

Próba oszacowania liczby zgonów według przyczyn w Polsce w latach 1996—2002¹

Informacje pochodzące z ewidencji bieżącej ludności, dotyczące podstawowych zdarzeń demograficznych, należą do najlepszych pod względem jakości danych odnoszących się do jakiegokolwiek dziedziny życia społecznego. Wynika to z faktu, że zgłoszenie narodzin, zgonu, małżeństwa czy rozvodu jest obowiązkowe, a system rejestracji i opracowywania danych o ludności, na który składają się urzędy stanu cywilnego, regionalne urzędy statystyczne i GUS, funkcjonuje w sposób ciągły i systematyczny. Zebrane w ten sposób dane odnoszą się do prawie wszystkich wydarzeń z dziedziny ruchu naturalnego ludności². Istnieją jednak okoliczności wyjątkowe, niecodzienne, które istotnie zaburzają funkcjonowanie ewidencji ludności, wpływając w ten sposób na jakość zbieranych danych. Do takich okoliczności należał strajk polskich lekarzy, którzy w latach 1996—2002 protestowali przeciwko niskim wynagrodzeniom oraz złej organizacji systemu służby zdrowia. Jedną z form tego strajku było niewypełnienie w karcie zgonu przyczyn zgonu i chorób towarzyszących. Protestujący lekarze ograniczali się do podania danych osobowych, koniecznych do identyfikacji osoby zmarłej, pomijali natomiast informacje dotyczące okoliczności zgonu i historię choroby. Uniemożliwiło to lekarzom orzekającym poznanie wyjściowej przyczyny zgonu i ostateczne jej zatwierdzenie oraz zakodowanie w dokumentacji. W rezultacie dane dotyczące liczby zgonów według przyczyn zebrane w tym okresie i opublikowane w rocznikach demograficznych GUS zawierają braki, szczególnie w latach 1997 i 1998. Internetowa baza Światowej Organizacji Zdrowia poświęcona umieralności według przyczyn nie publikuje żadnych danych dla Polski w tych latach (*Estimated...*, 2007). Próbę zmierzenia się z tym problemem stanowiła publikacja Jasińskiego (2005), który szacował współczynniki umieralności z powodu najważniejszych grup chorób układu krążenia. Celem artykułu jest przedstawienie sposobu oszacowania liczby zgonów według płci, wieku w zakresie wszystkich przyczyn, zgodnie z międzynarodową klasyfikacją chorób i problemów zdrowotnych (*International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems, ICD*).

SKALA I CHARAKTERYSTYKA STRAJKU

Lata 90. ub. wieku były w Polsce okresem gruntownych przeobrażeń ustrojowych i ekonomicznych (Bałtowski, Miszewski, 2007). Przejście od gospodarki centralnie planowanej do ustroju wolnorynkowego oznaczało liberalizację cen

¹ Tekst powstał dzięki wsparciu francuskiej Agence nationale de la recherche française oraz niemieckiej Deutsche Forschungsgemeinschaft (grant nr ANR-07-FRAL-018-01), a także dzięki stypendium naukowemu *Research in Paris 2010* ufundowanemu przez miasto Paryż.

² Inaczej jest w przypadku ruchu wędrownego ludności, ponieważ wiele migracji, czy wewnątrz kraju czy zagranicznych, odbywa się bez zarejestrowania/wyrejestrowania się z miejsca stałego zamieszkania.

i płac, likwidację przedsiębiorstw państwowych oraz gwałtowne otwarcie na międzynarodową wymianę handlową. W początkowej fazie transformacji zmiany te były wyjątkowo niekorzystne dla ludności, a pracownicy zagrożeni zwolnieniami grupowymi oraz doświadczający złych warunków pracy organizowali masowe protesty i strajki. System opieki zdrowotnej przez lata był wyjątkowo zaniedbywany pod względem organizacyjnym i finansowym. W dekadzie lat 90. ub. wieku wydatki na opiekę zdrowotną wyrażone procentem PKB oraz procentem wydatków budżetu państwa zamiast rosnąć malały (Kuszeński, Gericke, 2005), płace pozostawały na niskim poziomie, a wymagania organizacyjne zmuszały personel medyczny do pracy poza obowiązującym wymiarem czasu pracy w tzw. „nadgodzinach”. W rezultacie dochodziło do częstych strajków lekarzy i pielęgniarek, a protesty przybierały najróżniejsze formy, od pisania petycji do „odchodzenia” od łóżek pacjentów.

Jedną z najdłuższych akcji protestacyjnych rozpoczęła się w grudniu 1996 r. i trwała aż do połowy 2002 r. Jej przedmiotem były warunki pracy i płacy. Protest objął 650 szpitali i 1100 przychodni, a uczestniczyło w nim ok. 46 tys. lekarzy (Skrzypkowski, 2007). Lekarze przestali wypełniać tzw. „egzemplarz A” karty zgonu i ograniczyli się jedynie do wpisywania danych osobowych, które były absolutnie niezbędne do tego, aby pracownicy urzędu stanu cywilnego mogli zarejestrować zgon oraz wydać zgodę na pochówek. W latach największego natężenia strajku (1997 i 1998) ok. 20% wszystkich zgonów zarejestrowano bez rozpoznania przyczyny³ (wykr. 1). W latach późniejszych skala akcji protestacyjnej znacznie zmalała: w roku 1999 odsetek kart zgonu bez rozpoznania przyczyny wyniósł 2%, a w latach 2000 i 2002 mniej niż 0,5%. W roku 2002 karty nie zostały wypełnione już tylko w przypadku 48 zgonów.

Skala akcji protestacyjnej okazała się bardzo zróżnicowana pod względem regionalnym. W 1997 r. odsetek kart zgonu bez rozpoznania przyczyny wahał się od 5 do 51 w miastach i od 4 do 32 na wsiach (wykr. 2). W całym okresie strajku odsetek ten był mniejszy na wsiach, a także (zarówno na terenach wiejskich, jak i miejskich) na południu i zachodzie kraju. Istotne znaczenie dla sposobu oszacowania mógł mieć fakt, że tereny, na których skala strajku była niższa, charakteryzowały się młodszą strukturą demograficzną, głównie dzięki wyższemu poziomowi urodzeń na wsiach (Okólski, 2004; Balicki i in., 2003) oraz powojennym migracjom na Ziemię Odzyskaną (Gawryszewski, 2005).

Odsetek kart zgonu bez rozpoznania przyczyny okazał się wyższy w przypadku osób zmarłych w wieku średnim i starszym niż w przypadku dzieci (wykr. 3), co po części wynikało z faktu, iż strajk był bardziej intensywny w regionach demograficznie „starszych”. Co ciekawe, jednak odsetek kart zgonu bez rozpoznania przyczyny był wyraźnie niższy w przypadku mieszkańców miast i wsi zmarłych w wieku sędziwym (90 lat i więcej). Ten specyficzny wzorec braków danych — niższy odsetek kart zgonu bez rozpoznania przyczyny w przypadku osób najmłodszych i w wieku sędziwym, natomiast wyższy w przypadku osób w wieku średnim — świadczy o tym, że skala straj-

³ W całym okresie strajku dotyczyło to 168340 zgonów, w tym 155916 w latach 1997 i 1998.

ku była silnie zróżnicowana nie tylko regionalnie, ale również wśród poszczególnych specjalności lekarskich i/lub instytucji opieki zdrowotnej. Być może pediatrzy i geriatrzy uczestniczyli w proteście w mniejszym zakresie niż lekarze pozostałych specjalności lub też oddziały położnicze w szpitalach oraz punkty medyczne zlokalizowane w domach starości były rzadziej reprezentowane w akcji strajkowej niż inne jednostki systemu opieki zdrowotnej. Wiek zgonu silnie determinuje jego przyczynę — osobom młodym właściwe są inne zagrożenia życia niż osobom starym — zatem zróżnicowanie strajku według specjalności lekarskich mogło mieć istotny wpływ na strukturę nierozpoznanych przyczyn zgonu. Niestety hipotezy tej nie można zweryfikować, ponieważ ani Ministerstwo Zdrowia, ani GUS, ani też związki zawodowe nie zbierały informacji o przebiegu protestu. W istocie do strajku przystępowano (i z niego rezygnowano) w sposób spontaniczny i żadna z central związków zawodowych nie rejestrowała protestujących lekarzy. Nie sposób więc określić, ilu lekarzy poszczególnych specjalności lub pracujących w poszczególnych typach instytucji opieki zdrowotnej brało udział w proteście.

METODA OSZACOWANIA BRAKÓW DANYCH

Ze względu na brak informacji o przebiegu strajku i uczestniczących w nim lekarzach według specjalności nie można było określić, czy któraś z przyczyn mogła być nad- lub niedoreprezentowana wśród zgonów zarejestrowanych bez rozpoznania przyczyny. Jedyne pewne źródło informacji stanowił zbiór zgonów zarejestrowanych w sposób pełny (dla których przyczyna została określona). Metoda oszacowania polegała na uzupełnieniu braków danych w sposób odzwierciedlający udział poszczególnych przyczyn wśród zgonów zarejestrowanych prawidłowo, np. jeśli wśród prawidłowo wypełnionych kart zgonu 4% stanowiły zgony z powodu niewydolności serca, ten sam odsetek został przypisany zgonom, dla których przyczyna nie została określona. Podobne podejście reprezentował Jasiński (2005), który do oszacowania współczynników umieralności z powodu chorób układu krążenia użył proporcji zgonów rozpoznanych z danej przyczyny wśród wszystkich zgonów mających rozpoznane przyczyny.

Tak uzyskane proporcje pomnożył przez całkowitą liczbę zgonów, uzyskując w ten sposób szacunek liczby zgonów według (wybranych przez siebie) przyczyn. Alternatywny sposób uzupełnienia braków danych mogła stanowić też estymacja statystyczna, oparta na długookresowych szeregach czasowych zdefiniowanych dla każdej przyczyny zgonu⁴. Istotną niedogodnością przemawiającą przeciw temu rozwiązaniu była niedostateczna długość owych szeregów: w 1997 r. została wprowadzona nowa 10. rewizja międzynarodowej klasyfikacji chorób, która uniemożliwiła porównywalność danych zarejestrowanych wcześniej — według rewizji poprzedniej, obowiązującej w okresie 1980—1996. Podstawą do estymacji byłyby zatem dane zarejestrowane jedynie w latach 2003—2011, ewentualnie — z uwagi na małą skalę strajku w jego końcowym okresie — w latach 2000—2011. Ten problem spowodował, że w badaniu zdecydowano o zastosowaniu innego, stosunkowo prostego, oszacowania opartego na strukturze zgonów zarejestrowanych prawidłowo.

Jak już wspomniano, rozkład zgonów z rozpoznaniem przyczyny i bez jej rozpoznania różnił się w poszczególnych regionach kraju i grupach wieku. Aby zatem wyeliminować ewentualne obciążenie wynikające z tego faktu, oszacowanie zostało przeprowadzone oddzielnie, w jak najmniejszych grupach ludności zdefiniowanych płcią, wiekiem i miejscem zamieszkania. Dane źródłowe, uzyskane z GUS, zawierały liczby zgonów w okresie 1996—2002 według płci, 5-letnich grup wieku (0—1 roku, 1—4, 5—9, ..., 85 lat i więcej), miejsca zamieszkania (miasto/wieś) oraz pojedynczych przyczyn zgonu. Ta ostatnia informacja nie była oczywiście dostępna w przypadku zgonów zarejestrowanych bez rozpoznania przyczyny. W celu eliminacji obciążenia wynikającego z regionalnych różnic istotne było przeprowadzenie obliczeń również w podziale wojewódzkim. Dane źródłowe dla lat 1997 i 1999 dotyczyły zgonów w województwach zagregowanych według głównych rozdziałów klasyfikacji ICD: choroby zakaźne i pasożytnicze, nowotwory, choroby krwi i narządów krwiotwórczych itd. (zestawienie (1)). Dla roku 1998 dane źródłowe dotyczyły województw, lecz bez podziału na miasto/wieś, zaś dla pozostałych lat zaniechano oszacowania na poziomie regionalnym. Za takim rozwiązaniem przemawiała bardzo mała skala strajku w latach 2000—2002 oraz, jak się okazało po dokonaniu obliczeń, stosunkowo małe różnice w wynikach różnych wariantów oszacowania.

Ponieważ uzyskanie danych według przyczyn zgonów niekompletnie zarejestrowanych było możliwe w różnych podziałach terytorialnych kraju, wykonano kilka wariantów oszacowania. Najprostszy z nich obliczono dla kraju ogółem bez podziału wiekowego (wariant nr 1, zestawienie (2)). Wariant ten, nieuwzględniający faktu, że przyczyny zgonów są zazwyczaj inne w młodości a inne w starości, służyć miał wyłącznie celom porównawczym. W wariacie

⁴ W takim podejściu należałoby określić formę funkcyjną jednakową według wszystkich przyczyn oraz zdefiniować warunki brzegowe stanowiące rzeczywistą liczbę zgonów w danej grupie wieku, płci i danym roku.

nr 2 obliczenia powtórzone w zakresie kraju i w każdej 5-letniej grupie wieku osobno. Aby wyeliminować ewentualne obciążenie wynikające ze zróżnicowania regionalnego strajku, kolejne warianty oszacowania uwzględniały podział terytorialny: wariant nr 3 przeprowadzono w ujęciu miasto/wieś, wariant nr 4 w podziale wojewódzkim (lata 1997—1999), zaś wariant nr 5 w podziale miasto/wieś w każdym z województw (1997 i 1999).

**ZESTAWIENIE (1) DANYCH ŹRÓDŁOWYCH DOTYCZĄCYCH ZGONÓW
WEDŁUG PODZIAŁU TERYTORIALNEGO KRAJU**

Wyszczególnienie	L a t a
Polska	1996—2002
Miasto/wieś	1996—2002
Województwa	1997, 1998, 1999
Województwa i miasto/wieś ...	1997, 1999

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

**ZESTAWIENIE (2) WARIANTÓW OSZACOWANIA
WEDŁUG WIEKU ORAZ PODZIAŁU TERYTORIALNEGO KRAJU**

Numerы wariantów	Warianty oszacowania	Lata, dla których oszacowanie było możliwe
1	ogółem Polska bez podziału według wieku	1996—2002
2	podział według wieku bez podziału terytorialnego kraju	1996—2002
	podział według wieku oraz według:	
3	miasto/wieś	1996—2002
4	województw	1997, 1998, 1999
5	województw i miasto/wieś	1997, 1999

U w a g a. Obliczenia przeprowadzono odrębnie dla mężczyzn i kobiet.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Dane dostępne według poszczególnych województw były, przypomnijmy, zagregowane według głównych rozdziałów klasyfikacji ICD a nie według pojedynczych przyczyn. Przeprowadzenie zatem obliczeń w wariantach nr 4 i 5 wymagało dwustopniowej procedury (wykr. 4). Po pierwsze, liczba zgonów bez rozpoznanej przyczyny została rozdzielona pomiędzy rozdziały ICD na województwa w sposób proporcjonalny do rozkładu liczby zgonów z rozpoznaną przyczyną. Po drugie, wyniki według każdego z rozdziałów ICD zostały zagregowane dla kraju, a następnie rozdzielone wewnątrz każdego z rozdziałów ICD pomiędzy pojedyncze przyczyny zgonów w sposób proporcjonalny do rozkładu liczby zgonów z rozpoznaną przyczyną. Procedura ta uwzględniła regionalne zróżnicowanie intensywności strajku, a także umieralności według przyczyn. Nawet jeśli w wymiarze terytorialnym niektóre przyczyny były nad- lub niedoreprezentowane wśród zgonów zarejestrowanych bez rozpoznania, efekt ten został znacznie ograniczony w wariantach nr 5.

WYNIKI OSZACOWANIA WEDŁUG RÓŻNYCH WARIANTÓW

Nie sposób przedstawić wyników oszacowania dla wszystkich przyczyn zgonów, których według 10. rewizji międzynarodowej klasyfikacji chorób i problemów zdrowotnych ICD jest ponad 10 tys.⁵. Wykr. 5 pokazuje uzyskane rezultaty według możliwie najdokładniejszych wariantów dla kilku wybranych chorób należących do grupy nowotworów złośliwych. W przypadku masowych przyczyn zgonów, np. nowotworu oskrzeli lub płuc, wyniki oszacowania dobrze wpisują się w trend obserwowany w latach po zakończeniu strajku. Z kolei w przypadku nowotworu wargi czy nasady języka wyniki mają z roku na rok stosunkowo dużą zmienność, charakterystyczną dla rzadkich przyczyn zgonów.

⁵ Jest to liczba przyczyn określonych 4-znakowym kodem alfanumerycznym (A00,0, A00,1 itd.). Skrócona liczba przyczyn, określonych kodem 3-znakowym (A00, A01 itd.), wynosi ponad 1700.

Spośród pięciu wariantów oszacowań ostatni z nich uwzględniał najwięcej zmiennych i z tego powodu był najdokładniejszy. Jednakże wariant ten był możliwy do realizacji jedynie dla lat 1997 i 1999, podczas gdy w przypadku pozostałych lat należało odwołać się do mniej dokładnych oszacowań. Dlatego warto porównać, w jakim stopniu wyniki pozostałych wariantów różniły się od wariantu nr 5. Tabl. 1 zawiera liczbę przyczyn zgonów sklasyfikowanych według stopnia, w jakim wynik otrzymany w wariantach nr 1—4 różnił się od wyniku najbardziej precyzyjnego: o mniej niż 2,5% w stosunku do wyniku wariantu nr 5 od 2,5% do 5% itd. Prezentowane dane odnoszą się do roku 1997 i tylko do najliczniejszych przyczyn, to znaczy takich, dla których w wariacie nr 5 uzyskano przynajmniej 50 zgonów.

TABL. 1. LICZBA PRZYZYN ZGONÓW WEDŁUG WARIANTÓW OSZACOWANIA 1—4 I RÓŻNICY W ODNIESIENIU DO WARIANTU 5 (jako odsetek wyniku wariantu nr 5) W 1997 R.

Różnica w odniesieniu do wariantu 5 w %	Liczba przyczyn zgonów według wariantu			
	1	2	3	4
10 i więcej	24	0	0	0
5—10	24	0	0	0
2,5—5	46	11	6	2
Mniej niż 2,5	215	298	303	307

U w a g a. Uwzględniono jedynie przyczyny co najmniej 50 zgonów.
 Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

Warianty (nr 2—4) uwzględniające wiek pokazały bardzo zbliżone wyniki i w większości przypadków różniły się od najbardziej precyzyjnego wariantu o mniej niż 2,5% zgonów. Różnice rzędu 2,5—5,0% zanotowano w przypadku 11 przyczyn w wariacie obliczonym dla kraju, 6 przyczyn w wariacie obliczonym według podziału miasto/wieś i tylko w przypadku 2 przyczyn w wariacie obliczonym według województw. Oznacza to, że im mniejszy terytorialny poziom obliczeń, tym uzyskane wyniki były bardziej zbliżone do wariantu nr 5. Nie jest więc zaskoczeniem, że wariant nieuwzględniający wieku ani podziału terytorialnego okazał się najmniej precyzyjny: w przypadku 24 przyczyn wynik różnił się od najbardziej dokładnego o przynajmniej 10%, w przypadku kolejnych 24 przyczyn od 5% do 10%. Największe różnice w wynikach (przekraczające 10%) dotyczyły przyczyn specyficznych dla poszczególnych etapów życia, chodziło mianowicie o:

- niektóre stany rozpoczynające się w okresie okołoporodowym, wady rozwojowe wrodzone, zniekształcenia i aberracje chromosomowe, które zagrażają życiu przede wszystkim w okresie niemowlęcym;
- wypadki komunikacyjne z udziałem osoby jadącej motocyklem lub samochodem, zanurzenia i zatonięcia, zatrucia przez narażenie na narkotyki i leki psychodyleptyczne (halucynogenne), które najczęściej rejestrowane są wśród osób nastoletnich, 20- i 30-letnich.

W przypadku wymienionych przyczyn zgonów, np. niektórych stanów rozpoczynających się w okresie okołoporodowym (wykr. 6), wyniki wariantu nieuwzględniającego wieku zostały znacznie przeszacowane. Wynikało to z faktu, że wariant nr 1 przypisywał ten sam odsetek zgonów wszystkim przyczynom, podczas gdy należało przypisać mniejszy odsetek przyczynom mającym miejsce w wieku niemowlęcym niż w wieku starszym, np. w roku 1997 zgony bez rozpoznania przyczyny stanowiły 10% zgonów w wieku poniżej roku i 21% zgonów w wieku powyżej roku. Tym samym wiek okazał się czynnikiem dużo ważniejszym dla precyzji oszacowania od cech terytorialnych. Prawdopodobnie regionalne zróżnicowanie umieralności według przyczyn nie było wystarczająco silne albo skala protestu nie była wystarczająco duża, aby wyeksponować i odzwierciedlić owo zróżnicowanie w oszacowaniu przeprowadzonym w różnych podziałach terytorialnych. Warto jednak zwrócić uwagę na fakt, że nawet wariant nieuwzględniający wieku okazał się stosunkowo dokładny w przypadku wielu przyczyn zgonów — dla 215 z nich wyniki różniły się od wariantu nr 5 o mniej niż 2,5%.

W przypadku kilku przyczyn zgonów różnice względne między poszczególnymi wariantami okazały się nieznaczne, natomiast różnice absolutne — dość istotne. Dotyczyło to w szczególności tych przyczyn, z powodu których rejestruje się w Polsce najwięcej zgonów (tabl. 2): nowotworu złośliwego oskrzela lub płuca, ostrego zawału serca, przewlekłej choroby niedokrwiennej serca, miażdżycy, zapalenia płuc wywołanego nieokreślonym drobnoustrojem, starości i innych, niedokładnie określonych i nieznanych przyczyn umieralności. W zależności od wariantu oszacowania wyniki różniły się od najdokładniejszego o dziesiątki, a nawet setki zgonów. Co ciekawe, wyniki kolejnych wariantów „nie zbliżały się” w sposób liniowy do wyniku najbardziej precyzyjnego, np. w przypadku nowotworu złośliwego oskrzeli lub płuc oszacowanie przeprowadzone dla kraju (wariant nr 2) okazało się bliższe najdokładniejszemu wynikowi niż oszacowanie obliczone w podziale na miasto i wieś (wariant nr 3). Wynik ten świadczy o tym, że w przypadku każdej z przyczyn inne czynniki determinowały ostateczny poziom umieralności.

TABL. 2. LICZBA ZGONÓW WEDŁUG WYBRANYCH PRZYZYCH ORAZ PIĘCIU WARIANTÓW OSZACOWANIA W 1997 R.

Wyszczególnienie	1	2	3	4	5
Nowotwór złośliwy, oskrzela lub płuca	18627	18888	18905	18783	18788
Ostry zawał serca	31590	31887	31961	31844	31912
Przewlekła choroba niedokrwien- na serca	22132	22284	22315	22257	22277
Miażdżycy	40615	40672	40630	40624	40558
Zapalenie płuc wywołane nieokreśl- nym drobnoustrojem	7182	7171	7205	7287	7370
Starość	11495	11402	11247	11463	11351
Inne, niedokładnie określone i niezna- ne przyczyny umieralności	6398	6386	6400	6537	6551

Źródło: obliczenia własne.

PROBLEMY WYNIKAJĄCE ZE ZMIANY KLASYFIKACJI PRZYCZYN ZGONÓW

W 1997 r. 10. rewizja międzynarodowej klasyfikacji chorób i problemów zdrowotnych zastąpiła w Polsce rewizję obowiązującą w okresie 1980—1996. W wyniku wprowadzenia 10. rewizji ICD liczba przyczyn możliwych do zarejestrowania wzrosła z mniej niż 1 tys. do ponad 10 tys.⁶. Równocześnie ustawa o statystyce publicznej z 1995 r. (Dz. U. 1995 Nr 85, poz. 439, z późniejszymi rozporządzeniami i poprawkami) obowiązująca od 1 stycznia 1997 r. istotnie zmieniła polski system zbierania danych dotyczących umieralności. Najważniejszą modyfikacją okazało się ustanowienie tzw. lekarza orzekającego o wyjściowej przyczynie zgonu, który na podstawie karty zgonu, a przede wszystkim informacji dotyczących bezpośredniej, wtórnej i wyjściowej przyczyny, ostatecznie ustala i koduje⁷ przyczynę wyjściową zgonu. Lekarze ci dysponują dużym doświadczeniem i wysoce specjalistyczną wiedzą w zakresie reguł kodyfikacyjnych i sprawozdawczych. Ograniczenie ich liczby do ok. 35 w skali kraju miało na celu udoskonalenie systemu zbierania danych dotyczących zgonów według przyczyn.

Podjęto działania w celu eliminacji rozbieżności pomiędzy 9. i 10. rewizją oraz ujednolicenia systemu kodowania przyczyn umieralności w Polsce w wymiarze regionalnym. Światowa Organizacja Zdrowia opublikowała tzw. „translator” (*Translator...*, 1997), który łączy przyczyny zgonów pochodzące z 9. rewizji z ich odpowiednikami z 10. rewizji (*Estimated...*, 2007). Z kolei czynność kodowania przyczyn zgonu przekazano odpowiednio w ręce wyszkolonych ekspertów (lekarzy koderów). Pomimo tego zmiana klasyfikacji ICD oraz systemu zbierania danych sprawiły, że serie danych dotyczące liczby zgonów według pojedynczych przyczyn cechują się nieciągłościami. Dotyczy to np. najważniejszej grupy przyczyn pod względem liczby zgonów w Polsce — chorób układu krążenia. Charakterystyczne „skoki” przy przejściu z 8. do 9. (1979/1980) i z 9. do 10. rewizji ICD są szczególnie widoczne w przypadku umieralności z powodu miażdżycy (wykr. 7). Nieciągłości te nie mogły być wynikiem przemian epidemiologicznych, które w przypadku chorób niezakaźnych nie zachodzą aż tak gwałtownie (z roku na rok). Podobnie jak w innych krajach (Anderson, 2011; Bijak, 2003; Meslé, 2006) zaburzenia te były raczej spowodowane modyfikacją definicji przyczyn zgonów w poszczególnych rewizjach oraz zmianą procedur kodowania.

⁶ Chociaż w polskiej praktyce liczba kategorii, dla których rejestruje się zgony, wynosi ok. 3,6 tys. W Polsce stosowano skróconą wersję 9. rewizji ICD zawierającą przyczyny oznaczone 3-znakowym kodem numerycznym (001, 002 itd.), podczas gdy wersja pełna wyodrębniała ok. 5 tys. 4-znakowych przyczyn. 10. rewizja ICD została w Polsce przyjęta w pełnej wersji.

⁷ Stąd potoczna nazwa „lekarza kodera”.

Dalsza praca nad danymi dotyczącymi umieralności według przyczyn w Polsce polegała na eliminacji nieciągłości wywołanych zmianami rewizji ICD (Fihel, 2011). Do rekonstrukcji długookresowych, pozbawionych „skoków” danych, według pojedynczych przyczyn wykorzystano przedstawione oszacowanie liczby zgonów w latach 1996—2002. Takie pełne, zrekonstruowane dane mogą być wykorzystywane w kolejnej analizie umieralności. W szczególności serie

odnoszące się do pojedynczych przyczyn zgonów pozwolą zidentyfikować ewentualne związki pomiędzy przemianami społeczno-ekonomicznymi w Polsce a umieralnością.

dr Agnieszka Fihel — Wydział Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego
dr France Meslé, dr Jacques Vallin — Krajowy Instytut Badań Demograficznych w Paryżu

LITERATURA

- Anderson R. (2011), *Coding and classifying causes of death: trends and international differences*, [w:] Rogers R., Crimmins E. (red.), *International handbook of adult mortality*, vol. 2, Springer, Dordrecht
- Balicki J., Frączak E., Nam Ch. (2003), *Przemiany ludnościowe. Fakty — interpretacje — oceny*, Instytut Politologii Uniwersytetu Kardynała S. Wyszyńskiego, Warszawa
- Bałtowski M., Miszewski M. (2007), *Transformacja gospodarcza w Polsce*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
- Bijak J. (2003), *Międzynarodowa porównywalność danych o zgonach według przyczyn w badaniu regionalnych różnic umieralności na przykładzie Czech, Holandii i Polski w latach 1994—1996*, „Studia Demograficzne”, nr 2/144
- Estimated completeness of mortality data for latest year* (2007), WHO, tablica dostępna w Internecie: <http://www.who.int/whosis/database/mort/table3.cfm>.
- Fihel A. (2011), *Umieralność według pojedynczych przyczyn zgonu: rekonstrukcja danych dla Polski 1970—2009*, „Studia Demograficzne”, nr 2
- Gawryszewski A. (2005), *Ludność Polski w XX wieku*, PAN IGiPZ, Warszawa
- Jasiński B. (2005), *Umieralność z powodu chorób układu krążenia w Polsce w latach 1997—2003*, Zakład Epidemiologii i Prewencji Chorób Układu Krążenia, Instytut Kardiologii, Warszawa
- Kuszeński K., Gericke C. (2005), *Poland*, „Health systems in transition”, No. 7(5), WHO
- Okólski M. (2004), *Demografia zmiany społecznej*, Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa
- Meslé F. (2006), *Medical causes of death*, [w:] Caselli G., Vallin J., Wunch G. (red.), *Demography. Analysis and synthesis. A treatise in population studies*, vol. 2, Elsevier
- Skrzypkowski A. (2007), *Strajki lekarzy jako nowe wyzwania dla etyki pracodawcy i kodeksu etyki lekarskiej*, „Polski Przegląd Medycyny Lotniczej”, nr 1
- Translator. Ninth and Tenth Revisions. User's guide to electronic tables (5 diskettes)* (1997), Genewa, WHO, dostępne w Internecie: <http://libdoc.who.int/icd/hq/1996/>

SUMMARY

The strike of Polish medical doctors in the years 1996—2002 seriously affected the collection of cause-of-death data in the frame of vital registration system. This article presents a method assessing the total number of deaths by cause under the assumption that the distribution of causes across correctly reported deaths and across deaths without recognized underlying cause was the same within each demographic group (defined by sex, age, place of residence). For each year of strike several variants of assessment were performed; variants

differed with regard to the level of detail as for the age and territorial division. The variants gave similar results for territorial characteristics. It means that the scale of protest was not big enough to expose possible regional diversity of mortality by causes. The reconstructed, complete and longitudinal data on deaths by single causes will serve for future analysis of mortality trends and will be used to identify and discuss the possible links between trends in mortality and the political and socio-economic changes that occurred in Poland.

РЕЗЮМЕ

Протест врачей в 1996—2002 гг, заключающийся в том, что в свидетельстве смерти они не указывали ее причины, нарушил текущий учет смертности. В статье характеризуется метод оценки общего числа смертей по их причинам. Было предположено, что распределение причин среди смертей правильно заявленных и смертей без указания их причины было идентичным внутри демографических групп (определенных полом, возрастом и местом проживания).

Были проведены 5 вариантов оценки (для отдельных годов протеста) по возрасту и территории. В вариантах учитывающих различное территориальное деление Польши (по городу/деревне и/или воеводствам) были получены сближенные результаты. Это обозначает, что масштаб недостатков в учете смертей не был настолько большим, чтобы выделить возможную региональную дифференциацию смертности по ее причинам. Восстановленные, полные и долгосрочные данные касающиеся смерти по отдельным причинам могут использоваться в анализе смертности.