej liczby modeli – wyjątek stanowi trwanie życia w momencie urodzenia – natomiast siła wpływu tej zmiennej jest niższa niż u starszych mężczyzn i waha się między 0,008% a 0,028%. Wpływ opieki zdrowotnej na długość życia jest więc istotny dla kobiet niemal w każdym okresie życia, natomiast w przypadku mężczyzn dotyczy tylko populacji osób starszych.

Silne zróżnicowanie między mężczyznami i kobietami dotyczy także zmiennej obrazującej wpływ sytuacji ekonomicznej na kondycję zdrowotną. Średnie wynagrodzenie okazuje się czynnikiem nieistotnym dla kształtowania trwania życia kobiet, natomiast w przypadku mężczyzn jest to zmienna silnie determinująca długość życia, co dotyczy szczególnie mężczyzn star-

szych. Jednoprocentowy wzrost wynagrodzenia prowadzi do wydłużenia trwania życia 60-letnich mężczyzn aż o 0,116%.

Zmienną nieistotną w przypadku kobiet okazała się także dostępność oczyszczalni ścieków, natomiast w przypadku mężczyzn zmienna ta jest istotna tylko we wcześniejszych okresach życia (0, 15 i 30 lat), przy czym w dwóch przypadkach stwierdzono 10-procentowy poziom istotności. Zmienną istotną – przy poziomie istotności równym 10% – w przypadku wszystkich 12 oszacowanych równań jest za to poziom zanieczyszczenia środowiska naturalnego, mierzony emisją zanieczyszczeń pyłowych na 10 tys. ludności. Wpływ tej zmiennej na trwanie życia jest niekorzystny i silniejszy u mężczyzn niż u kobiet, a także bardziej znaczący u osób starszych niż u młodszych.

Tabela II. Wyniki estymacji funkcji produkcji zdrowia: determinanty trwania życia kobiet
Table II. Results of health production function estimation: determinants of female life expectancy

Zmienna niezależna	Zmienna zależna					
	przeciętne dalsze trwanie życia kobiet w wieku					
	0 lat	15 lat	30 lat	45 lat	60 lat	65 lat
Współczynnik kierunkowy	4,102*** (0,114)	3,879*** (0,136)	3,527*** (0,175)	3,174*** (0,226)	2,578*** (0,255)	2,421*** (0,279)
Opieka zdrowotna	0,005 (0,003)	0,008* (0,004)	0,010* (0,005)	0,016** (0,007)	0,025*** (0,008)	0,028*** (0,008)
Wynagrodzenie	0,002 (0,013)	0,001 (0,015)	0,005 (0,020)	-0,000 (0,025)	0,007 (0,028)	0,013 (0,031)
Oczyszczalnie	-0,006 (0,007)	-0,009 (0,009)	-0,012 (0,011)	-0,020 (0,015)	-0,024 (0,016)	-0,023 (0,018)
Rozwody	-0,012* (0,006)	-0,013* (0,008)	-0,017* (0,010)	-0,020 (0,013)	-0,018 (0,014)	-0,015 (0,016)
Zanieczyszczenia	-0,003* (0,001)	-0,003* (0,002)	-0,004* (0,002)	-0,006* (0,003)	-0,008** (0,003)	-0,009** (0,004)
Oświata	0,035** (0,014)	0,039** (0,017)	0,046** (0,021)	0,056** (0,028)	0,068** (0,031)	0,058* (0,034)
Aktywność fizyczna	0,009 (0,006)	0,011 (0,007)	0,015* (0,009)	0,018 (0,011)	0,017 (0,013)	0,013 (0,014)
Skorygowany R²	0,390	0,390	0,383	0,388	0,426	0,376
Statystyka F (7, 58)	6,93 ($p < 0,01$)	6,93 ($p < 0,01$)	6,76 ($p < 0,01$)	6,88 ($p < 0,01$)	7,90 ($p < 0,01$)	6,59 ($p < 0,01$)
Test Doornika-Hansena	5,34 ($p = 0,07$)	7,40 ($p = 0,07$)	10,47 ($p < 0,01$)	11,21 ($p < 0,01$)	6,11 ($p = 0,05$)	2,91 ($p = 0,23$)
Test White'a	36,04 ($p = 0,42$)	35,02 ($p = 0,47$)	33,76 ($p = 0,53$)	32,76 ($p = 0,58$)	28,01 ($p = 0,79$)	28,16 ($p = 0,79$)

Źródło: obliczenia własne na podstawie [11]. ***, **, * – parametr istotny na poziomie odpowiednio 0,01, 0,05 i 0,1. W nawiasach błędy standardowe parametrów. Zmienne wyrażono w logarytmach naturalnych.

Source: own calculations based on [11]. ***, **, * – parameter significant at 0,01, 0,05 and 0,1 level respectively. Parameters' standard errors in parentheses. Variables expressed in natural logarithms.

Tabela III. Wyniki estymacji funkcji produkcji zdrowia: determinanty trwania życia mężczyzn
Table III. Results of health production function estimation: determinants of male life expectancy

Zmienna niezależna	Zmienna zależna					
	przeciętne dalsze trwanie życia mężczyzn w wieku					
	0 lat	15 lat	30 lat	45 lat	60 lat	65 lat
Współczynnik kierunkowy	3,308*** (0,187)	2,814*** (0,234)	2,235*** (0,293)	1,593*** (0,340)	0,989*** (0,362)	0,978** (0,387)
Opieka zdrowotna	0,000 (0,006)	-0,001 (0,007)	0,001 (0,009)	0,006 (0,010)	0,029*** (0,011)	0,043*** (0,012)
Wynagrodzenie	0,053** (0,021)	0,069*** (0,026)	0,083** (0,032)	0,097** (0,038)	0,116*** (0,040)	0,114** (0,043)
Oczyszczalnie	0,023* (0,012)	0,030** (0,015)	0,035* (0,019)	0,032 (0,022)	0,007 (0,023)	-0,004 (0,025)
Rozwody	-0,029*** (0,010)	-0,035*** (0,013)	-0,045*** (0,016)	-0,053*** (0,019)	-0,051** (0,020)	-0,052** (0,022)
Zanieczyszczenia	-0,005* (0,002)	-0,005* (0,003)	-0,007* (0,004)	-0,009* (0,004)	-0,012*** (0,005)	-0,013** (0,005)
Oświata	0,052** (0,023)	0,067** (0,029)	0,087** (0,036)	0,104** (0,042)	0,109** (0,045)	0,096** (0,048)
Aktywność fizyczna	0,019* (0,009)	0,023* (0,012)	0,027* (0,015)	0,033* (0,011)	0,028 (0,018)	0,016 (0,020)
Skorygowany R ²	0,427	0,424	0,431	0,464	0,570	0,571
Statystyka F (7, 58)	7,93 ($p < 0,01$)	7,85 ($p < 0,01$)	8,02 ($p < 0,01$)	9,04 ($p < 0,01$)	13,30 ($p < 0,01$)	13,38 ($p < 0,01$)
Test Doornika-Hansena	7,19 ($p = 0,03$)	7,60 ($p = 0,02$)	8,16 ($p = 0,02$)	8,34 ($p = 0,02$)	4,31 ($p = 0,12$)	3,06 ($p = 0,22$)
Test White'a (LM)	44,06 ($p = 0,14$)	41,03 ($p = 0,22$)	42,11 ($p = 0,19$)	42,52 ($p = 0,18$)	42,77 ($p = 0,17$)	42,21 ($p = 0,19$)

Źródło i uwagi: jak w tabeli II.
 Source and notes: as in table II.

Ciekawych spostrzeżeń dostarcza analiza wpływu rozwodów na trwanie życia. Zmienna ta istotnie wpływa na skrócenie życia kobiet młodych, przy czym ponownie poziom istotności wynosił 10%. Wyniki wskazują, że większa liczba rozwodów w populacji nie wpływa na trwanie życia kobiet w średnim i starszym wieku. Wpływ rozwodów jest za to istotny dla trwania życia mężczyzn, w ich przypadku zmienna ta jest statystycznie istotna w każdym z 6 równań. Wpływ tej zmiennej na zdrowie jest negatywny i najsilniej oddziałuje na mężczyzn 45-letnich.

Ostatnią z analizowanych zmiennych jest liczba ćwiczących w klubach sportowych na 10 tys. ludności, będąca zmienną symptomatyczną, mającą obrazować średni poziom aktywności fizycznej w populacji. Istotność tej zmiennej zaobserwowano tylko w 1 równaniu opisującym zmienność trwania życia kobiet oraz w 4 równaniach dotyczących mężczyzn; jest to jednak istotność na poziomie 10%. Można domniemywać, że relatywnie niewielkie znaczenie tej zmiennej w kształtowaniu stanu zdrowia wynika z faktu, iż nie oddaje

ona w zadowalającym stopniu zjawiska, które w zamierzeniu ma ilustrować. Sformalizowany sposób uczestnictwa w sporcie nie jest, być może, dobrym wskaźnikiem ilustrującym aktywny styl życia populacji.

Diagnostyka modeli wskazuje, że w części z nich istnieje problem odchylenia normalności rozkładu składnika resztowego, co wpływa negatywnie na ocenę jakości modeli. Problemu tego nie udało się rozwiązać przez inne specyfikacje równań regresji, które również nie cechowały się pożądanymi charakterystykami w tym zakresie. W żadnym modelu nie wystąpiły natomiast problemy heteroskedastyczności i współliniowości zmiennych objaśniających.

W podsumowaniu dyskusji należy zwrócić uwagę na ograniczenia badania. Przede wszystkim wydaje się, że w analizie empirycznej nie uwzględniono w wystarczającym zakresie zachowań związanych ze stylem życia. Brak dostępności danych statystycznych sprawił, że niemożliwe okazało się przeprowadzenie analizy wpływu żywienia czy konsumpcji używek

na stan zdrowia. Być może, właśnie dlatego przedstawione modele tłumaczą zmienność trwania życia w 38–57%², w związku z czym w części modeli niemal 2/3 zmienności stanu zdrowia nie zostało wyjaśnione równaniem regresji. Zwraca również uwagę fakt, że wykorzystane wskaźniki nie oddają w sposób pełny charakteru zjawisk, które mają opisywać. Dotyczy to choćby traktowania trwania życia jako odzwierciedlenia stanu zdrowia czy liczby lekarzy jako zmiennej opisującej wielkość zasobów opieki zdrowotnej. Oba problemy wydają się trudne do przeciężenia, co wynika z faktu, że w badaniu wykorzystano dane wtórne, zbierane w celach innych niż ocena determinant zdrowia.

WNIOSKI

Przeprowadzona analiza empiryczna pozwala na sformułowanie istotnych z punktu widzenia działań w zakresie zdrowia publicznego wniosków:

1. Grupa czynników determinujących trwanie życia jest zróżnicowana w zależności od płci.
2. Czynnikiem najsilniej oddziałującym na trwanie życia obu płci jest poziom inwestycji w edukację,

przy czym na wydłużenie życia wpływa on silniej u mężczyzn. Znaczenie edukacji rośnie z wiekiem, przy czym w przypadku obu płci tylko do 60. roku życia.

3. Znaczenie opieki zdrowotnej w kształtowaniu długości życia jest zróżnicowane zależnie od płci. Tylko u starszych (60 i 65 lat) mężczyzn jest to czynnik istotnie wydłużający życie, natomiast w przypadku kobiet istotność opieki zdrowotnej w kształtowaniu długości życia stwierdzono niemal dla każdego badanego wieku; wyjątek stanowią kobiety najmłodsze (0 lat).
4. Wysokość dochodów nie wpływa na stan zdrowia kobiet, jest natomiast znaczącą determinantą wydłużania życia u mężczyzn.
5. Wpływ rozwodów na stan zdrowia kobiet jest ograniczony tylko do populacji kobiet młodszych (0, 15 i 30 lat), czynnik ten silnie determinuje natomiast zdrowie mężczyzn, szczególnie w średnim wieku (45 lat).
6. Zanieczyszczenie środowiska oddziałuje na trwanie życia negatywnie w przypadku obu płci, natomiast dostępność infrastruktury chroniącej środowisko (oczyszczalni ścieków) istotnie wpływa na stan zdrowia tylko w przypadku mężczyzn.

PIŚMIENNICTWO

1. Włodarczyk W.C. Polityka zdrowotna w społeczeństwie demokratycznym. Vesalius, Kraków 1996.
2. Wojtczak A. Zdrowie publiczne wyzwaniem dla systemów zdrowia XXI wieku. PZWŁ, Warszawa 2009.
3. Karski J.B. Praktyka i teoria promocji zdrowia. CeDeWu, Warszawa 2007.
4. Or Z. Determinants of health outcomes in industrialised countries: A pooled, cross-country, time-series analysis. *OECD Economic Studies* 2000; 30: 53–77.
5. Suhecka J. Ekonometria ochrony zdrowia. Absolwent, Łódź 1998.
6. Shaw J.W., Horrace W.C., Vogel R.J. The determinants of life expectancy: An analysis of the OECD Health Data. *South. Econ. Jour.* 2005; 71: 768–783.
7. Liu X., Mills A. Measuring efficiency in purchasing. Public ends, private means: strategic purchasing of health services. W: Red. A.S. Preker, X. Liu, E.V. Velenyi, E. Baris World Bank, Washington 2007: 353–384.
8. Łyszczarz B., Wyszowska Z. Socjoekonomiczne determinanty stanu zdrowia – perspektywa regionalna. *Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy* 2010; 16: 303–313.
9. Łyszczarz B., Wyszowska Z. Czynniki socjoekonomiczne i trwanie życia w krajach OECD. *Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy* 2013; 30: 53–61.
10. Próchniak M. Czynniki wpływające na stan zdrowia mieszkańców w 28 krajach europejskich w latach 1993–2007. *Myśl Ekonomiczna i Prawna* 2009; 1: 125–142.
11. Główny Urząd Statystyczny, Bank Danych Lokalnych, http://www.stat.gov.pl/bdl/app/strona.html? p_name=indeks, dostęp dnia 10.10.2013.
12. Korporowicz V. Promocja zdrowia. Kształtowanie przyszłości. SGH, Warszawa 2008.
13. Topór-Mądry R., Gilis-Januszewska A., Kurkiewicz J., Pająk A. Szacowanie potrzeb zdrowotnych. Vesalius, Kraków 2002.
14. Or Z. Exploring the Effects of Health Care on Mortality Across OECD Countries. *OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers*, No. 46, OECD Publishing, 2001.
15. Or Z., Wang J., Jamison D. International differences in the impact of doctors on health: a multilevel analysis of OECD countries. *J. Health Econ.* 2005; 24: 531–560.
16. Kufel T. Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL. PWN, Warszawa 2007.
17. Borkowski B., Dudek H., Szczepny W. Ekonometria. Wybrane zagadnienia. PWN, Warszawa 2003.
18. Gujarati D.N. Basic econometrics. Wyd. 4, McGraw-Hill/Irwin, New York 2003.

² Liczby te odpowiadają wartościom współczynnika determinacji w modelach.