

WIKTORIA WRÓBLEWSKA

## Nierówności społeczne w stanie zdrowia w Polsce – analiza na podstawie samooceny stanu zdrowia oraz poziomu wykształcenia

### Streszczenie

Celem pracy jest analiza nierówności w stanie zdrowia w Polsce, które mogą być determinowane czynnikami społecznymi. Pytanie, czy i w jakim zakresie pozycja społeczna może wpływać na różnice w stanie zdrowia jest interesującym zagadnieniem, które jest jeszcze mało rozpoznane w polskim piśmiennictwie. Jako wskaźnik stanu zdrowia wykorzystano miarę subiektywną w postaci samooceny stanu zdrowia, a jako zmienną określającą status społeczny - uzyskany poziom wykształcenia. Prezentowane analizy zostały oparte na wynikach dwóch badań stanu zdrowia zrealizowanych przez GUS w latach 1996 oraz 2004 i odnoszą się do populacji mężczyzn i kobiet w wieku 25-69 lat.

W pracy wyznaczono standaryzowane wiekiem współczynniki koncentracji zdrowia oraz krzywe koncentracji, a także absolutne i względne indeksy nierówności. W celu oceny względnego wpływu analizowanej zmiennej na poprawę stanu zdrowia ludności w Polsce obliczono także wskaźnik ryzyka populacyjnego. Uzyskane wyniki potwierdzają występowanie edukacyjnych nierówności w stanie zdrowia w Polsce widocznych w koncentracji negatywnych ocen stanu zdrowia wśród osób o niższym poziomie wykształcenia, a pozytywnych wśród osób z wykształceniem wyższym. Różnice dla płci pozwalają na stwierdzenie, że osiągnięty poziom wykształcenia może bardziej rzutować na nierówności w ocenach stanu zdrowia kobiet niż mężczyzn.

Wyniki zachęcają do dalszego wykorzystania zastosowanych miar w analizie nierówności w stanie zdrowia z wykorzystaniem także innych wskaźników stanu zdrowia oraz obserwacji zmian w czasie.

**Słowa kluczowe:** nierówności w zdrowiu, współczynnik koncentracji, indeksy nierówności, ryzyko populacyjne, Polska.

### 1. Wprowadzenie

Osoby o wyższym statusie społecznym, w szczególności z wyższym poziomem wykształcenia, są mniej narażone na wystąpienie wielu chorób i dolegliwości, a ryzyko zgonu w średnich i starszych grupach wieku jest niższe. Trwanie życia osób z wyższym wykształceniem jest od kilku do kilkunastu lat dłuższe niż w grupach z wykształceniem podstawowym, np. estymacje dla Polski dla 2008 roku dały różnice w oczekiwanym trwaniu życia osób w wieku 30 lat na poziomie ponad 4 lat dla kobiet i 12 lat dla mężczyzn pomiędzy osobami z wyższym i podstawowym poziomem wykształcenia. Wśród analizowanych krajów europejskich

podobne i wyższe różnice odnotowano dla Estonii, Węgier, Bułgarii, Rumunii i Czech, podczas gdy w takich krajach jak Szwecja, Finlandia i Włochy różnice te były znacznie niższe i wynosiły od 2 do 3 lat dla kobiet oraz blisko 5 lat dla mężczyzn (Eurostat 2010). Ekspersi światowej Organizacji Zdrowia przygotowali specjalny raport analizujący społeczne uwarunkowania nierówności w zdrowiu występujące na świecie, a także na poziomie poszczególnych krajów wskazując nie tylko na konieczność, ale także na możliwości ich zmniejszania (CSDH 2008).

Różnice w stanie zdrowia związane ze statusem społecznym są dobrze rozpoznane w literaturze przedmiotu, a szczególnie dużo prac i analiz dotyczy zróżnicowania umieralności w krajach zachodnich (Huisman i inni 2004, Mackenbach i inni 2003, Kunst i inni 2004, Spijker 2004, Mackenbach i inni 1997, Stronks i inni 1997, Lahema i inni 1994, Martikainen i inni 2001, Martikainen i inni 2001a, Preston i Elo 1995, Kunst i Mackenbach 1994, Deboosere i inni 2009, Strand i inni 2010). Nierówności społeczne w stanie zdrowia obserwowane są także w krajach Europy Wschodniej, a jako przykłady można podać analizy dla Rosji (Shkolnikov i inni 1998, Murphy i inni 2006), Estonii (Leinsalu i inni 2003) oraz Litwy (Shkolnikov i inni 2007). Interesujące wnioski wynikają z analiz porównawczych, które ujawniły głębsze różnice w krajach będących byłymi republikami ZSRR niż obserwowane w Europie Centralnej, a w krajach Europy Centralnej i Wschodniej wyższe niż w krajach Europy Zachodniej i Południowej (Bobak i inni 2000, Shkolnikov i inni 2006, Leinsalu i inni 2009, Mackenbach i inni 2007, Mackenbach i inni 2008, Eurostat 2010). W większości tych prac za podstawę analizy przyjęto różnice społeczne w poziomie umieralności, jednakże podobne relacje dotyczą także różnic w stanie zdrowia w takich wymiarach jak: czas trwania życia w zdrowiu, występowanie złych ocen stanu zdrowia i chorób przewlekłych, a także ograniczeń funkcjonalnych i psychicznych (m.in. Mackenbach i inni 2007, Kunst i inni 2005, Adams i inni 2003, Leinsalu 2002, Bobak i inni 1998, Cavelaars i inni 1998, Crimmins i Cambois 2003, Mirowsky i Ross 2005, Cutler i Lleras-Muney 2008, Klotz 2010).

Ważnym zagadnieniem jest sam pomiar występujących nierówności społecznych w zdrowiu. Jedną z pierwszych prac podejmujących ten problem był *Black Report* (Townsend i Davidson 1982), którego autorzy do analizy nierówności w umieralności w Anglii i Walii według grup zawodowych wykorzystali miary opisowe w postaci rozstępu oraz wskaźnika wartości skrajnych. Od tego czasu zostało zaproponowanych wiele nowych miar lub zaadaptowano miary stosowane w innych dziedzinach. Jednego z pierwszych krytycznych przeglądów miar pozwalających na ocenę nierówności w stanie zdrowia dokonał Wagstaff z zespołem (1991). Wśród późniejszych prac szczególnie ważną dla analiz w zakresie oceny nierówności społecznych w zdrowiu jest praca Mackenbacha i Kunsta (1997), a także wcześniejsza Kunsta i Mackenbacha (1995). Przegląd zagadnień doty-

czących nierówności społecznych oraz opis stosowanych narzędzi do ich pomiaru można znaleźć także w pracach Carr-Hill i Chalmers-Dixon (2005) oraz Shaw z zespołem (2007).

W pracy podjęto próbę pomiaru nierówności społecznych w stanie zdrowia w Polsce na podstawie wskaźnika samooceny stanu zdrowia oraz uzyskanego poziomu wykształcenia, a jako mierniki statystyczne do analizy nierówności w stanie zdrowia wykorzystane zostały współczynnik koncentracji zdrowia i krzywa koncentracji, bezwzględny i względny indeks nierówności, a także wskaźnik ryzyka populacyjnego. Większość z tych miar jest mało znana w literaturze polskiej<sup>1</sup>, a ich opis przedstawiono w dalszej części pracy.

## 2. Źródła danych i opis zmiennych

Do analizy wykorzystano dane pochodzące z dwóch badań stanu zdrowia zrealizowanych przez Główny Urząd Statystyczny w 1996 oraz 2004 roku według rekomendacji światowej Organizacji Zdrowia (GUS 1997, 2006)<sup>2</sup>.

Przedstawione w opracowaniu analizy odnoszą się do populacji kobiet i mężczyzn w wieku 25-69 lat. Przyjęte granice wieku wynikały z charakteru zmiennej „uzyskany poziom wykształcenia“ oraz ograniczonej dostępności danych z badania z 2004 roku o osobach w starszych grupach wieku. Analizy były prowadzone odrębnie dla mężczyzn i kobiet.

Do oceny stanu zdrowia zastosowano zmienną w postaci samooceny stanu zdrowia (*SRH-self-rated health*), która jest szeroko stosowanym w badaniach społecznych wskaźnikiem do oceny stanu zdrowia i występujących nierówności w zdrowiu. Przegląd wielu badań zrealizowanych w ciągu ostatnich lat pokazał, że jest to dobry miernik nie tylko stanu zdrowia (Manderbacka i inni 1998, Martikainen i inni 1999, Singh-Manoux i inni 2006), ale także predyktor umieralności, który może być stosowany tak jak inne czynniki ryzyka, szczególnie dla osób starszych (Benyamini i Idler 1999, Idler i Benyamini 1997, Burstrom i Fredlund 2001, DeSalvo i inni 2006, McFadden i inni 2009, Singh-Manoux i inni 2007). W badaniu zdrowia GUS respondenci odpowiadali na pytanie „Jak Pan(i) ocenia swoje zdrowie?“ wskazując na jedną z podanych kategorii: „bardzo dobre“, „dobre“, „takie sobie (ani dobre, ani złe)“, „złe“, „bardzo złe“. Dla potrzeb naszej analizy zmienna charakteryzująca samoocenę stanu zdrowia była przekształcona do postaci zmiennej dychotomicznej z kategoriami: co najmniej dobry stan zdro-

<sup>1</sup> Pierwszy przykład zastosowania współczynnika koncentracji w zdrowiu można znaleźć w pracy (Wróblewska 2004), a wskaźnika ryzyka populacyjnego w pracy (Wróblewska 2010).

<sup>2</sup> Wyniki badań stanu zdrowia GUS zostały uogólnione na ludność zamieszkujejącą na stałe w Polsce w analizowanych latach 1996 oraz 2004 i są reprezentatywne dla całej populacji kobiet i mężczyzn według województw, pięcioletnich grup wieku oraz płci.

wia („bardzo dobry“ i „dobry“) oraz poniżej dobrego („taki sobie“, „zły“ i „bardzo zły“).

Zastosowanie uzyskanego poziomu wykształcenia jako zmiennej służącej do stratyfikacji społecznej wynikało przede wszystkim z podstawowego znaczenia tego czynnika dla prowadzonych analiz. Poziom wykształcenia jest ważnym czynnikiem tworzącym kapitał ludzki (Becker 1964), a edukacyjny gradient w stanie zdrowia przyjmuje się, że może być wskaźnikiem nierówności w społeczeństwie. Inne charakterystyki społeczne, takie jak: przynależność do grupy zawodowej oraz poziom dochodów, są w dużym stopniu wyjaśniane przez różnice w poziomie wykształcenia. Ponadto, znaczenie czynnika dochodowego, jako zmiennej różnicującej stan zdrowia, maleje wraz ze wzrostem poziomu wykształcenia ludności (Lahema i inni 2004, Snittker 2004, Cutler i Lleras-Money 2008). Nauka, poprzez rozwijanie i kształtowanie różnych zdolności i umiejętności, w tym umiejętności poznawczych, społecznych i komunikacyjnych, zwiększa wiedzę, możliwości kontroli nad życiem i oceny problemów zdrowotnych, zmienia orientacje i motywacje, wydłuża plany na przyszłość, dla osiągnięcia których konieczna staje się dbałość o stan zdrowia i zachowania prozdrowotne. Osoby z wyższym wykształceniem rzadziej palą, częściej dbają o dietę i podejmują różne formy aktywności fizycznej, a jednocześnie mają na ogół stabilniejszą sytuację zawodową, wyższe dochody, lepsze warunki pracy i warunki mieszkaniowe, co przekłada się m.in. na mniejsze obciążenie stresem (Ross i Mirowsky 1999, Brunner i Marmot 1999, Seeman i Crimmins 2001, Mackenbach i inni 2007).

W prowadzonej analizie uzyskany poziom wykształcenia respondentów został sklasyfikowany w cztery kategorie: wyższe i policealne, średnie, zasadnicze zawodowe oraz podstawowe (w 1996 roku) oraz wyższe, policealne i średnie, zasadnicze zawodowe, podstawowe lub gimnazjalne (w 2004 roku).

Uzyskane oceny stanu zdrowia w poszczególnych grupach wykształcenia zostały wystandaryzowane ze względu na wiek respondentów. Podejście takie miało na celu wyeliminowanie wpływu na uzyskane oceny stanu zdrowia, różnic w strukturze wieku ludności w poszczególnych grupach wykształcenia. W obliczeniach zastosowano bezpośrednią metodę standaryzacji, a jako standard przyjęto strukturę wieku ludności Polski w 2004 roku według danych GUS<sup>3</sup>.

<sup>3</sup> Standaryzowany współczynnik zdrowia dla grupy społeczno-ekonomicznej  $t$  ( $x^*_t$ ) został wyznaczony według wzoru:  $x^*_t = \sum_d N^*_d x_{dt} / \sum_d N^*_d$ , gdzie  $N^*_d$  – liczba osób w grupie demograficznej  $d$  (w pracy były to 5-letnie grupy wieku: 25-29, 30-34, ... 65-69) w populacji przyjętej jako standardowa,  $x_{dt}$  – współczynniki zdrowia dla osób w grupie demograficznej  $d$  i grupie społecznej  $t$  (wzory za Hinde 1998).

### 3. Opis miar nierówności wykorzystanych w pracy

Współczynnik koncentracji (*concentration index*) został skonstruowany dla obliczenia nierówności w rozkładzie dochodów (Jenkins 1986), a następnie zaadaptowany do analizy nierówności w zdrowiu (Wagstaff i inni 1989, Wagstaff i inni 1991, Wagstaff i Doorslaer 1994, Kakwani i inni 1997). Sposób wyznaczenia współczynnika koncentracji jest bardzo podobny do stosowanego przy wyznaczeniu współczynnika koncentracji Giniego i wymaga wyznaczenia stanu zdrowia dla każdej z grup społeczno-ekonomicznych oraz nadania rang osobom objętym analizą według statusu społeczno-ekonomicznego<sup>4</sup>. Konstrukcja współczynnika koncentracji oraz krzywej koncentracji zdrowia, która jest graficzną prezentacją występujących nierówności, opiera się na założeniu, że udział w ogólnym potencjale zdrowia jest funkcją statusu społeczno-ekonomicznego, który może być mierzony za pomocą dochodów, poziomu wykształcenia lub innej grupy społeczno-ekonomicznej.

Rysunek 1. Krzywa koncentracji zdrowia



Źródło: Na podstawie (Kakwani i inni 1997).

Krzywa koncentracji zdrowia obrazowana na wykresie za pomocą krzywej  $L(s)$  przedstawia skumulowany udział w populacji osób, posortowanych według

<sup>4</sup> Sposób rangowania stosowany przy wyznaczaniu współczynnika koncentracji jest różny niż w przypadku współczynnika Giniego. Przy wyznaczaniu współczynnika koncentracji Giniego poszczególne osoby/grupy są uporządkowane według stanu zdrowia, a nie według grup społecznych. Takie podejście oznacza, że uzyskane wyniki za pomocą tych miar mogą się różnić i tylko wówczas, gdy rangowanie według stanu zdrowia jest takie samo jak rangowanie według statusu społeczno-ekonomicznego, współczynnik Giniego daje takie same rezultaty jak współczynnik koncentracji (Jenkins 1986, Wagstaff i inni 1991)

statusu społeczno-ekonomicznego (zaczynając od najniższego do najwyższego), względem skumulowanego udziału w zdrowiu (rysunek 1).

Współczynnik koncentracji zdrowia, oznaczony poniżej jako  $C$ , jest definiowany jako podwójne pole pomiędzy krzywą  $L(s)$  a przekątną<sup>5</sup>:

$$C = 1 - 2 \int_0^1 L(s) ds \quad (1)$$

Zgodnie z konwencją przyjętą w literaturze (Jenkins 1986, Wagstaff i inni 1991, Wagstaff i Doorslaer 1994, Kakwani i inni 1997) współczynnik koncentracji jest określony jako dodatni jeśli krzywa koncentracji leży poniżej przekątnej i jako ujemny, jeśli krzywa leży powyżej przekątnej. Współczynnik ten przyjmuje wartości z przedziału od  $-1$  do  $+1$  i pozwala mierzyć zakres nierówności w zdrowiu, który może być przypisany różnicom w statusie społeczno-ekonomicznym. Należy zauważyć, że to podejście może być stosowane do oceny nierówności występujących w populacji dla różnych mierników stanu zdrowia, np. zachorowalność na określone choroby, umieralność, niepełnosprawność, występowanie chorób przewlekłych. Wyznaczony dla takich miar współczynnik i krzywa koncentracji są wskaźnikami nierówności społecznych w zachorowalności lub umieralności w populacji. Współczynnik koncentracji jest miarą stosunkową nierówności w zdrowiu, co oznacza, że wynik pomiaru nie zależy od średniego poziomu stanu zdrowia i gdyby zdrowie wszystkich poprawiło się np. dwukrotnie, miara nierówności pozostałaby niezmienną. Własność ta jest bardzo istotna w kontekście porównań otrzymanych wyników dla analiz w czasie, a także porównań międzynarodowych.

W pracy do obliczenia współczynnika wykorzystano dane pogrupowane, co przy założeniu, że  $L(s)$  jest przedziałami ciągła, pozwalało na zastosowanie wzoru:

$$C = \frac{2}{\mu} \sum_{t=1}^T f_t x_t R_t - 1, \quad (2)$$

$x_t$  ( $t = 1, \dots, T$ ) – średni stan zdrowia w grupie społeczno-ekonomicznej  $t$ ,

$f_t$  – frakcja grupy społeczno-ekonomicznej  $t$ ,

$\mu$  – średni stan zdrowia,  $\mu = \sum_{t=1}^T f_t x_t$ ,

$R_t$  – ranga społeczno-ekonomicznej grupy  $t$ .

W celu oceny istotności uzyskanych wyników wyznaczona została wariancja współczynnika koncentracji dla danych pogrupowanych:

$$\text{var}(\hat{C}) = 1/n \left[ \sum_{t=1}^T f_t a_t^2 - (1 + C)^2 \right] + \frac{1}{n\mu^2} \sum_{t=1}^T f_t \sigma_t^2 (2R_t - 1 - C)^2, \quad (3)$$

<sup>5</sup> Formuły obliczeniowe oraz oznaczenia stosowane we wzorach (1), (2) i (3) zaczerpnięte zostały z pracy Kakwani i inni (1997).

gdzie  $\sigma_t^2$  jest wariancją zdrowia dla grupy  $t$ ,

$$a_t = (x_t/\mu)(2R_t - 1 - C) + 2 - q_{t-1} - q_t,$$

$$q_t = 1/\mu \left[ \sum_{r=1}^T x_r f_t \right], q_0 = 0.$$

Bezwzględny oraz względny indeks nierówności są miarami uzyskiwanymi na podstawie analizy regresji i są określane jako regresyjne współczynniki nierówności (*slope index of inequality*). Podstawy koncepcyjne tych miar zostały wprowadzone przez Prestona, Hainsa i Pamuka w 1981 roku (por. Pamuk 1985, Preston i Elo 1995). W klasycznym podejściu bezwzględny indeks nierówności (*SII*) jest wyznaczany jako współczynnik regresji liniowej w oparciu o dane określające wskaźnik stanu zdrowia dla każdej z grup społeczno-ekonomicznych oraz zmiennej określającej rangę tej grupy ustaloną według statusu społecznego<sup>6</sup>. Uzyskany wynik może być interpretowany jako absolutna różnica w stanie zdrowia pomiędzy grupą społeczną o najniższej randze a grupą społeczną o najwyższej randze w przyjętej klasyfikacji. Jeśli zmienną charakteryzującą stan zdrowia będzie współczynnik zgonów wówczas oszacowany *SII* określa relację pomiędzy poziomem umieralności ludności w najniższej grupie społecznej a umieralnością w grupie najwyższej i jest wyrażony w jednostkach zastosowanej miary, np. liczba zgonów na 10000 ludności. Wynik *SII* może być interpretowany także jako różnica pomiędzy stanem zdrowia hipotetycznej osoby z zerowym percentylem rangi, np. o najniższym dochodzie równym zero, a stanem zdrowia osoby z setnym percentylem rangi według pozycji społeczno-ekonomicznej w populacji, o najwyższym dochodzie w badanej populacji.

Jako metodę analizy do estymacji *SII* najczęściej stosuje się ważoną MNK i takie rozwiązanie zostało przyjęte w naszej pracy<sup>7</sup>. Wagami były frakcje osób w poszczególnych grupach, a szacowana funkcja regresji miała postać:

$$y_t \cdot \sqrt{f_t} = 0 + \sqrt{f_t} + \beta \cdot R_t \sqrt{f_t} \quad (4)$$

gdzie:

$y_t$  ( $t = 1, \dots, T$ ) – wskaźnik stanu zdrowia w grupie społeczno-ekonomicznej  $t$ ,

$f_t$  – frakcja grupy społeczno-ekonomicznej  $t$ ,

$R_t$  – zmienna określająca stosunkową rangę dla grupy  $t$ .

<sup>6</sup> Położenie zmiennej określającej status społeczny na osi 0X jest proporcjonalne do udziału danej grupy w populacji w skali od 0 do 1. Na przykład, jeśli zmienną społeczno-ekonomiczną jest poziom dochodów i badane grupy są wyznaczone jako grupy decylowe, wówczas zakres na osi 0X dla pierwszej, według rangi dochodowej grupy, będzie od 0 do 0,1, a dla następnej grupy, która stanowi także 10% populacji, od 0,1 do 0,2 itd.

<sup>7</sup> Ze względu na charakter danych przy zastosowaniu klasycznej MNK może nie być spełnione założenie o homoskedastyczności składnika losowego modelu, dlatego stosowana jest transformacja zmiennych i ważona MNK. Kwakani i inni (1997) pokazują, że dla tak określonego równania, także efekt autokorelacji składnika losowego jest nieznaczący.

Jeśli zmienną społeczno-ekonomiczną jest poziom wykształcenia wówczas możliwe są dwa sposoby kwantyfikacji grup. Pierwszy z nich polega na przyjęciu do analizy liczby lat nauki, a drugi na przyjęciu uzyskanego poziomu wykształcenia (uporządkowanego od najniższego do najwyższego). W pierwszym przypadku obliczony indeks nierówności *SII* określa zmiany w mierniku zdrowia przypadające na jeden rok edukacji, a w drugim – różnice w zdrowiu pomiędzy osobami z najniższym i najwyższym poziomem wykształcenia. Stosuje się także rozróżnienie nazwy otrzymanych indeksów odpowiednio, jako wskaźnika cząstkowego oraz wskaźnika ogólnego (Kunst i Mackenbach 1994). Obydwa te indeksy wzajemnie uzupełniają się i mogą być liczone równocześnie. W pracy, ze względu na ograniczony dostęp danych, możliwe było zastosowanie podejścia drugiego.

Do analiz zmian w czasie oraz porównań stosuje się względny indeks nierówności (*RII*), który jest wyznaczany jako relacja miernika absolutnego (*SII*) do średniego stanu zdrowia w populacji (Pamuk 1985). Indeks ten interpretowany jest jako procentowa różnica w mierniku zdrowia związana z przynależnością do grup znajdujących się na krańcach w hierarchii społecznej w relacji do średniego poziomu stanu zdrowia obserwowanego w populacji.

Warto dodać, że wskaźniki nierówności znalazły swoje stałe miejsce w literaturze naukowej i są z powodzeniem wykorzystywane w analizie nierówności w stanie zdrowia i umieralności, szczególnie w badaniach porównawczych. Rozwinięte zostały także metody analizy statystycznej wykorzystywane do szacowania współczynników koncentracji<sup>8</sup> oraz indeksów nierówności, w szczególności w zastosowaniach do analiz nierówności społecznych w poziomie umieralności<sup>9</sup>.

Dla oceny wpływu analizowanej zmiennej społecznej (poziomu wykształcenia) na poprawę stanu zdrowia populacji w Polsce wyznaczono wskaźnik ryzyka populacyjnego (*PAR - population attributable risk*). Wskaźnik ryzyka populacyjnego jest miarą hipotetyczną i pozwala na oszacowanie skali zmian w ocenach stanu zdrowia, które miałyby miejsce w badanej populacji gdyby wszyscy mieli taki stan zdrowia jak odnotowany dla kategorii referencyjnej, za którą przyjmuje się grupę z najlepszymi ocenami stanu zdrowia. Wskaźnik *PAR* w naszej pracy został wyznaczony według wzoru zaproponowanego do oceny nierówności w stanie zdrowia w badaniach społecznych dla wyników *odds ratio* i zmiennych skategoryzowanych (Kunst i Mackenbach 1995):

$$PAR(\%) = \frac{\sum p_t(OR_t - 1)}{\sum p_t(OR_t - 1) + 1} \cdot 100 \quad (5)$$

<sup>8</sup> Współczynniki koncentracji mogą podlegać dalszej dekompozycji ze względu na inne czynniki wpływające na ich poziom (m.in. van Doorslaer i Jones 2003, van Doorslaer i Koolman 2004, Speybroeck i inni 2010).

<sup>9</sup> Do analizy nierówności w umieralności stosuje się inne niż liniowa funkcje regresji, np. funkcję regresji Poissona (zob. m.in. Leinsalu i inni 2003, 2009, Huisman i inni 2004, Mackenbach i inni 2003, Strand i inni 2010).



gdzie  $p_t$  – udział grupy o kategorii  $t$  w populacji,  $OR_t$  – *odds ratio* dla kategorii  $t$  w relacji do kategorii referencyjnej.

Wartości  $OR^{10}$  uzyskane zostały za pomocą funkcji regresji logistycznej dla prawdopodobieństwa wystąpienia ocen negatywnych stanu zdrowia (oceny poniżej dobrego stanu zdrowia) i były szacowane w trzech grupach wieku (25-39 lat, 40-54 lata oraz 55-69 lat).

## 4. Wyniki pomiaru nierówności w stanie zdrowia

### 4.1. Samoocena stanu zdrowia

Wyniki w zakresie samooceny stanu zdrowia potwierdzają występowanie różnic w ocenach zdrowia w poszczególnych grupach wykształcenia ludności. Zdecydowanie najmniej pozytywnych ocen stanu zdrowia (dobrych lub bardzo dobrych) było w grupie osób z wykształceniem co najwyżej podstawowym (w 1996 roku) i co najwyżej gimnazjalnym (w 2004 roku), a najwięcej takich ocen było wśród osób z wykształceniem wyższym i pomaturalnym (tabela 1). Odnotowano także różnice dla płci, które są najbardziej znaczące w grupach ludności z wykształceniem niższym, w których kobiety częściej niż mężczyźni oceniali swoje zdrowie jako złe lub takie sobie.

**Tabela 1. Samoocena stanu zdrowia według poziomu wykształcenia i płci w 1996 i 2004 roku – udział ocen pozytywnych**

(wskaźniki standaryzowane wiekiem)

Poziom wykształcenia	Mężczyźni		Kobiety	
	1996			
wyższe lub pomaturalne	0,54		0,47	
średnie	0,42		0,36	
zasadnicze zawodowe	0,38		0,29	
podstawowe lub niepełne podstawowe	0,33		0,26	
	2004			
wyższe	0,67		0,65	
policealne i średnie	0,55		0,53	
zasadnicze zawodowe	0,49		0,45	
gimnazjalne lub podstawowe	0,42		0,36	

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych z badania stanu zdrowia GUS 1996 i 2004.

<sup>10</sup> Wartości  $OR$  wskazują na efekt wystąpienia danej kategorii zmiennej w odniesienia do wartości dla kategorii referencyjnej. Przykład wykorzystania wskaźnika PAR oraz więcej wzorów można znaleźć w pracy (Wróblewska 2010).

Uzyskane wyniki potwierdzają pozytywny kierunek zmian w stanie zdrowia populacji w Polsce, które zaszły od połowy lat dziewięćdziesiątych. Pomiędzy 1996 a 2004 rokiem nastąpił wzrost udziału ocen pozytywnych zdrowia we wszystkich grupach wykształcenia. Trzeba jednak zaznaczyć, że porównanie uzyskanych wyników pomiędzy badanymi latami jest ograniczone poprzez różnice w klasyfikacji grup wykształcenia.

## 4.2. Krzywa koncentracji i współczynnik koncentracji

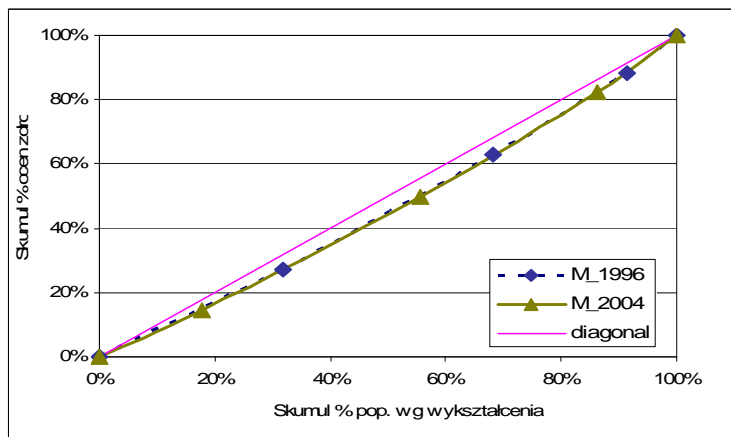
Krzywe koncentracji przedstawiają skumulowane udziały kobiet (rysunek 2) i mężczyzn (rysunek 3) o danym poziomie wykształcenia w pozytywnych ocenach stanu zdrowia. Wyznaczone krzywe leżą poniżej przekątnej, co oznacza, że występują nierówności w zdrowiu ze względu na poziom wykształcenia oraz, iż dobre oceny zdrowia są skoncentrowane wśród grup ludności z wyższym wykształceniem.

Obliczony współczynnik koncentracji dla 1996 roku wyniósł 0,110 dla kobiet i 0,072 dla mężczyzn. W 2004 roku uzyskane wyniki były na zbliżonym poziomie i wynosiły odpowiednio 0,104 dla kobiet i 0,075 dla mężczyzn. Interesujące są odnotowane różnice w poziomie współczynnika koncentracji według płci, które wskazują na większe zróżnicowanie stanu zdrowia wśród kobiet niż mężczyzn ze względu na poziom wykształcenia. Odpowiedź na pytanie o przyczyny tych różnic, np. czy są efektem większego wpływu wykształcenia na zachowania prozdrowotne kobiet, czy też łączą się ze zmianą aktywności zawodowej i prac wykonywanych przez kobiety z wyższym wykształceniem, wymaga dalszych analiz. Odnotowane natomiast niewielkie różnice w poziomie współczynników koncentracji w zdrowiu w analizowanych latach mogą świadczyć, z jednej strony, o tym, że mimo poprawy stanu zdrowia we wszystkich grupach wykształcenia, nierówności w zdrowiu nie uległy zmniejszeniu i utrzymują się na niezmiennym poziomie, a z drugiej, na uzyskane wyniki mogły mieć wpływ różnice klasyfikacyjne.

Wyznaczone wartości błędów standardowych dla uzyskanych ocen współczynników koncentracji pozwoliły na ocenę istotności uzyskanych wyników (istotności różnic od zera). Do obliczenia wariancji współczynnika koncentracji wykorzystany został wzór (3)<sup>11</sup>. Uzyskane wyniki dla wariancji ocen z 1996 roku były na poziomie 0,00737 dla mężczyzn i 0,01103 dla kobiet, a z 2004 roku odpowiednio 0,00448 dla mężczyzn i 0,00250 dla kobiet. Wyniki te pozwalały na uznanie, że uzyskane oceny współczynników koncentracji są istotne statystycznie ( $P \geq 0.05$ ).

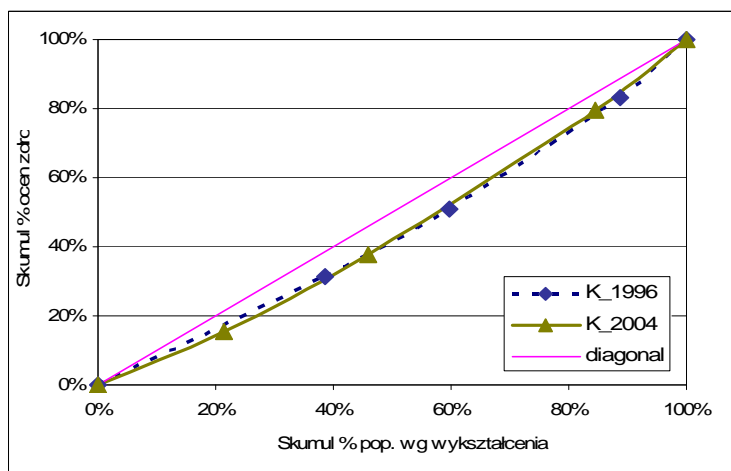
<sup>11</sup> W obliczeniach, w związku z tym, iż stan zdrowia mierzony udziałem ocen dobrych i bardzo dobrych mógł być zdefiniowany tylko na poziomie grupy, a nie na poziomie danych indywidualnych, założono brak zróżnicowania wewnątrzgrupowego ( $\sigma_i^2$  równe zero).

**Rysunek 2. Standaryzowana wiekiem krzywa koncentracji zdrowia mężczyzn według poziomu wykształcenia w latach 1996 i 2004**  
( $C_{1996}=0,072$ ;  $C_{2004}=0,075$ )



Źródło: Obliczenia własne.

**Rysunek 3. Standaryzowana wiekiem krzywa koncentracji zdrowia kobiet według poziomu wykształcenia w latach 1996 i 2004**  
( $C_{1996}=0,110$ ;  $C_{2004}=0,104$ )



Źródło: Obliczenia własne.

### 4.3. Indeksy nierówności

Uzyskane wartości absolutnych indeksów nierówności potwierdziły występowanie nierówności w stanie zdrowia populacji związanych z poziomem wykształcenia, a także występowanie większych różnic w stanie zdrowia kobiet niż mężczyzn.

Regresyjny indeks nierówności (*SII*) względem poziomu wykształcenia w 1996 roku był na poziomie 0,185 dla mężczyzn i 0,231 dla kobiet, a w 2004 roku wyniósł odpowiednio 0,258 dla mężczyzn i 0,336 dla kobiet (tabela 2). Oznacza to, że w 1996 roku różnice w pozytywnych ocenach stanu zdrowia pomiędzy osobami z wykształceniem podstawowym a osobami z wykształceniem wyższym lub policealnym były na poziomie 18,5 pp dla mężczyzn i 23,1 pp dla kobiet, a w 2004 roku na poziomie 25,8 pp dla mężczyzn i 33,6 pp dla kobiet (pomiędzy grupą osób z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym a osobami z wykształceniem wyższym).

Względne indeksy nierówności (*RII*) obrazują relację pomiędzy standaryzowanym wiekiem stanem zdrowia osób należących do grup wykształcenia o skrajnych rangach w relacji do średniego poziomu stanu zdrowia obserwowanego w populacji. Oceny stanu zdrowia w grupie osób z wykształceniem wyższym, czyli o najwyższej randze, były o blisko 50% lepsze dla mężczyzn i o blisko 70% lepsze dla kobiet w porównaniu do średniego poziomu tych ocen w populacji (tabela 2). Zmiany, które zaszły pomiędzy analizowanymi latami mogą wskazywać na pogłębianie się nierówności w ocenach zdrowia ze względu na poziom wykształcenia mężczyzn oraz kobiet (w wymiarze absolutnym).

**Tabela 2. Indeksy nierówności zdrowia  
(absolutne i względne) według grup wykształcenia  
w 1996 i 2004 roku**

Indeks nierówności	Płeć	1996 rok	2004 rok
Absolutny <i>SII</i>	Mężczyźni	0,185	0,258
	Kobiety	0,231	0,336
Względny <i>RII</i>	Mężczyźni	0,473	0,496
	Kobiety	0,717	0,681

Źródło: Obliczenia własne.

#### 4.4. Wskaźnik ryzyka populacyjnego

Uzyskany poziom ryzyka populacyjnego pozwala na oszacowanie skali zmian w ocenach stanu zdrowia, które miałyby miejsce w Polsce, gdyby wszystkie osoby w danej grupie wieku miały taki stan zdrowia jak odnotowany w grupie z najlepszymi ocenami zdrowia (grupa referencyjna). Przedstawione wyniki obrazują możliwą poprawę stanu zdrowia w populacji mierzoną spadkiem udziału ocen negatywnych w procentach (tabela 3).

**Tabela 3. Ryzyko populacyjne występowania negatywnych ocen stanu zdrowia ze względu na poziom wykształcenia<sup>(\*)</sup> według płci i grup wieku w 1996 roku i 2004 roku**

(w procentach)

Grupy wieku			Grupy wieku		
25-39 lat	40-54 lat	55-69 lat	25-39 lat	40-54 lat	55-69 lat
Mężczyźni			Kobiety		
1996 rok			1996 rok		
43	48	54	44	52	55
2004 rok			2004 rok		
48	34	49	52	56	64

(\*)kategoria referencyjna – wykształcenie wyższe

Źródło: Obliczenia własne.

Gdyby wszystkie kobiety w 1996 roku miały taki stan zdrowia jak kobiety z wyższym wykształceniem wówczas udział ocen negatywnych stanu zdrowia (poniżej dobrego) zmniejszyłby się od 44% do 55% w zależności od wieku, a w 2004 roku redukcja negatywnych ocen zdrowia wśród kobiet byłaby jeszcze większa wyniosłaby od 52% do 64%. Wyniki dla mężczyzn w 1996 roku są na zbliżonym poziomie do kobiet i wskazują na możliwy spadek udziału ocen negatywnych stanu zdrowia od 43% do 54% (zależnie od wieku). W 2004 roku w porównaniu do 1996 roku wskaźnik *PAR* dla mężczyzn wzrósł w grupie wieku 25-39 lat, a w pozostałych grupach uległ obniżeniu, szczególnie dla osób w wieku 40-54 lata.

Uzyskane wyniki dla ryzyka populacyjnego kobiet i mężczyzn potwierdzają wcześniejsze wyniki dotyczące większych różnic w ocenach zdrowia ze względu na poziom wykształcenia kobiet niż mężczyzn, a ponadto – w przypadku kobiet – mogą wskazywać na kumulowanie się w czasie oddziaływania poziomu wykształcenia na stan zdrowia, które jest widoczne we wzroście różnic w kolejnych grupach wieku. Ze względu na to, iż analizowane dane dotyczą tylko dwóch lat wnioskowanie takie wymaga dalszych badań.

## 5. Podsumowanie

W pracy dokonano oceny nierówności w stanie zdrowia osób dorosłych w Polsce ze względu na różny poziom wykształcenia z wykorzystaniem wybranych miar nierówności oraz samooceny stanu zdrowia. Zastosowane miary nierówności, których wybór był oparty na przeglądzie literatury, są od lat wykorzystywane w tego typu analizach, a jako miary stosunkowe mogą służyć do dalszych prac i porównań.

Uzyskane wyniki potwierdziły istotne znaczenie poziomu wykształcenia dla występowania nierówności w stanie zdrowia kobiet i mężczyzn w Polsce w analizowanych latach. Wyznaczone wartości współczynnika koncentracji oraz indeksów nierówności potwierdziły występowanie koncentracji pozytywnych ocen stanu zdrowia wśród osób z wyższym wykształceniem a negatywnych wśród osób z wykształceniem niższym.

Znaczenie poziomu wykształcenia, jako czynnika istotnie różnicującego stan zdrowia populacji, może być długookresowe w swoich skutkach i obejmować całe dorosłe życie, co jest związane z pośredniczącą rolą wykształcenia dla innych determinant społecznych stanu zdrowia.

Ponadto wyniki uzyskiwane dla osób z wyższym wykształceniem mogą być postrzegane jako ważny punkt odniesienia dla kierunku rozwoju ogólnego stanu zdrowia populacji w przyszłości. Stąd zmienną „poziom wykształcenia“ można postrzegać nie tylko jako zmienną powodującą rozwarstwienie populacji, ale jako punkt odniesienia dla potencjalnego zysku ogólnego stanu zdrowia ludności w przyszłości poprzez zwiększenie poziom wykształcenia. Miarą takiego zysku może być zaproponowany wskaźnik ryzyka populacyjnego, który pokazuje hipotetyczną poprawę stanu zdrowia w populacji, gdyby wszystkie osoby miały taki stan zdrowia jak w grupie osób z wykształceniem wyższym.

Przy ocenie wpływu poziomu wykształcenia na różnice w stanie zdrowia należy jednak pamiętać o możliwym obciążeniu uzyskiwanych wyników poprzez zjawisko selekcji związanej ze stanem zdrowia. Powody zdrowotne mogły być bowiem czynnikiem różnicującym dostęp i ograniczającym możliwość uzyskania wyższego poziomu wykształcenia przez osoby obciążone problemami zdrowotnymi. Ocena znaczenia czynnika selekcji i jego wpływu na uzyskane wyniki wymagałaby dodatkowych informacji i nie jest możliwa na tym etapie badań.

W pracy wskazano także na konieczność standaryzacji danych w analizach mających na celu ocenę wpływu czynników społecznych na stan zdrowia. W naszym przypadku standaryzacja miała na celu wyeliminowanie wpływu na otrzymane wyniki występujących różnic w strukturze wieku ludności w poszczególnych grupach wykształcenia. W przeciwnym razie otrzymywane wyniki byłyby obciążone większym udziałem osób z gorszymi ocenami stanu zdrowia w starszych grupach wieku.

Ograniczeniem dla prowadzonych porównań był fakt występowania niejednorodnych klasyfikacji zmiennej charakteryzującej uzyskany poziom wykształcenia w obydwu latach, co należałoby starać się eliminować w następnych tego typu analizach.

W pracy ograniczono się do jednej zmiennej opisującej stan zdrowia populacji jaką jest subiektywna ocena stanu zdrowia oraz jednej zmiennej społecznej reprezentowanej przez poziom wykształcenia. Byłoby ważne kontynuować podjęte

tu zagadnienie poprzez analizę także innych charakterystyk stanu zdrowia, np. występowanie niepełnosprawności, określonych jednostek chorobowych, a także danych dotyczących umieralności oraz innych zmiennych społecznych i ekonomicznych różnicujących stan zdrowia, w szczególności sytuacji dochodowej rodziny.

W związku z wydłużaniem czasu trwania życia i przesuwaniem obciążeń chorobami i niesprawnością na coraz starsze roczniki wieku, niezbędna staje się także analiza zmian w stanie zdrowia oraz konstrukcja szczegółowych statystyk dla coraz starszych grup wieku.

## Bibliografia

- [1] Adams P., Hurd M.D., McFadden D., Merrill A., Ribeiro T., 2003, Healthy, wealthy and wise? Tests for direct causal paths between health and socioeconomic status, *Journal of Econometrics* 112: 3-56.
- [2] Becker G. S., 1964, *Human capital*, New York, Columbia University Press.
- [3] Benyamini Y., Idler E. L., 1999, Community studies reporting association between self-rated health and mortality, *Research in Aging* 16: 52-57.
- [4] 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* 47:269-279.
- [5] 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* 51:1343-1350.
- [6] Brunner E., Marmot M.G., 1999. *Social organization, stress and health*. [W:] M. G.Marmot i R. Wilkinson (red.) *Social determinants of health*, Oxford, Oxford University Press: 6-30.
- [7] Burstrom B., Fredlund P., 2001, Self rated health: Is it as good predictor of subsequent mortality among adults in lower as well as in higher social classes?, *Journal of Epidemiology and Community Health* 55(11): 836-840.
- [8] Carr-Hill R., Chalmers-Dixon P., 2005, *The Public Health Observatory Handbook of Health Inequalities Measurement*, Oxford: South East Public Health Observatory. [http://www.sepho.org.uk/extras/rch\\_handbook.aspx](http://www.sepho.org.uk/extras/rch_handbook.aspx) (dostęp 4 listopada 2010).
- [9] Cavelaars A.E., Kunst A.E., Geurts J.J., Crialesi R., Grotvedt L., Helmert U. i inni, 1998, Differences in self-reported morbidity by educational level: a comparison of 11 western European Countries, *Journal of Epidemiology and Community Health* 52: 219-227.
- [10] Crimmins E., Cambois E., 2003, Social inequalities in health expectancy, [W:] J.Robine i in. (red.) *Determining Health Expectancies*. Chichester, Wiley: 111-125.
- [11] Commission on Social Determinants of Health (CSDH), 2008, *Closing the gap in a generation: Health equity through action on the social determinants of health*, Final report of the Commission on Social Determinants of

- Health, Geneva, Switzerland: World Health Organization. [http://www.who.int/social.determinants/final\\_report/en](http://www.who.int/social.determinants/final_report/en) (dostęp 16 września 2011).
- [12] Cutler D.M., Lleras-Muney A., 2008, Education and health: evaluating theories and evidence. [W:] J. House, R. Schoeni, G. Kaplan i H. Pollack (red.) *Making Americans Healthier: Social and Economic Policy as Health Policy*. New York: Russell Sage Foundation: 29-60.
- [13] Deboosere P., Gadeyne S., Van Oyen H., 2009, The 1991-2004 evolution in life expectancy by education level in Belgium based on linked census and population register data, *European Journal of Population* 25(2):175-196.
- [14] DeSalvo 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* 21: 267-275.
- [15] Eurostat 2010, Highly educated men and women likely to live longer. *Statistics in focus* 24/2010. <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/population/data/database> (dostęp 8 września 2011).
- [16] GUS, 1997, Stan zdrowia ludności Polski w 1996 r., *Informacje i Opracowania Statystyczne*, Warszawa.
- [17] GUS, 2006, Stan zdrowia ludności Polski w 2004 r., *Informacje i Opracowania Statystyczne*, Warszawa.
- [18] Hinde A., 1998, *Demographic Methods*, London: Arnold Publishers.
- [19] Huisman M., Kunst A. E., Andersen O., Bopp M., Borgan J.-K., Borrell C., Costa G., Deboosere P., Desplanques G., Donkin A., Gadeyne S., Minder C., Regidor E., Spadea T., Valkonen T., Mackenbach J.P., 2004, Socioeconomic inequalities in mortality among elderly people in 11 European populations, *Journal of Epidemiology and Community Health* 58: 468-475.
- [20] Idler E. L., Benyamini Y., 1997, Self-rated health and mortality: A review of twenty-seven community studies, *Journal of Health and Social Behaviour* 38: 21-37.
- [21] Jenkins S., 1986, Calculating income distribution indices from microdata, *National Tax Journal* 61: 139-142.
- [22] Kakwani N., Wagstaff A., Doorslaer E., 1997, Socioeconomic inequalities in health: Measurement, computation, and statistical inference, *Journal of Econometrics* 77: 87-103.
- [23] Klotz J., 2010, Convergence or divergence of educational disparities in mortality and morbidity? The evolution of life expectancy and health expectancy by educational attainment in Austria in 1981-2006, *Vienna Yearbook of Population Research* 8: 139-174.
- [24] Kunst A. E., Bos V., Andersen O., Cardano M., Costa G., Harding S., 2004, Monitoring of trends in socioeconomic inequalities in mortality: Experiences from a European project, *Demographic Research* S2(9): 232-254.
- [25] Kunst A.E., Bos V., Lahelma E., Hartley M., Lissau I., Regidor E., Mielck A., Cardano M., Dalstra J.A., Geurts J.J., Helmert U., Lennartsson C., Ramm J., Spadea T., Stronegger W.J., Mackenbach J.P., 2005, Trends in socioeconomic inequalities in self-assessed health in 10 European countries, *International Journal of Epidemiology* 34: 295-305.



- 
- [26] Kunst A.E. i Mackenbach J.P., 1994, The size of mortality differences associated with educational level in nine industrialized countries, *American Journal of Public Health* 84(6): 932-937.
- [27] Kunst A.E., Mackenbach J.P., 1995, Measuring socioeconomic inequalities in health, WHO Regional Office for Europe, Copenhagen.
- [28] Lahema E., Manderbacka K., Rahkonen O., Karisto A., 1994, Comparison of inequalities in health: Evidence from national survey in Finland, Norway and Sweden, *Social Science and Medicine* 38: 517-524.
- [29] Lahema E., Martikainen P., Laaksonen M., Aittomäki A., 2004, Pathways between socioeconomic determinants of health, *Journal of Epidemiology and Community Health* 58: 327-32.
- [30] Leinsalu M., 2002, Social variation in self-rated health in Estonia: a cross-sectional study, *Social Science and Medicine* 55: 847-861.
- [31] Leinsalu M., Vågerö D., Kunst A.E., 2003, Estonia 1989-2000: enormous increase in mortality differences by education, *International Journal of Epidemiology* 32: 1081-1087.
- [32] Leinsalu M., Stirbu I., Vagero D., Kalediene R., Kovacs K., Wojtyniak B., Wroblewska W., Mackenbach J.P., Kunst A.E., 2009, Educational inequalities in mortality in four Eastern European countries: divergence in trends during the post-communist transition from 1990 to 2000, *International Journal of Epidemiology* 38: 512-525.
- [33] Mackenbach J.P., Bos V., Andersen O., Cardano M., Costa G., Harding S., Reid A., Hemstrom O., Valkonen T., Kunst A.E., 2003, Widening socioeconomic inequalities in mortality in six Western European countries, *International Journal of Epidemiology* 32: 830-837.
- [34] Mackenbach J. P. i Kunst A.E., 1997, Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe, *Social Science and Medicine* 44(6): 757-771.
- [35] 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, *The Lancet* 349: 1655-1659.
- [36] Mackenbach J.P., Stirbu I., Roskam A.J., Schaap M., Menvielle G., Leinsalu M., Kunst A., 2007, Socio-economic inequalities in mortality and morbidity: a cross-European perspective. [W:] *Tackling Health Inequalities in Europe: an Integrated Approach. Eurothine Final Report*. Rotterdam: Department of Public Health, University Medical Centre Rotterdam: 24-48.
- [37] Mackenbach J.P., Stirbu I., Roskam A.J. R., Schaap M. M., Menvielle G., Leinsalu M., Kunst A.E. and the European Union Working Group on Socioeconomic Inequalities in Health, 2008, Socioeconomic inequalities in health in 22 European Countries, *New England Journal of Medicine* 358(23): 2468-2481.
- [38] Manderbacka K., Lahelma E., Martikainen P., 1998, Examining the continuity of self-rated health, *International Journal of Epidemiology* 27: 208-213.
- [39] Martikainen P., 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* 48(8): 1117-1122.

- 
- [40] Martikainen P, Mäkelä P, Koskinen S, Valkonen T., 2001, Income differences in mortality: a register-based follow-up study of three million men and women, *International Journal of Epidemiology* 30: 1397-405.
- [41] Martikainen P., Valkonen T., Martelin T., 2001a, Change in male and female life expectancy by social class: decomposition by age and cause of death in Finland 1971-95, *Journal of Epidemiology and Community Health* 55: 494-499.
- [42] 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* 68(2): 275-80.
- [43] Mirowsky J., Ross C. E., 2005, Education, cumulative advantage and health, *Ageing International* 30(1): 27-62.
- [44] Murphy M., Bobak M., Nicholson A., Rose R., Marmot M., 2006, The widening gap in mortality by educational level in the Russian Federation, 1980-2001, *American Journal of Public Health* 96(7): 1293-1299.
- [45] Pamuk E., 1985, Social class inequality in mortality from 1921-1972 in England and Wales, *Population Studies* 39: 17-31.
- [46] Preston S.H., Elo A.E., 1995, Are educational differentials in adult mortality increasing in the United States, *Journal of Aging and Health* 7(4): 476-496.
- [47] Ross C. E., Mirowsky J., 1999, Refining the association between education and health. The effects of quantity, credential and selectivity, *Demography* 36(4): 445-460.
- [48] Shaw M., Galobardes B., Lawlor D.A., Lynch J., Wheeler B., Smith D.G., 2007, *The handbook of inequality and socioeconomic position. Concepts and measures*, Policy Press, Bristol UK.
- [49] Shkolnikov V.M., Leon D.A., Adamets S., Andreev E., Deev A., 1998, Educational level and adult mortality in Russia: an analysis of routine data 1979 to 1994, *Social Science and Medicine* 47: 357-369.
- [50] Shkolnikov V. M., Andreev E. M., Jasilionis D., Leinsalu M., Antonova O. I., McKee M., 2006, The changing relation between education and life expectancy in central and eastern Europe in the 1990s., *Journal of Epidemiology and Community Health* 60(10): 875-881.
- [51] Shkolnikov V.M., Jasilionis D., Andreev E.M., Jdanov D.A., Stankuniene V., Ambrozaitiene D., 2007, Linked versus unlinked estimates of mortality and length of life by education and marital status: evidence from the first record linkage study in Lithuania, *Social Science and Medicine* 64: 1392-1406.
- [52] Seeman T. E., Crimmins E., 2001, Social environment effects on health and aging: integrating epidemiological and demographic approaches and perspectives, *Annals of the New York Academy of Sciences* 954: 88-117.
- [53] 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* 60: 364-372.
- [54] 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* 36: 1222-1228.

- [55] Snittker J., 2004, Education and the changing shape of the income gradient in health, *Journal of Health and Social Behavior* 45: 286-305.
- [56] Speybroeck N, Konings P, Lynch J, Harper S, Hosseinpoor A, Berkvens D, Lorant V, Geckova A., 2010, Decomposing socioeconomic health inequalities, *International Journal of Public Health* 55(4):347-351.
- [57] Spijker J., 2004, *Socioeconomic Determinants of Regional Mortality Differences in Europe*, Amsterdam, Dutch University Press.
- [58] Strand B. H., Groholt E.K., Steingrimsdottir O. A., Blakely T., Graff-Iversen S., Naess O., 2010, Educational inequalities in mortality over four decades in Norway: prospective study of middle aged men and women followed for cause specific mortality, 1960-2000, *British Medical Journal* 340: 654 - 654.
- [59] 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* 26(3): 592-600.
- [60] Townsend P., Davidson N., 1982, *Inequalities in health: The black report*, Penguin, Harmondsworth.
- [61] Wagstaff A., Doorslaer E., Paci P., 1989, Equity in the finance and delivery of health care: some tentative cross-country comparisons, *Oxford Review of Economic Policy* 5: 89-112.
- [62] Wagstaff A., Paci P., van Doorslaer E., 1991, On the measurement of inequalities in health, *Social Science and Medicine* 33: 545-557.
- [63] Wagstaff A., van Doorslaer E., 1994, Measuring inequalities in health in the Presence of multiple-category morbidity indicators, *Health Economics* 3: 281-291.
- [64] van Doorslaer E., Jones A.M., 2003, Inequalities in self-reported health: validation of a new approach to measurement, *Journal of Health Economics* 22:61-87.
- [65] van Doorslaer, E., Koolman X., 2004, Explaining the differences in income-related health inequalities across European Countries, *Health Economics* 13(7): 609-28.
- [66] Wróblewska W., 2004, Measuring education related health inequalities in Poland – adaptation of concentration index, *Polish Population Review* 24: 35-56.
- [67] Wróblewska W., 2010, Samoocena stanu zdrowia, *Wiadomości Statystyczne* 4: 36-53.

\* \* \*

## **Social inequalities in health in Poland – a study of health self-assessment and level of education**

### **Abstract**

*The object of this analysis is to study the health inequality in Poland related to socio-economic factors. The question whether and to what extent the socioeconomic position generate the inequalities in health status is an interesting issue that has not received much attention and certainly not in Poland.*

*The current analysis focuses on this topic using the self-rated health (SRH) as health indicator and level on education as a variable describing the social status. We use data from the Health Surveys that were conducted in Poland in 1996 and 2004. The analysis investigates men and women aged 25-69.*

*Age-standardized health concentration index, concentration curve, absolute and relative index of inequality are calculated for education and health status. Additionally, we calculated population attributable risk indicator in order to assess relative contribution of the analyzed factor to the improvement in health state of the population.*

*The obtained results confirm the occurrence of the educational health inequalities in Poland, consisting in concentration of negative health self-assessment among persons with lower attained education. The results are gender-specific and allow the statement that the level of attained education is more associated with the bigger differences in health status among females rather than males.*

*The results encourage further application of the instrument used for analyzing the health inequality and observation of changes over time.*

**Key words:** health inequalities, concentration index, slope index of inequality, population attributable risk, Poland.

**Autor:**

Wiktoria Wróblewska, Instytut Statystyki i Demografii, Szkoła Główna Handlowa,  
ul. Madalińskiego 6/8, 02-513 Warszawa,  
email: wwrobl@sgh.waw.pl