

BADANIA I ANALIZY

Wiktoria WRÓBLEWSKA

Samooocena stanu zdrowia¹

Samooocena stanu zdrowia (SRH — *self-rated health*) jest szeroko stosowanym wskaźnikiem w badaniach społecznych. Wiele badań w ostatnich 20 latach pokazało, że jest to ważny i rzetelny miernik nie tylko do oceny stanu zdrowia (Manderbacka i in., 1998; Martikainen i in., 1999; Singh-Manoux i in., 2006). Może być również stosowany jako niezależny predyktor umieralności, szczególnie dla osób starszych (Benyamini, Idler, 1999; Idler, Benyamini, 1997; DeSalvo i in., 2006; McFadden i in., 2009; Singh-Manoux i in., 2007).

Przy weryfikacji użyteczności miary SRH pokazano, że wyniki uzyskane za pomocą samooceny stanu zdrowia dla 25 krajów dają analogiczne różnice pomiędzy krajami Europy Wschodniej i Zachodniej, jak te uzyskiwane przy porównaniu wskaźników umieralności (Bobak, Marmot, 1996; Carlson, 1998). Badanie stanu zdrowia przeprowadzone w Finlandii dla reprezentatywnej próby osób w wieku 30 lat i więcej — przeprowadzone dwukrotnie, najpierw za pomocą miernika SRH, a następnie wywiadu — potwierdziło dużą użyteczność i rzetelność tego wskaźnika.

¹ Artykuł przygotowany w ramach realizacji projektu badawczego *Zmiany stanu zdrowia populacji w Polsce w latach 1996—2004 a proces starzenia ludności* (03/S/0066/08).

WHO zaleca stosowanie SRH do monitorowania stanu zdrowia populacji, realizowanego za pomocą wywiadu (De Bruin i in., 1996). Samoocena stanu zdrowia, jako miara subiektywna, może być zależna od indywidualnych cech oraz społecznej charakterystyki badanych populacji. Oznacza to, że nie wszyscy respondenci stosują takie same odniesienia udzielając odpowiedzi na pytanie (Krause, Jay, 1994; Manderbacka, Lundberg, 1996). Mimo tych zastrzeżeń SRH sprawdza się jako użyteczny miernik oceny stanu zdrowia populacji w wielu badaniach oraz porównaniach międzynarodowych.

W większości badań stosujących SRH podkreśla się, że samoocena stanu zdrowia może być objaśniana przez inne czynniki mające wpływ na stan zdrowia (Bobak i in., 1998; Bobak i in., 2000; Gilmore i in., 2002; Leinsalu, 2002; Manderbacka i in., 1999; McFadden i in., 2008; Power i in., 1998; Svedberg i in., 2006; Weich i in., 2002).

Przegląd literatury przedmiotu wskazuje na podstawową rolę czynników ekonomicznych i społecznych, których znaczenie dla stanu zdrowia jest dość dobrze zbadane, szczególnie w krajach zachodnich (Alexopoulos, Geitona, 2009; Khlai i in., 2000; Mackenbach i in., 1997; McFadden i in., 2008; Stronks i in., 1997; van Wijk i in., 1995; Walters, McDonough, 2000; Weich i in., 2002). Uzyskane wyniki pokazują podobne zróżnicowanie zdrowia ze względu na dochody, aktywność zawodową oraz poziom wykształcenia różnych grup społecznych i ekonomicznych ludności. Ryzyko negatywnych ocen zdrowia, a także zachorowania i zgonu jest zdecydowanie wyższe wśród ludności o niższych dochodach i niższym wykształceniu. Podobne relacje uzyskiwane są dla krajów postkomunistycznych (m.in. *Stan zdrowia ...*, 1997, 2006; Kopp i in., 2000; Wróblewska, 2002).

Istotnym czynnikiem warunkującym stan zdrowia osób dorosłych jest styl życia (m.in. Cockerham, 2000; Zatoński, Przewoźniak, 1996). Podkreśla się także znaczenie sytuacji życiowej oraz ról pełnionych w rodzinie, w szczególności przez kobiety. Według prac np. S. Arber i H. Cooper (2000) oraz E. Lahelma i in. (2000) typ rodziny, sytuacja zawodowa, jak również inne warunki społeczne są istotne dla wyjaśniania zróżnicowania stanu zdrowia kobiet. Uzyskane relacje były różne w zależności od sytuacji i ról pełnionych przez kobietę. Wyniki dla kobiet żyjących w związku małżeńskim z dziećmi były lepsze w porównaniu z kobietami będącymi w innych związkach lub samotnych.

ŹRÓDŁO DANYCH I METODY ANALIZY

Dane, które posłużyły do analizy czynników społeczno-ekonomicznych, sytuacji życiowej i rodzinnej oraz stylu życia, jako determinant stanu zdrowia w populacji osób dorosłych w Polsce, pochodzą z dwóch badań stanu zdrowia przeprowadzonych przez GUS w latach 1996 i 2004². Przedstawione w artykule

² Wyniki zostały uogólnione na ludność zamieszukującą na stałe w Polsce i są reprezentatywne dla całej populacji kobiet i mężczyzn według województw, pięcioletnich grup wieku oraz płci.

analizy odnoszą się do populacji kobiet i mężczyzn w wieku 25 lat i więcej. Przyjęcie takiej granicy wieku było uzasadnione rodzajem zmiennych.

Obliczenia były prowadzone odrębnie dla mężczyzn i kobiet w czterech grupach wiekowych: 25—39 lat, 40—54 lata, 55—69 lat oraz 70 lat i więcej³. Ponadto we wszystkich analizach zmienną kontrolną był wiek (w grupach 5-letnich).

Do identyfikacji wpływu analizowanych czynników społecznych i ekonomicznych oraz pełnionych ról rodzinnych i stylu życia na występowanie negatywnych ocen stanu zdrowia (oceny poniżej dobrego) wykorzystano analizę regresji logistycznej. Jest to metoda wielowymiarowej analizy regresji, w której dla zero-jedynkowej zmiennej zależnej ($Y=1$, gdy zdarzenie zaszło oraz $Y=0$, gdy zdarzenie nie zaistniało) szacowane jest prawdopodobieństwo $P(Y=1)=\mu$, gdzie μ jest wartością oczekiwaną zmiennej Y . Zakłada się, że μ jest funkcją zależną od zmiennych objaśniających $X_1, X_2, \dots, X_k$ i ma postać:

$$P(Y = 1) = \mu = \exp(\eta) / [1 + \exp(\eta)]$$

gdzie $\eta = \beta_0 + \beta_1 X_{1k} + \dots + \beta_k X_k$.

Oceny parametrów $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ szacowane są metodą największej wiarygodności na podstawie wyników uzyskanych z badania. Opis metody analizy oraz wzory, według których wyznaczone zostały oceny parametrów modelu, można znaleźć w pracy D. W. Hosmera i S. Lemeshowa (2000). Obliczenia zostały wykonane przy wykorzystaniu pakietu statystycznego SPSS v.16. Wyniki zostały przedstawione w postaci *odds ratio* (*OR*)⁴ oraz informacji o poziomie istotności zmiennej (*Sig.*). Uzyskane wartości *OR* wskazują na efekt wystąpienia danej kategorii zmiennej w odniesieniu do wartości dla kategorii referencyjnej. Jeśli współczynnik b_j dla danej kategorii zmiennej jest dodatni, wówczas *OR* jest większy od 1. Oznacza to, że kategoria ta działa stymulująco na wartość wyrażenia $\mu/(1-\mu)$ w porównaniu z kategorią przyjętą jako referencyjna. Zatem występowanie tej kategorii zmiennej łączy się z większym ryzykiem wystąpienia zdarzenia $Y=1$. Istotność analizowanych zmiennych i poszczególnych kategorii⁵ oceniona została za pomocą statystyki testującej *Walda*, która ma rozkład chi-kwadrat i obliczana jest według wzoru:

$$Wald_j = (b_j) / [S(b_j)]^2$$

³ Przyjęty podział grup wieku był wynikiem założenia występowania różnic w oddziaływaniu poszczególnych zmiennych objaśniających, zależnie od wieku respondentów.

⁴ Odds ratio = $\exp(b_j)$, $j = 1, \dots, k$.

⁵ Dla zmiennych niebinarnych podane poziomy istotności dotyczą istotności danej kategorii w stosunku do kategorii referencyjnej; natomiast przy kategorii referencyjnej podany jest poziom istotności dla danej zmiennej.

W celu oszacowania znaczenia analizowanych zmiennych dla poprawy stanu zdrowia populacji wyznaczono, po raz pierwszy w badaniach tego typu w Polsce, wskaźnik ryzyka populacyjnego (*PAR* — *population attributable risk*). W prowadzonej analizie *PAR* został wyznaczony według wzoru zaproponowanego do oceny nierówności w stanie zdrowia w badaniach społecznych dla wyników *OR* i zmiennych skategoryzowanych (Kunst, Mackenbach, 1995):

$$PAR(\%) = \frac{\sum p_i (OR_i - 1)}{\sum p_i (OR_i - 1) + 1} \cdot 100$$

gdzie:

p_i — udział grupy o kategorii i w populacji,

OR_i — *odds ratio* dla kategorii w relacji do kategorii referencyjnej (z najlepszą oceną zdrowia).

Uzyskany wynik obrazuje poprawę stanu zdrowia w populacji (w %), którą można by uzyskać, gdyby w całej populacji wskaźnik *odds ratio* był taki, jak w grupie z najlepszymi ocenami stanu zdrowia.

ZMIENNE UWZGLĘDNIONE W ANALIZIE

W analizie skupiono się na trzech grupach czynników charakteryzujących sytuację społeczno-ekonomiczną, sytuację rodzinną oraz styl życia respondenta. Dane dostępne w badaniach z obydwu lat pozwalały na wybór zmiennych w grupie czynników społeczno-ekonomicznych — poziom wykształcenia respondenta oraz sytuacja materialna gospodarstwa domowego. Sytuacja materialna została ustalona na podstawie oceny respondentów ich możliwości finansowych: 1) „dobra lub bardzo dobra” — wystarcza pieniędzy na wszystko bez specjalnego oszczędzania lub wystarcza pieniędzy, ale żyją oszczędnie; 2) „średnia” — żyją bardzo oszczędnie i mają kłopoty z większymi zakupami; 3) „zła lub bardzo zła” — pieniędzy wystarcza na najtańsze jedzenie i ubranie lub nie wystarcza na ubranie albo nie wystarcza ani na jedzenie, ani na ubranie; pieniędzy nie wystarcza na opłaty mieszkaniowe.

W grupie zmiennych charakteryzujących sytuację życiową i rodzinną znalazły się: stan cywilny, obecność dzieci w gospodarstwie domowym oraz informacje o tym, czy jest to gospodarstwo jednoosobowe. Zakładano, że życie w jednoosobowych gospodarstwach, szczególnie jeśli osoby pozostały same w domu po wyprowadzeniu się dzieci lub śmierci współmałżonka, może wpływać negatywnie na samopoczucie i ich stan zdrowia. Nie była możliwa bezpośrednia analiza pełnionych ról w rodzinie, takich jak rola matki, babci czy dziadka. Informacja

o tym, czy respondent ma pod swoją opieką dzieci czy też nie, została ustalona pośrednio poprzez obecność w domu dzieci w wieku 15 lat i mniej⁶.

Styl życia został opisany poprzez trzy zmienne: palenie papierosów, aktywność ruchową oraz wskaźnik masy ciała (*BMI*). Wskaźnik masy ciała został ustalony jako iloraz wagi (w kg) i wzrostu (w m) do kwadratu: „niedowaga” ($BMI < 20$); „waga w normie” ($BMI: 20, 1—27$); „nadwaga” ($BMI > 27$). Aktywność ruchowa była opisana na podstawie sposobu spędzania wolnego czasu i pogrupowana w trzy kategorie: „duża” (bieganie, pływanie, uprawianie jakiegokolwiek sportu, intensywny trening, praca na działce — co najmniej 4 godziny tygodniowo), „umiarkowana” (spacerowanie, jazda na rowerze, gimnastyka), „brak” (czytanie, oglądanie telewizji oraz inne zajęcia niewymagające ruchu i wysiłku fizycznego).

STRUKTURA ANALIZOWANYCH ZMIENNYCH

W latach 1996—2004 nastąpiła znacząca poprawa w uzyskanych ocenach stanu zdrowia ludności w Polsce. Wniosek ten odnosi się zarówno do kobiet, jak i mężczyzn. Udział osób oceniających swój stan zdrowia jako co najmniej dobry zwiększył się w tym okresie z 38% do 47% dla mężczyzn i z 30% do 43% dla kobiet⁷. Im młodsze są to osoby, tym oceny były lepsze, a odnotowane zmiany wyższe. W 2004 r. prawie 80% osób w wieku 25—39 lat oceniło swój stan zdrowia jako „dobry” lub „bardzo dobry”. W grupie osób w wieku 40—54 lata takie oceny stanowiły blisko 50% odpowiedzi; wśród osób w wieku 55—69 lat — mniej niż jedną czwartą; a w wieku 70 lat i więcej takiej odpowiedzi udzieliło 15% mężczyzn i 10% kobiet. Pozostałe osoby oceniły swój stan zdrowia jako „taki sobie”, „zły” lub „bardzo zły”. W analizowanych latach wśród kobiet, w porównaniu z mężczyznami, odnotowano wyższy przyrost ocen pozytywnych. Spowodowało to zmniejszenie występujących różnic dla płci i istotne zbliżenie struktury uzyskanych ocen. Wyjątek stanowiły osoby najstarsze, gdzie w dalszym ciągu częściej mężczyźni oceniają swój stan zdrowia lepiej niż kobiety.

Zmieniała się także struktura większości zmiennych strukturalnych. W szczególności należy odnotować ogólny wzrost poziomu wykształcenia, który jest widoczny w dwukrotnym wzroście udziału osób z wykształceniem wyższym i malejącym udziale osób z wykształceniem najniższym⁸. Zmiany te zaznaczają się szczególnie dla generacji młodszych. W populacji osób w wieku 25—39 lat odsetek z wykształceniem wyższym zwiększył się z 7% do 17% wśród mężczyzn i z 9% do 24% wśród kobiet.

⁶ Należy zaznaczyć, że dla młodszych respondentek mogło to być własne dziecko lub młodsze rodzeństwo.

⁷ Wskaźniki liczbowe prezentowane w tej części artykułu pochodzą z obliczeń własnych i odnoszą się do populacji osób w wieku 25 lat i więcej.

⁸ W naszych analizach w 1996 r. były to osoby z wykształceniem co najwyżej podstawowym, a w 2004 r. z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym.

W latach 1996—2004 nastąpiła także poprawa sytuacji ekonomicznej wielu gospodarstw domowych. Udział respondentów oceniających sytuację ekonomiczną jako bardzo dobrą lub dobrą zwiększył się z 17% do ponad 31%. Warto jednak podkreślić duże rozwarstwienie gospodarstw i wciąż znaczący udział ocen negatywnych wskazujących często na brak środków na zakup podstawowych artykułów (ubranie, jedzenie) oraz na utrzymanie mieszkania. W 1996 r. takich gospodarstw było ponad 20%, a w 2004 r. — 16%.

Widoczne są korzystne zmiany w strukturze zmiennych opisujących styl życia. Poprawiła się sytuacja w zakresie spędzania wolnego czasu. Coraz więcej osób deklaruje podejmowanie aktywności fizycznej, a coraz mniej spędza ten czas biernie (25% w 2004 r. w porównaniu do ponad 40% w 1996 r.). Zmiany te są widoczne we wszystkich grupach wieku.

Mimo korzystnych zmian w formie spędzania wolnego czasu wciąż obserwujemy znaczący odsetek osób ze zbyt wysokim wskaźnikiem masy ciała, który dla badanej populacji kobiet utrzymuje się na poziomie 33%, a dla mężczyzn uległ zwiększeniu z 35% do 40%. Przyczyn takiej sytuacji można doszukiwać się w poprawie sytuacji ekonomicznej wielu rodzin i tradycyjnym odżywianiu. Zmiany nawyków żywieniowych, obserwowane w ostatnich latach, nie wpływają jeszcze na wskaźniki populacyjne, z wyjątkiem młodych kobiet. Wśród kobiet w wieku 25—39 lat w 2004 r. co piąta miała wskaźniki *BMI* poniżej 20, czyli kwalifikujący się do grupy z niedowagą.

Pozytywnych skutków dla stanu zdrowia można oczekiwać na skutek zmniejszenia odsetka osób palących tytoń. Tu zdecydowanie większy spadek dał się zauważyć wśród mężczyzn niż kobiet, jednakże udział palaczy pozostaje nadal wyższy wśród mężczyzn. W całej populacji mężczyzn w wieku 25 lat i więcej odsetek osób palących zmniejszył się z 51% do 41%, podczas gdy wśród kobiet utrzymuje się na poziomie 24%.

Zmiany w strukturze badanej populacji według stanu cywilnego oraz w składzie gospodarstw domowych odzwierciedlają obserwowaną od lat tendencję do coraz późniejszego zawierania związków małżeńskich. Przejawia się to wzrastającym odsetkiem osób w stanie wolnym w grupie wieku 25—39 lat oraz wzrostem udziału gospodarstw domowych bez dzieci.

ISTOTNOŚĆ POSZCZEGÓLNYCH GRUP ZMIENNYCH

W prowadzonej analizie zbadano najpierw znaczenie poszczególnych grup zmiennych oraz możliwych interakcji występujących pomiędzy nimi. W tym celu analiza była prowadzona w kilku etapach. Zbudowano 4 modele regresji. W modelu 1 uwzględniono tylko zmienną charakteryzującą poziom wykształcenia, w modelu 2 włączono zmienną „sytuacja materialna”, w modelu 3 włączono grupę zmiennych opisujących sytuację rodzinną i strukturę gospodarstwa domowego, a model 4 zawiera wyniki dla wszystkich zmiennych łącznie (tabl. 1).

Wysokie wartości występujące w modelu 1 potwierdzają bardzo duży wpływ poziomu wykształcenia na wyniki samooceny stanu zdrowia. Szansa negatywnych ocen stanu zdrowia w przypadku osób z niskim poziomem wykształcenia jest wielokrotnie większa w porównaniu do osób legitymujących się wykształceniem wyższym. Wyniki te uległy obniżeniu, gdy do modelu włączona została zmienna charakteryzująca sytuację materialną rodziny. Świadczy to o tym, że wpływ poziomu wykształcenia na stan zdrowia jest redukowany przez sytuację ekonomiczną rodziny. W 2004 r. dla osób z najniższym wykształceniem nastąpiło obniżenie wskaźnika OR z poziomu 3,7 do 2,8 dla kobiet oraz z poziomu 3,5 do 2,6 dla mężczyzn. Jednocześnie warto zauważyć wzrost różnic w ocenach zdrowia związanych z wykształceniem w 2004 r. w porównaniu z 1996 r. oraz zmniejszenie różnic wynikających z sytuacji materialnej.

TABL. 1. ODDS RATIO DLA WYSTĄPIENIA SRH PONIŻEJ DOBREGO W POPULACJI OSÓB W WIEKU 25 LAT I WIĘCEJ

Charakterystyka	1996				2004			
	model 1	model 2	model 3	model 4	model 1	model 2	model 3	model 4
Mężczyźni								
Poziom wykształcenia	(**)	(**)	(**)	(**)	(**)	(**)	(**)	(**)
wyższe	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
połicealne i średnie	1,964	1,760	1,691	1,701	1,863	1,621	1,540	1,552
zasadnicze zawodowe	2,265	1,866	1,767	1,813	2,536	1,969	1,821	1,855
(gimnazjalne), podstawowe i poniżej podstawowego	2,952	2,278	2,093	2,210	3,553	2,589	2,381	2,437
Sytuacja materialna	x	(**)	(**)	(**)	x	(**)	(**)	(**)
dobra i bardzo dobra	x	1,000	1,000	1,000	x	1,000	1,000	1,000
średnia, żyją oszczędnie	x	1,772	1,771	1,790	x	1,699	1,706	1,716
zła i bardzo zła	x	2,560	2,567	2,662	x	2,462	2,450	2,433
Aktywność fizyczna	x	x	(**)	(**)	x	x	(**)	(**)
duża	x	x	1,000	1,000	x	x	1,000	1,000
umiarkowana	x	x	1,177	1,188	x	x	1,600	1,609
brak	x	x	1,466	1,501	x	x	1,228	1,221
Palenie tytoniu	x	x	(**)	(**)	x	x	(**)	(**)
nie pali	x	x	1,000	1,000	x	x	1,000	1,000
palił	x	x	1,144	1,133	x	x	1,106	1,098
pali	x	x	1,436	1,405	x	x	1,445	1,437
BMI	x	x	(**)	(**)	x	x	(**)	(**)
waga w normie	x	x	1,000	1,000	x	x	1,000	1,000
niedowaga	x	x	1,308	1,343	x	x	1,716	1,723
nadwaga	x	x	1,153	1,115	x	x	1,105	1,110
Stan cywilny	x	x	x	(**)	x	x	x	(ns)
żonaty	x	x	x	1,000	x	x	x	1,000
kawaler	x	x	x	0,588	x	x	x	0,909
owdowiali/rozwiedzeni	x	x	x	0,608	x	x	x	0,995
Gospodarstwo 1-osobowe	x	x	x	(ns)	x	x	x	(**)
nie	x	x	x	1,000	x	x	x	1,000
tak	x	x	x	1,069	x	x	x	1,236
Dzieci w gospodarstwie domo- wym	x	x	x	(**)	x	x	x	(**)
z dziećmi	x	x	x	1,000	x	x	x	1,000
bez dzieci	x	x	x	1,372	x	x	x	1,157

(**) — zmienna istotna statystycznie na poziomie Sig. ≤ 0,01; (ns) — zmienna nieistotna statystycznie.

**TABL. 1. ODDS RATIO DLA WYSTĄPIENIA SRH PONIŻEJ DOBREGO W POPULACJI OSÓB
W WIEKU 25 LAT I WIĘCEJ (dok.)**

Charakterystyka	1996				2004			
	model 1	model 2	model 3	model 4	model 1	model 2	model 3	model 4
Kobiety								
Poziom wykształcenia	(**)	(**)	(**)	(**)	(**)	(**)	(**)	(**)
wyższe	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
policealne i średnie	1,956	1,747	1,658	1,659	1,832	1,588	1,505	1,505
zasadnicze zawodowe.....	2,775	2,204	2,031	2,040	2,744	2,129	1,961	1,982
(gimnazjalne), podstawowe i poniżej podstawowego	3,476	2,624	2,342	2,357	3,714	2,754	2,472	2,529
Sytuacja materialna	x	(**)	(**)	(**)	x	(**)	(**)	(**)
dobra i bardzo dobra	x	1,000	1,000	1,000	x	1,000	1,000	1,000
średnia, żyją oszczędnie	x	1,793	1,796	1,828	x	1,701	1,694	1,700
zła i bardzo zła	x	3,144	3,192	3,345	x	2,706	2,632	2,644
Aktywność fizyczna	x	x	(**)	(**)	x	x	(**)	(**)
duża	x	x	1,000	1,000	x	x	1,000	1,000
umiarkowana	x	x	1,124	1,138	x	x	1,551	1,568
brak	x	x	1,435	1,457	x	x	1,136	1,143
Palenie tytoniu	x	x	(**)	(**)	x	x	(**)	(**)
nie pali	x	x	1,000	1,000	x	x	1,000	1,000
pała	x	x	1,064	1,061	x	x	1,205	1,190
pali	x	x	1,184	1,178	x	x	1,197	1,188
BMI	x	x	(**)	(**)	x	x	(**)	(**)
waga w normie	x	x	1,000	1,000	x	x	1,000	1,000
niedowaga	x	x	1,056	1,073	x	x	1,281	1,288
nadwaga	x	x	1,500	1,473	x	x	1,484	1,486
Stan cywilny	x	x	x	(**)	x	x	x	(ns)
zamężna	x	x	x	1,000	x	x	x	1,000
panna	x	x	x	0,815	x	x	x	0,935
owdowiałe/rozwidzione	x	x	x	0,861	x	x	x	1,030
Gospodarstwo 1-osobowe	x	x	x	(**)	x	x	x	(ns)
nie	x	x	x	1,000	x	x	x	1,000
tak	x	x	x	0,859	x	x	x	0,930
Dzieci w gospodarstwie domo- wym	x	x	x	(**)	x	x	x	(**)
z dziećmi	x	x	x	1,000	x	x	x	1,000
bez dzieci	x	x	x	1,405	x	x	x	1,216

(**) — zmienna istotna statystycznie na poziomie $Sig. \leq 0,01$; (ns) — zmienna nieistotna statystycznie.

Źródło: obliczenia własne na podstawie wyników badań stanu zdrowia zrealizowanych przez GUS w latach 1996 i 2004.

Dodanie zmiennych z grupy charakteryzującej styl życia nie miało natomiast istotnego wpływu na poziom ocen uzyskanych w modelu wcześniejszym. Nie- wielki spadek wskaźników OR, który wystąpił dla poszczególnych kategorii wykształcenia wskazuje na możliwe powiązanie z zachowaniami prozdrowot- nymi (aktywność fizyczna, waga w normie, niepalenie tytoniu). Warto zauwa- żyć, że wszystkie zmienne z grupy „styl życia” są istotne statystycznie, a wzrost OR w 2004 r. w porównaniu do 1996 r. może świadczyć o rosnącym znaczeniu tej grupy czynników.

Zmienne charakteryzujące sytuację życiową respondenta (model 4) nie miały wpływu na poziom uzyskanych ocen OR. Ponadto zmienne „stan cywilny” oraz

„gospodarstwa 1-osobowe” były nieistotne dla oceny stanu zdrowia w 2004 r. Obecność dzieci w gospodarstwie domowym w obydwu badaniach była zmienną istotną i sprzyjała lepszym ocenom stanu zdrowia.

WYNIKI ANALIZY REGRESJI LOGISTYCZNEJ WEDŁUG GRUP WIEKU

Wśród analizowanych zmiennych najbardziej ujawniło się znaczenie niskiego poziomu wykształcenia oraz złej sytuacji finansowej gospodarstwa domowego. Zwiększały one istotnie ryzyko niskiej samooceny stanu zdrowia. Znaczenie tych kategorii zmiennych było ważne zarówno dla kobiet, jak i mężczyzn we wszystkich grupach wieku, ale w analizowanych latach nastąpiły pewne przesunięcia (tabl. 2 i 3).

W 1996 r. ryzyko *OR* subiektywnej oceny zdrowia jako „takie sobie” lub „złe”, gdy sytuacja materialna rodziny była niekorzystna, w porównaniu z „bardzo dobrą lub dobrą”, dla kobiet w wieku 25—69 lat było na poziomie powyżej 3,0 (najwyższy wskaźnik *OR* = 3,6 był dla kobiet w wieku 55—69 lat). W 2004 r. obniżyło się ono do wartości 2,2 (dla wieku 25—39 lat) oraz — 2,7 (dla kobiet w wieku: 30—44 lata i 55—69 lat). Tylko wśród kobiet najstarszych w wieku 70 lat i więcej wskaźnik *OR* wzrósł (z 2,9 do 3,5). Dla mężczyzn zmiany są mniej istotne, a znaczenie czynnika ekonomicznego — podobnie jak dla kobiet — wzrasta wraz z wiekiem.

Waga niskiego poziomu wykształcenia dla wystąpienia negatywnych ocen stanu zdrowia pozostawała w 1996 r. na zbliżonym poziomie w przypadku obu płci. W 2004 r. wartość wskaźnika *OR* wzrosła zdecydowanie wśród kobiet, podczas gdy dla mężczyzn nie odnotowano istotnych zmian (z wyjątkiem mężczyzn młodszych, dla których różnice pogłębiły się). Szansa na ocenę zdrowia poniżej „dobrego” w 2004 r. wśród kobiet z wykształceniem gimnazjalnym lub podstawowym była od 2,5 do 3,0 razy wyższa niż wśród kobiet z wykształceniem wyższym. Wartość wskaźnika *OR* dla osób z wykształceniem zasadniczym zawodowym znajdowała się na poziomie bliskim 2,0, a z wykształceniem policealnym i średnim — 1,4 i 1,8. Warto zauważyć, że obserwuje się pogłębianie różnic tylko pomiędzy skrajnymi kategoriami wykształcenia. Wyniki uzyskane dla kobiet najstarszych (istotne statystycznie i duże różnice w poziomie *OR* w 1996 r. oraz nieistotność zmiennej w 2004 r.) mogą mieć niewielką wartość poznawczą ze względu na mało liczną grupę kobiet z wyższym wykształceniem w wieku 70 lat i więcej w próbie (np. w 1996 r. 3,8%, $n = 23$). Wyniki uzyskane dla mężczyzn w wieku 70 lat i więcej, chociaż istotne statystycznie mają także pewne ograniczenia. Z uwagi na dużą rozpiętość wiekową tej grupy oraz dominujący w niej udział osób w wieku 70—80 lat, wyniki nie są reprezentatywne dla najstarszych.

Wśród zmiennych związanych ze stylem życia najbardziej znacząca dla uzyskanych wyników okazała się „aktywność fizyczna”. W szczególności brak jakichkolwiek dłużej trwających zajęć związanych z ruchem, w czasie wolnym,

**TABL. 2. WYNIKI ANALIZY REGRESJI LOGISTYCZNEJ W ZAKRESIE SAMOOCENY STANU ZDROWIA PONIŻEJ DOBREGO
WEDŁUG PŁCI I GRUP WIEKU W 1996 R.**

Charakterystyka	Mężczyźni										Kobiety					
	grupy wiekowe															
	25—39 lat		40—54		55—69		70 lat i więcej		25—39 lat		40—54		55—69		70 lat i więcej	
	Sig.	OR	Sig.	OR	Sig.	OR	Sig.	OR	Sig.	OR	Sig.	OR	Sig.	OR	Sig.	OR
Poziom wykształcenia:																
wyższe	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,02	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00
policealne i średnie	0,00	1,72	0,00	1,70	0,00	1,71	0,02	2,48	0,00	1,74	0,00	1,59	0,00	1,74	0,00	1,74
zasadnicze zawodowe	0,00	1,71	0,00	1,92	0,00	2,41	0,08	2,06	0,00	1,95	0,00	2,29	0,00	2,85	0,03	3,86
podstawowe i poniżej pod- stawowego	0,00	2,22	0,00	2,40	0,00	2,34	0,00	2,73	0,00	2,18	0,00	2,62	0,00	2,36	0,00	6,34
Sytuacja materialna:																
dobra i bardzo dobra	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00
średnia, żyją oszczędnie	0,00	1,53	0,00	1,87	0,00	1,79	0,00	1,99	0,00	1,64	0,00	1,72	0,00	2,50	0,00	1,76
zła i bardzo zła	0,00	2,32	0,00	2,79	0,00	2,26	0,00	2,96	0,00	3,12	0,00	3,28	0,00	3,57	0,00	2,87
Aktywność fizyczna:																
duża	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,01	1,00	0,00	1,00	0,03	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00
umiarkowana	0,04	1,53	0,09	1,15	0,01	1,39	0,13	1,44	0,01	1,22	0,58	1,05	0,02	1,35	0,29	1,34
brak	0,00	2,32	0,00	1,37	0,00	1,78	0,00	1,96	0,00	1,63	0,01	1,23	0,00	1,73	0,00	2,47
Palenie tytoniu:																
nie pali	0,16	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,10	1,00	0,00	1,00	0,92	1,00	0,00	1,00	0,68	1,00
pali/paliła	0,87	1,01	0,23	1,11	0,31	1,14	0,48	1,17	0,03	1,15	0,74	1,02	0,00	0,64	0,38	0,68
pali	0,09	1,21	0,00	1,46	0,00	1,54	0,03	1,50	0,00	1,32	0,75	1,03	0,23	1,24	0,99	1,00
BMI:																
waga w normie	0,31	1,00	0,00	1,00	0,10	1,00	0,05	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,31	1,00
niedowaga	0,14	0,73	0,00	2,58	0,07	1,91	0,06	2,29	0,90	1,01	0,00	1,49	0,27	1,35	0,54	1,22
nadwaga	0,73	1,03	0,10	1,12	0,36	0,91	0,09	1,39	0,00	1,36	0,00	1,60	0,00	1,41	0,22	0,81
Stan cywilny:																
żonaty/zamężna	0,14	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,02	1,00	0,50	1,00	0,91	1,00	0,47	1,00	0,00	1,00
kawaler/panna	0,05	0,79	0,00	0,59	0,00	0,37	0,66	0,75	0,28	0,87	0,88	1,03	0,60	0,84	0,00	0,19
wdowcy/wdowy/rozwiędze- ni/rozwiędzione	0,48	0,84	0,10	0,76	0,10	0,71	0,00	0,52	0,55	0,93	0,67	1,04	0,22	0,85	0,00	0,46
Gospodarstwa 1-osobowe:																
nie	x	1,00	x	1,00	x	1,00	x	1,00	x	1,00	x	1,00	x	1,00	x	1,00
tak	0,56	1,13	0,53	1,13	0,51	1,17	0,94	0,98	0,85	0,95	0,78	0,94	0,99	1,00	0,10	1,39
Dzieci w gospodarstwie do- mowym:																
z dziećmi	x	1,00	x	1,00	x	1,00	x	1,00	x	1,00	x	1,00	x	1,00	x	1,00
bez dzieci	0,09	1,20	0,02	1,19	0,11	1,23	0,02	1,70	0,01	1,32	0,00	1,27	0,33	1,14	0,84	1,05

Źródło: obliczenia własne na podstawie „Badania stanu zdrowia z 1996 r.” GUS.

**TABL. 3. WYNIKI ANALIZY REGRESJI LOGISTYCZNEJ W ZAKRESIE SAMOOCENY STANU ZDROWIA PONIŻEJ DOBREGO
WEDŁUG PŁCI I GRUP WIEKU W 2004 R.**

Charakterystyka	Mężczyźni												Kobiety			
	grupy wiekowe															
	25—39 lat		40—54		55—69		70 lat i więcej		25—39 lat		40—54		55—69		70 lat i więcej	
	Sig.	OR	Sig.	OR	Sig.	OR	Sig.	OR	Sig.	OR	Sig.	OR	Sig.	OR	Sig.	OR
Poziom wykształcenia:																
wyższe	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,27	1,00
politeczne i średnie	0,00	1,97	0,16	1,21	0,00	1,69	0,01	2,05	0,01	1,42	0,00	1,47	0,00	1,78	0,12	1,75
zasadnicze zawodowe	0,00	2,10	0,00	1,66	0,00	1,89	0,32	1,34	0,00	1,99	0,00	2,02	0,00	2,15	0,28	1,65
podstawowe i poniżej podstawowego	0,00	2,64	0,00	2,07	0,00	2,52	0,00	3,47	0,00	2,65	0,00	3,01	0,00	2,83	0,51	1,23
Sytuacja materialna:																
dobra i bardzo dobra	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,01	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00
średnia, żyją oszczędnie	0,00	1,72	0,00	1,77	0,00	1,58	0,01	1,60	0,00	1,40	0,00	1,88	0,00	1,66	0,00	2,02
zła i bardzo zła	0,00	1,96	0,00	2,39	0,00	3,19	0,01	2,36	0,00	2,26	0,00	2,71	0,00	2,67	0,00	3,46
Aktywność fizyczna:																
duża	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,02	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00
umiarkowana	0,15	1,20	0,08	1,17	0,01	1,37	0,07	1,46	0,24	0,89	0,02	1,18	0,00	1,43	0,04	1,51
brak	0,00	1,59	0,00	1,52	0,00	1,64	0,00	2,81	0,09	1,23	0,00	1,39	0,00	2,37	0,00	3,05
Palenie tytoniu:																
nie pali	0,00	1,00	0,10	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,10	1,00	0,60	1,00	0,41	1,00
pali/paliła	0,81	0,97	0,15	1,15	0,19	1,19	0,12	0,69	0,00	1,36	0,12	1,12	0,48	1,09	0,29	0,68
pali	0,00	1,53	0,03	1,25	0,00	1,72	0,02	1,56	0,02	1,32	0,06	1,18	0,37	1,12	0,34	0,79
BMi:																
waga w normie	0,12	1,00	0,11	1,00	0,02	1,00	0,04	1,00	0,01	1,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,31	1,00
niedowaga	0,06	1,74	0,17	1,48	0,02	3,07	0,83	1,12	0,02	1,29	0,04	1,31	0,06	1,75	0,19	0,68
nadwaga	0,27	1,13	0,08	1,15	0,06	1,22	0,01	0,64	0,01	1,33	0,00	1,47	0,00	1,70	0,66	1,07
Stan cywilny:																
żonaty/zamężna	0,01	1,00	0,65	1,00	0,24	1,00	0,51	1,00	0,25	1,00	0,92	1,00	0,18	1,00	0,18	1,00
kawaler/panna	0,44	1,14	0,48	0,91	0,28	0,73	0,26	0,53	0,96	0,99	0,92	0,98	0,06	0,64	0,07	0,50
wdowcy/wdowy/rozwódzeni/rozwódzone	0,00	2,82	0,68	1,08	0,13	0,73	0,52	0,83	0,10	1,31	0,70	1,04	0,63	0,94	0,66	0,92
Gospodarstwa 1 osobowe:																
nie	x	1,00	x	1,00	x	1,00	x	1,00	x	1,00	x	1,00	x	1,00	x	1,00
tak	0,65	1,13	0,14	1,30	0,02	1,77	0,87	1,06	0,76	1,10	0,61	0,91	0,99	1,00	0,51	1,14
Dzieci w gospodarstwie domowym:																
z dziećmi	x	1,00	x	1,00	x	1,00	x	1,00	x	1,00	x	1,00	x	1,00	x	1,00
bez dzieci	0,36	1,16	0,68	1,04	0,91	1,02	0,43	1,28	0,01	1,38	0,16	1,11	0,99	1,00	0,22	1,35

Źródło: obliczenia własne na podstawie „Badania stanu zdrowia z 2004 r.” GUS.

łączył się z niezadowoleniem ze swojego stanu zdrowia. W większości rozważanych grup wiekowych nie były natomiast istotne różnice w poziomie wskaźnika *OR* pomiędzy osobami z dużą i umiarkowaną aktywnością fizyczną. Należy pamiętać, że mała aktywność fizyczna mogła być wynikiem występujących problemów zdrowotnych, w szczególności wśród osób starszych. Dlatego przy interpretacji uzyskanych wskaźników *OR* dla tej zmiennej należy zachować pewną ostrożność. Podobna uwaga dotyczy wyników uzyskanych dla zmiennej *BMI* w zakresie uzyskanych ocen *OR* dla kategorii „niedowaga”. Niska waga w wielu przypadkach jest skutkiem złego stanu zdrowia i wyniszczenia organizmu chorobą. Taka zależność mogła wystąpić w uzyskanych wynikach dla 2004 r. w przypadku mężczyzn w wieku 70 lat i więcej. Mężczyźni z nadwagą w tym wieku mają większe szanse na pozytywne oceny stanu zdrowia niż pozostali. Zasadniczo zmienna „wskaźnik masy ciała” była nieistotna dla mężczyzn, a istotna dla kobiet (z wyjątkiem grupy najstarszej). Waga w normie dla kobiet łączyła się z lepszymi samoocenami stanu zdrowia w porównaniu do wyników pań z nadwagą i niedowagą.

Palenie papierosów okazało się nieistotne statystycznie dla uzyskanych ocen wśród kobiet we wszystkich grupach wieku, poza najmłodszą. Miało ono natomiast znaczenie w obydwu analizowanych latach dla mężczyzn. Palenie papierosów przez mężczyzn, w porównaniu z osobami niepalącymi, zwiększało ryzyko wystąpienia niskiej samooceny stanu zdrowia o ok. 50%, w porównaniu z osobami niepalącymi. Różnice w poziomie wskaźnika *OR* dla mężczyzn, którzy przestali palić i dla kategorii referencyjnej osób niepalących były na ogół nieistotne statystycznie.

Analizując trzecią grupę zmiennych odnoszących się do sytuacji życiowej, opisaną przez stan cywilny i skład gospodarstwa domowego, można dostrzec wyraźny spadek znaczenia tych zmiennych dla subiektywnych ocen stanu zdrowia w 2004 r. w porównaniu do wyników uzyskanych dla 1996 r. Stan cywilny jako czynnik różnicujący samoocenę stanu zdrowia był nieistotny we wszystkich grupach wieku kobiet (z wyjątkiem kobiet najstarszych w 1996 r.). Większe znaczenie stanu cywilnego odnotowano w ocenach mężczyzn.

Zasadniczo oceny stanu zdrowia dokonane przez mężczyzn żonatych nie różniły się istotnie lub były gorsze od ocen pozostałych mężczyzn. Oznacza to, że mniejsze ryzyko negatywnej samooceny stanu zdrowia wśród mężczyzn występowało wśród kawalerów, wdowców i rozwiedzionych niż wśród mężczyzn żonatych, szczególnie w 1996 r. Podobne tendencje, aczkolwiek nieistotne statystycznie, zaobserwowano wśród kobiet. W grupie kobiet w wieku 70 lat i więcej wyniki były istotne statystycznie i panny miały 5-krotnie wyższą szansę na oceny pozytywne stanu zdrowia niż mężatki, a kobiety rozwiedzione i wdowy — dwukrotnie wyższą.

Wyniki uzyskane w kategorii zmiennej „stan cywilny” są trudne do interpretacji i nie znajdują potwierdzenia w literaturze. Ponadto należy poczynić tu dwie uwagi. Po pierwsze, istotność wyniku dla mężczyzn w wieku 25–39 lat może być

przypadkowa ze względu na małą liczebność kategorii „rozwiedziony i wdowiec”. Po drugie, połączenie tych dwóch kategorii, występujące w dostępnym zbiorze danych, ogranicza pełniejszą analizę znaczenia stanu cywilnego dla stanu zdrowia w ogóle, a szczególnie w grupach osób w wieku średnim i starszych.

Wskaźniki uzyskane dla zmiennej odnoszącej się do struktury gospodarstwa domowego pozostają nieistotne statystycznie i wskazują raczej na negatywny związek pomiędzy uzyskanymi ocenami stanu zdrowia a mieszkaniem w gospodarstwach jednoosobowych oraz w gospodarstwach domowych bez dzieci. Obecność dzieci w domu może współwystępować z lepszymi samoocenami stanu zdrowia, głównie wśród kobiet młodszych i w średnim wieku. Na ogół jednak różnice w uzyskanych wartościach wskaźnika *OR* były nieznaczące, szczególnie w 2004 r. Pewna niezgodność pomiędzy wynikami uzyskanymi dla stanu cywilnego oraz typu gospodarstwa domowego może być wynikiem tego, iż osoby rozwiedzione, owdowiałe, a także panny i kawalerowie często nie mieszkają samotnie. Weryfikacja powiązań pomiędzy tymi czynnikami wymagałaby bardziej szczegółowych danych i dalszych, pogłębionych analiz.

RYZIKO POPULACYJNE

PAR jest miarą hipotetyczną i pozwala na oszacowanie skali zmian w ocenach stanu zdrowia, które miałyby miejsce, gdyby w populacji osób w wieku 25 lat i więcej wszyscy mieli taki stan zdrowia, jak odnotowany dla kategorii referencyjnej, tzn. z najlepszą oceną zdrowia. Jako kategorie referencyjne posłużyły: wykształcenie wyższe, dobra i bardzo dobra sytuacja materialna, duża aktywność fizyczna, niepalenie papierosów oraz waga w normie. Przedstawione wartości *PAR* oznaczają udział negatywnych ocen zdrowia, które byłyby do uniknięcia, gdyby wszystkie grupy ludności miały najwyższy, notowany w danym roku w populacji, poziom ocen zdrowia (tabl. 4).

Uzyskane wyniki potwierdziły podstawowe znaczenie poziomu wykształcenia jako czynnika różnicującego oceny stanu zdrowia zarówno dla mężczyzn, jak i kobiet. Widoczne jest także rosnące wraz z wiekiem respondentów znaczenie tego czynnika. Gdyby wszystkie kobiety w 2004 r. miały taki poziom zdrowia, jak kobiety z wyższym wykształceniem wówczas, udział ocen zdrowia poniżej „dobrego” zmniejszyłby się o ponad 50% dla kobiet w wieku 25—39 lat i 40—54 lata oraz o 64% dla kobiet w wieku 55—69 lat. W 1996 r. redukcja negatywnych ocen zdrowia wśród kobiet byłaby nieco niższa i wynosiłaby odpowiednio od 44% do 55% w zależności od grupy wieku. Wskaźniki *PAR* dla mężczyzn w latach 1996 i 2004 pozostawały na zbliżonym poziomie (43—48% w grupie wiekowej 25—39 lat do 63% dla mężczyzn najstarszych w wieku 70 lat i więcej). Uzyskane wyniki mogą potwierdzać ważność wyższego wykształcenia jako długookresowego, w swoich skutkach, prozdrowotnego czynnika, który pełni rolę pośredniczącą dla stylu i warunków życia, charakteru pracy i ogólnie świadomości prozdrowotnej.

Porównywalne oddziaływanie na zróżnicowanie stanu zdrowia odnotowano dla sytuacji materialnej w 1996 r. Znaczenie tego czynnika w 2004 r. wyraźnie uległo obniżeniu, szczególnie w młodszych grupach wiekowych, gdzie poprawa sytuacji materialnej w całej populacji dała spadek ocen negatywnych o blisko jedną trzecią. Czynniki ten miał natomiast bardzo duże znaczenie dla kobiet w wieku 55—69 lat oraz powyżej 70 lat, dla których zanotowano spadek udziału negatywnych ocen stanu zdrowia nawet o ponad 60%.

Wyniki dotyczące stylu życia mogą stanowić potwierdzenie potrzeby działań profilaktycznych mających na celu poprawę stanu zdrowia w populacji poprzez zmianę nawyków żywieniowych, sposobu spędzania wolnego czasu oraz ograniczenie palenia papierosów.

**TABL. 4. ZNACZENIE ZMIENNYCH ISTOTNYCH STATYSTYCZNIE
DLA WYSTĘPOWANIA NEGATYWNYCH OCEN STANU ZDROWIA
W POPULACJI —PAR DLA PŁCI I GRUP WIEKU W %**

Charakterystyka	Mężczyźni				Kobiety			
	grupy wiekowe							
	25—39 lat	40—54	55—69	70 lat i więcej	25—39 lat	40—54	55—69	70 lat i więcej
1996								
Poziom wykształcenia — wyższe	42,7	48,3	53,6	61,4	44,4	51,5	55,2	(na)
Sytuacja materialna — dobra i bardzo dobra....	37,4	48,4	42,6	48,6	44,5	48,6	60,0	47,4
Aktywność fizyczna — duża	36,3	12,8	23,8	(na)	22,6	9,5	31,7	(na)
Palenie tytoniu — nie pali	(ns)	11,2	15,0	(ns)	14,6	(ns)	13,8	(ns)
BMI — waga w normie	(ns)	7,6	–0,2	17,0	19,4	33,9	26,5	(ns)
2004								
Poziom wykształcenia — wyższe	47,9	34,4	48,7	63,1	51,9	56,1	63,8	(ns)
Sytuacja materialna — dobra i bardzo dobra ...	33,5	39,4	38,9	33,4	18,3	34,6	45,7	65,9
Aktywność fizyczna — duża	20,9	19,4	27,4	(na)	1,2	14,1	34,2	(ns)
Palenie tytoniu — nie pali	16,5	(ns)	21,4	4,3	13,2	7,1	(ns)	(ns)
BMI — waga w normie	(ns)	(ns)	13,7	–18,9	9,4	15,0	27,1	(ns)

(ns) — zmienna nieistotna statystycznie; (na) — z powodów merytorycznych (mała liczebność lub inne powiązania) PAR dla tej zmiennej nie był wyznaczany.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z tabl. 2 i 3.

Przy omawianiu znaczenia PAR dla negatywnych ocen zdrowia należy po-
czynić uwagę dotyczącą możliwego obciążenia wyników przez zjawisko selekcji
związanej ze stanem zdrowia. Problemy zdrowotne mogą być powodem trudno-

ści w podjęciu pracy zawodowej, a zatem wpływają na gorszą sytuację materialną rodziny. W wyniku problemów zdrowotnych może występować ograniczona aktywność fizyczna i nadwaga.

Podsumowanie

Wyniki analizy ujawniły istotne znaczenie czynników społecznych i warunków ekonomicznych w wyjaśnieniu nierówności w stanie zdrowia populacji osób w wieku 25 lat i więcej notowane w Polsce w latach 1996 i 2004. Uzyskane oceny parametrów były zróżnicowane ze względu na płeć oraz wiek respondentów, co potwierdziło zasadność przyjętej stratyfikacji danych według płci oraz grup wieku.

Wśród analizowanych czynników najbardziej znaczący był niski poziom wykształcenia respondenta oraz zła sytuacja finansowa gospodarstwa domowego, które zwielokrotniały ryzyko wystąpienia negatywnej oceny stanu zdrowia, zarówno wśród kobiet jak i mężczyzn. Znaczenie tych czynników narastało wraz z wiekiem, co może świadczyć o kumulacyjnym efekcie wpływu na stan zdrowia trudnej sytuacji materialnej oraz niskiego poziomu wykształcenia. Warto podkreślić rosnącą rolę poziomu wykształcenia i powiększających się różnic pomiędzy stanem zdrowia osób z wykształceniem wyższym w porównaniu z osobami o najniższym poziomie wykształcenia.

Wśród zmiennych charakteryzujących styl życia najbardziej znaczące było aktywne spędzanie czasu wolnego dla mężczyzn oraz waga w normie dla kobiet. Role rodzinne określone na podstawie stanu cywilnego oraz obecności dzieci w rodzinie były na ogół nieistotne dla wyjaśniania zróżnicowania stanu zdrowia, a uzyskane relacje często nie pozwalały na jednoznaczne oceny.

W planowanych przez GUS kolejnych badaniach stanu zdrowia w Polsce interesujące wydaje się podjęcie oceny stanu zdrowia w kontekście nowych czynników i występujących powiązań. Wśród nich ważne jest badanie znaczenia wsparcia społecznego i psychicznego.

Nowy kierunek badań nad uwarunkowaniami stanu zdrowia, który pozwoliłby pogłębić analizę czynników mających wpływ na różnice w zdrowiu wyznacza projekt umiejscowienia i poziomu kontroli (*locus of control*), który wiąże się z poczuciem odpowiedzialności za swoje życie i zdrowie. Czynnik ten, z natury psychologiczny, może stanowić dobre wyjaśnienie występujących różnic w stanie zdrowia związanych z poziomem wykształcenia.

Niezbędna staje się także analiza zmian w stanie zdrowia oraz konstrukcja szczegółowej statystyki dla coraz starszych grup wiekowych. Wymaga to danych statystycznych o dostatecznej precyzji dla grupy wiekowej znacznie wyższej niż 70 lat czy 75 lat.

LITERATURA

- Alexopoulos E. C., Geitona M. (2009), *Self-rated health: inequalities and potential determinants*, „International Journal Environmental Research Public Health”, vol. 6 (9)
- Arber S., Cooper H. (2000), *Gender and inequalities in health across the lifecourse*, [w:] E. Annandale, K. Hunt, eds., „Gender Inequalities in Health”, Buckingham, Open University Press
- Benyamini Y., Idler E. L. (1999), *Community studies reporting association between self-rated health and mortality*, „Research in Aging”, No. 16
- Bobak M., Marmot M. (1996), *East-West mortality divide and its potential explanations: proposed research agenda*, „British Medical Journal”, No. 312
- Bobak M., Pikhart H., Hertzman C., Rose R., Marmot M. (1998), *Socioeconomic factors, perceived control and self-reported health in Russia. A cross-sectional survey*, „Social Science and Medicine”, vol. 47 (2)
- Bobak M., Pikhart H., Rose R., Hertzman C., Marmot M. (2000), *Socioeconomic factors, material inequalities, and perceived control in self-rated health: cross-sectional data from seven post-communist countries*, „Social Science and Medicine”, vol. 51(9)
- Carlson P. (1998), *Self-perceived health in East and West Europe: another European health divide*, „Social Science and Medicine”, No. 46
- Cockerham W. C. (2000), *Health lifestyles in Russia*, „Social Science and Medicine”, No. 51
- De Bruin A., Picavet H. S. J., Nossikoy A. (1996), *Health interview surveys: Towards international harmonization of methods and instruments*, „European Series”, No. 58, WHO Regional Publications, Copenhagen
- De Salvo K. B., Bloser N., Reynolds K., He J., Muntner P. (2006), *Mortality prediction with a single general self-rated health question. A meta-analysis*, „Journal of General Internal Medicine”, No. 21
- Gilmore A., McKee M., Rose R. (2002), *Determinants of and inequalities in self-perceived health in Ukraine*, „Social Science and Medicine”, vol. 55 (12)
- Stan zdrowia ludności Polski w 1996 r. (1997), GUS, „Informacje i Opracowania Statystyczne”
- Stan zdrowia ludności Polski w 2004 r. (2006), GUS, „Informacje i Opracowania Statystyczne”
- Hosmer D. W., Lemeshow S. (2000), *Applied logistic regression*, John Wiley & Sons, Inc.
- Idler E. L., Benyamini Y. (1997), *Self-rated health and mortality: A review of twenty-seven community studies*, „Journal of Health and Social Behaviour”, No. 38
- Khlat M., Sermet C., LePape A. (2000), *Women's health in relation with their family and work roles: France in the early 1990 s.*, „Social Science and Medicine”, No. 50
- Kopp H. S., Skrabski A., Szedmak S. (2000), *Psychosocial risk factors, inequality and self-rated morbidity in changing society*, „Social Science and Medicine”, No. 51
- Krause M. N., Jay G. M. (1994), *What do Global Self-Rated Health Items Measure?*, „Medical Care”, vol. 32 (9)
- Kunst A. E., Mackenbach J. P. (1995), *Measuring socioeconomic inequalities in health*, WHO Regional Office Europe, Copenhagen
- Lahelma E., Arber S., Kivela K., Ross E. (2000), *Combining work and family among British and Finnish women: double health burden or double buffert?*, Paper prepared for the CICRED seminar on „Social and economic patterning of health among women”, Tunis, 20—22 January 2000
- Leinsalu M. (2002), *Social variation in self-rated health in Estonia: a cross-sectional study*, „Social Science and Medicine”, vol. 55 (5)
- Mackenbach J. P., Kunst A. E., Cavelaars A., E. J. M., Groenhouf F., Geurts J. J. and the EU Working Groups on Socioeconomic Inequalities in Health (1997), *Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in western Europe*, „Lancet”, No. 349

- Manderbacka K., Lundberg O. (1996), *Examining points of reference of self-rated health among the Swedish oldest old*, „Archives of Gerontology and Geriatrics”, No. 23
- Manderbacka K., Lahelma E., Martikainen P. (1998), *Examining the continuity of self-rated health*, „International Journal of Epidemiology”, No. 27
- Manderbacka K., Lundberg O., Martikainen P. (1999), *Do risk factors and health behaviours contribute to self-ratings of health?*, „Social Science and Medicine”, vol. 48 (12)
- Martikainen M. G., Aromaa A., Heliovaara M., Dlaukka T., Knekt P., Maatele J., Lahelma E. (1999), *Reliability of perceived health by sex and age*, „Social Science and Medicine”, vol. 48 (8)
- McFadden E., Luben R., Bingham S., Wareham N., Kinmonth A. L., Khaw K. T. (2008), *Social inequalities in self-rated health by age: cross-sectional study of 22,457 middle-aged men and women*, „BMC Public Health”, No. 8
- McFadden E., Luben R., Bingham S., Wareham N., Kinmonth A. L., Khaw K. T. (2009), *Does the association between self-rated health and mortality vary by social class?*, „Social Science and Medicine”, vol. 68 (2)
- Power C., Matthews S., Manor O. (1998), *Inequalities in self-rated health: explanations from different stages of life*, „Lancet”, No. 351
- Singh-Manoux A., Dugravot A., Shipley M. J., Ferrie J. E., Martikainen P., Goldberg M., Zins M. (2007), *The association between self-rated health and mortality in different socioeconomic groups in the GAZEL cohort study*, „International Journal of Epidemiology”, No. 36
- Singh-Manoux A., Martikainen P., Ferrie J., Zins M., Marmot M., Goldberg M. (2006), *What does self-rated health measure? Results from the British Whitehall II and French Gazel cohort studies*, „Journal of Epidemiology and Community Health”, No. 60
- Stronks K., van de Mheen H., Van Den Bos J., Mackenbach J. P. (1997), *The interrelationship between income, health and employment status*, „International Journal of Epidemiology”, vol. 26 (3)
- Svedberg P., Bardage C., Sandin S., Pedersen N. L. (2006), *A prospective study of health, life-style and psychosocial predictors of self-rated health*, „European Journal of Epidemiology”, vol. 21 (10)
- Van Wijk C., Kolk A. M., Van Den Bosch W. J. H. M., Van Den Hoogen H. J. M. (1995), *Male and female health problems in general practice: the differential impact of social position and social roles*, „Social Science and Medicine”, No. 40
- Walters V., McDonough P. (2000), *The influence of work, household structure, and social, personal and material resources on gender in health: An analysis of the 1994 Canadian National Population Health Survey*, Paper prepared for the CICRED seminar on „Social and economic patterning of health among women”, Tunis, 20—22 January 2000
- Weich S., Lewis G., Jenkins S. P. (2002), *Income inequality and self-rated health in Britain*, „Journal of Epidemiology and Community Health”, No. 56
- Wróblewska W. (2002), *Determinants of women's health status in Poland in transition to market economy*, „Social Science and Medicine”, vol. 54 (5)
- Zatoński W., Przewoźniak K. (1996), *Tobacco smoking in Poland: attitudes, health effects and prevention*, Centrum Onkologii, Warszawa

SUMMARY

This article presents self-rated health (SRH) as a right subjective measure of population health. This measure is extensively used as a indicator in social studies for evaluation of health condition and health inequality. The Author reviewed studies of the last 20 years and stated that the used tool is proper measure of the health evaluation as well as good mortality predictor. The influence of some determinants resulted from SRH for people aged 25 and more in Poland, using data

from Health Survey of 1996 and 2004, was analyzed in the article. Three groups of factors were examined: socio-economic conditions, family situation and individuals' life style. Logistic regression analysis was used to assess the impact of analyzed factors on the negative assessment of health state. Additionally, a population attributable risk indicator was calculated to assess a relative contribution of the analyzed factors to the improvement of the population health condition.

РЕЗЮМЕ

В статье характеризуется субъективный показатель состояния здоровья населения в виде самооценки состояния здоровья. Этот показатель используемый в социальных обследованиях. Проведенный в статье анализ обследований за последние 20 лет показал, что это подлинный показатель состояния здоровья и хороший предикатор смертности.

На основе результатов обследований ЦСУ в 1996 и 2004 году был проведен в статье анализ влияния некоторых факторов на получаемые с помощью самооценки состояния здоровья лиц в возрасте 25 лет и больше в Польше. Внимание было сосредоточено на трех группах факторов, которые характеризуют социально-экономическое положение, семейное положение, а также образ жизни респондента. Для оценки влияния анализированных факторов на выступление отрицательных оценок состояния здоровья использовался анализ логистической регрессии. Кроме того установился показатель популяционного риска позволяющий определить относительное значение анализированных переменных для улучшения состояния здоровья населения.