

*Jan Kopczyński, Zbigniew Lewandowski, Cecylia Łabanowska, Piotr Tyszko, Elżbieta Mróz,  
Maria Mularczyk-Bal, Urszula Borkowska*

## PRZEWIDYWANIE 29-LETNIEJ UMIERALNOŚCI W PRÓBIE POPULACJI WARSZAWY W ŚWIETLE DANYCH O ZAGROŻENIACH WYJŚCIOWYCH ORAZ POWSTAŁYCH W TOKU OBSERWACJI<sup>1</sup>

Z Zakładu Epidemiologii Instytutu Medycyny Społecznej AM w Warszawie.  
p/o kierownika: Maria Mularczyk-Bal  
Z Zakładu Opieki Zdrowotnej Instytutu Medycyny Społecznej AM w Warszawie.  
Kierownik: Piotr Tyszko

*Długoletnią obserwację okoliczności zgonu w kohorcie ludności Warszawy wykorzystano w trojakim celu: oceny stanu potencjalnych cech zagrożenia na początku badania, ich przeistoczenia w cechy ryzyka zgonu w trakcie trwania obserwacji oraz wpływu ewolucji cech ryzyka na wystąpienie zgonu. Początkowo niska przewidywalność zgonu na podstawie cech wyjściowych ewoluowała w kierunku wzrostu letalnej roli szkodliwych zachowań zdrowotnych, zwłaszcza długotrwałego palenia papierosów oraz w miarę wzrostu – potrzeby hospitalizacji. Kształtowaniu nadwyżki ryzyka związanego z nadumieralnością mężczyzn oraz niedawną hospitalizacją częściej towarzyszyło pojawianie się komponenty wcześniej nieobecnego zagrożenia zgonem z innych powodów.*

*Słowa kluczowe: badania kohortowe, ogólne ryzyko zgonu, przewaga w szansie przeżycia, czasowe komponenty zagrożenia*

*Key words: cohort studies, general mortality risk, survival advantage, temporal components of exposure*

### WSTĘP

Podstawowym wymogiem badań etiologicznych jest uszeregowanie obserwowanych zdarzeń w kolejności umożliwiającej odtworzenie łańcucha przyczynowo-skutkowego (1). Zachowanie sekwencji czasowej pozwala wykryć testowane przyczyny patologii, jeżeli nie przeszkadza w tym takie wcześniejsze nagromadzenie się elementów narażenia, które trudno dostrzec z pozycji „startowej” badania.

Kumulacja zagrożeń wydaje się szczególnie ważna w przypadku wyjaśniania ryzyka zgonu, często odległego w czasie od bodźców inicjujących. Niekiedy można wprawdzie

<sup>1</sup>Praca własna Zakładu Epidemiologii IMS AM w Warszawie nr 2M8/W.

uzyskać subiektywną informację o początku istnienia domniemanych zagrożeń (np. palenia, ubóstwa itp.), ale jest ona często niewiarygodna.

Przyjętą metodą wykorzystania danych długofalowych do wzbogacenia informacji o ryzyku chorobowym jest tworzenie zmiennych zależnych od czasu (*time-dependent variables* (2)), scalających informacje z powtórzonych badań. Ich interpretacja jest jednak ograniczona do zmiennych *monotonicznych*, tzn. wykazujących jedynie jednokierunkową zmianę w czasie. Alternatywą w stosunku zarówno do jednokierunkowej jak i ponadczasowej oceny działania prekursorów zgonu może być odniesienie okoliczności jego wystąpienia do przemian (lub trwania) tychże czynników ryzyka w ograniczonym czasie. Taką możliwość pozwoliły przetestować wyniki dwukrotnego badania kohorty mieszkańców Warszawy, połączone z jednoczesną, blisko 30-letnią obserwacją występowania w tej grupie zgonów z powodu ogółu przyczyn.

#### MATERIAŁ I METODY BADAŃ

W latach 1970/1971 wykonano na próbie losowej dorosłej (18+ lat) ludności Warszawy badanie przekrojowe dotyczące warunków życia, stanu zdrowia i wykorzystania pomocy zdrowotnej przez mieszkańców miasta (3). Dane z wywiadu domowego (informacje rodzinne) oraz z ankiety samozwrotnej (informacje jednostkowe) uzyskano od 1898 osób (86% uczestników próby), 833 mężczyzn i 1065 kobiet.

W latach 1978/79 badanie ankietowe powtórzono u 1366 (72,0%) uczestników pierwszego badania, 589 mężczyzn i 777 kobiet (4). Wśród 532 uczestników pierwszego badania nieobecnych w drugim (100%) znalazły się 102 osoby nieosiągalne (19%), 275 zmarłych (52%) oraz 155 odmów powtórnego uczestnictwa (29%). Wywiady domowe zbierano za pomocą tego samego jednostkowego kwestionariusza, do którego włączono pytania aktualizujące dane demograficzne i rodzinne.

Do końca 1999 roku uzyskano dokumentację potwierdzającą 751 przypadków zgonu (39,6% wyjściowej liczebności kohorty), przy 166 (8,8%) brakach informacji o losach badanych osób. Dane o zgonach uzyskano z Wydziału Spraw Obywatelskich Urzędu Wojewódzkiego miasta stołecznego Warszawy, potwierdzając dodatkowo fakt zejścia śmiertelnego w centralnym rejestrze zgonów Głównego Urzędu Statystycznego.

Zebrane dwukrotnie jednakowe informacje ankietowe dotyczyły: *faktów społeczno-demograficznych* (wiek, płeć, zawód, stan cywilny, urodzenie w mieście lub na wsi, wykształcenie, aktualne zatrudnienie, zasobność – posiadanie samochodu i podstawowych sprzętów gospodarstwa domowego); *stanu zdrowia* (częsta obecność wybranych dolegliwości układowych, fakt zachorowania w ostatnim roku, obecność chorób przewlekłych, przyjmowanych deklaratywnie lub uznawanych za takie na podstawie dodatniego wyniku testów diagnostycznych: wysiłkowej dusznicy wieńcowej (2) lub przewlekłego nieżytu oskrzeli (3) oraz inwalidztwa stwierdzanego na podstawie ograniczeń sprawności typu wysiłkowego – w poruszaniu się „poza domem” lub obejmującego trudności w wykonywaniu czynności domowych – „w domu”); *korzystania z pomocy zdrowotnej* (wizyta u lekarza w ostatnim roku, w dwóch wariantach: pomocy w chorobie, odwiedzin bez choroby, także korzystanie z usług poradni rejonowej, zakładowej, spółdzielni lekarskiej, lekarza prywatnego lub specjalisty, posiadanie stałego lekarza ogólnego lub stałego specjalisty, leczenie stomatologiczne w ostatnim roku, badanie okresowe uzębienia, kontrola rtg klatki piersiowej w ostatnich dwóch latach oraz fakt pobytu w szpitalu oraz pobyt w szpitalu w ostatnich 5 latach,

a w ostatnim badaniu – w minionej dekadzie); *zachowań zdrowotnych* (palenie papierosów, picie piwa, wina lub wódki, przyjmowanie leków bez formalnych wskazań lekarza, regularność przyjmowania posiłków i ich liczba w ciągu dnia, sposób spędzania wolnego czasu, korzystanie z wczasów związkowych lub prywatnych w ciągu minionych 3 lat); oraz *wielkość wskaźnika wagowego* (ciężar ciała w kg podzielony przez kwadrat wysokości ciała w metrach, ustawiony, miarą odchylenia standardowego, na wariant chudości lub nadwagi).

Do analizy powyższe informacje przedstawiono (wyjawszy rozkład wieku) w dwóch różnych formach: 1) dla każdego z dwóch kolejnych zbiorów z osobna utworzono *zmiennie dwudzielcze* przyjmujące w klasie wyróżnionej (ryzyka) kod „1”, a w jej dopełnieniu – kod „0” (informacje o założonym ukierunkowaniu ryzyka zawierają odpowiednie tabele) oraz 2) dla obu połączonych zbiorów z roku 1970 i 1979 utworzono *zmiennie opisujące trwanie lub zmianę*, w poczwórnej postaci: dwukrotnego uniknięcia ryzyka, jego pojawienia się w ciągu 9 lat 1971-1979, ustąpienia w tymże okresie oraz niezmiennego trwania w dekadzie dzielącej oba badania.

Tak uformowane zmiennie przedstawiono: a) jako wystandaryzowane ze względu na różnice wieku oraz płci początkowe frakcje częstości zmiennych ryzyka dla grup osób, które przeżyły 29-letni okres obserwacji oraz osób zmarłych w tym czasie; standaryzację przeprowadzono metodą regresji logistycznej (1); b) jako *wyjściowe* predyktory narażenia przepowiadające zgon w następujących okresach badania: ba) z pozycji wyjściowej w stosunku do umieralności w całym okresie obserwacji, bb) z pozycji roku 1979 w stosunku do umieralności w pozostałym okresie obserwacji oraz bc) na podstawie wartości zmiennych z roku 1970, w stosunku do zgonów w latach 1980-1999; obecność tych zmiennych sygnalizują ilorazy ryzyka zgonu (z 95% przedziałami ufności) uzyskane z wielorakiej regresji Coxa, w analitycznej wersji „do przodu”; c) jako zmiennie *wskaźnikowe* (ślepe) służące do jednoczesnej oceny różnych wariantów zmiany lub trwania czynnika ryzyka zgonu, odniesionego do prawdopodobieństwa zgonu w grupie osób dwukrotnie wolnych od ekspozycji. Analizę wskaźnikową, podobnie jak wychodzącą z wyjściowych wartości zmiennych, przeprowadzono dwustopniowo, selekcionując w pierwszej fazie pojedyncze zmiennie jedynie na podstawie standaryzacji na wiek i płeć, a następnie – poddając je testowi wielorakiej regresji Coxa. Wyselekcjonowane wstępnie zmiennie wskaźnikowe przytrzymywano w modelach w całości (tzn. we wszystkich wariantach czasowych) dla każdej wybranej cechy, w celu jednolitego odniesienia ryzyka zgonu do prawdopodobieństwa jego wystąpienia w grupie osób dwukrotnie unikających ekspozycji.

W analizie uwzględniono dwa rodzaje braków danych: a) brak informacji o *losach członków kohorty*, dotyczący finalnie 166 osób; ich obecność reprezentują osobolata liczone do momentu opuszczenia kohorty lub ich szacunki odpowiadające połowie (wielu) czasokresów wyszukiwania zgonów; b) brak odpowiedzi na pytania dotyczące *różnych rodzajów ekspozycji*. W przypadku *wyjściowych* zmiennych narażenia braki odpowiedzi nie zakłóciły na ogół toku analiz; w przypadku zmiennych *ślepych* znaczne rozproszenie braków podyktowało konieczność utworzenia dodatkowej kategorii zmiennych ślepych obejmujących każdy z osobna deficyt danych na temat rodzaju ekspozycji.

## WYNIKI

A) Porównanie wyjściowych wartości predyktorów. Tabela I przedstawia początkowe wartości wybranych zmiennych narażenia w klasach zgonu lub przeżycia. Poza zgodną

Tabela I. Standaryzowane na wiek i płeć frakcje czynników ryzyka zgonu w grupach osób przeżywających i zmarłych w 29. okresie obserwacji

Table I. Age- and sex-adjusted base-line proportions of mortality risk factors among survivors and non-survivors

Cecha	Przeżywający [%]	Zmarli [%]	P
Niepracujący	<b>21</b>	<b>11*</b>	<0,0001
Pracownicy fizyczni	33	36	nz**
Bez matury	47	50	nz
Niedobór sprzętów	<b>29</b>	<b>23</b>	0,0013
Dolegliwości sercowe	12	19	0,0015
Wyczerpanie	18	33	<0,0001
Dusznicza wieńcowa	10	15	0,0014
Bronchit przewlekły	14	22	<0,0001
Nasercowe bez wskazań	8	17	<0,0001
Witaminy bez wskazań	14	13	nz
Długotrwała choroba	24	40	<0,0001
Niesprawność „w domu”	2	7	<0,0001
Niesprawność „poza domem”	1	7	<0,0001
Choroba w ostatnim roku	58	60	nz
Lekarz w chorobie***	57	58	nz
Lekarz bez choroby***	22	23	nz
Lekarz rejonowy***	52	49	nz
Lekarz zakładowy***	40	41	nz
Lekarz prywatny***	<b>9</b>	<b>6</b>	0,0477
Stały lekarz ogólny	41	52	<0,0001
Stały specjalista	40	48	0,0016
Stomatolog***	63	53	<0,0001
Rzadka kontrola zębów	43	52	0,0009
Szpital kiedykolwiek	51	62	<0,0001
Szpital w ost. dekadzie	21	22	nz
Częste picie piwa	<b>31</b>	<b>20</b>	<0,0001
“ picie wina	<b>37</b>	<b>25</b>	<0,0001
“ picie wódki	42	46	nz
Palenie papierosów:	<b>(44)</b>	<b>(32)</b>	<0,0001
w tym: (5-14)	<b>(20)</b>	<b>(11)</b>	<0,0001
(15+)	(25)	(22)	nz
Nieregularność posiłków	<b>32</b>	<b>27</b>	0,0259
Mała liczba posiłków	65	75	<0,0001
Brak wczasów prywatnych	48	59	<0,0201
Bierna forma odpoczynku	<b>33</b>	<b>27</b>	0,0041
Chudość	20	10	<0,0001
Tęgość	21	41	<0,0001

\* wytłuszczenie oznacza frakcje niezgodne z przewidywaniem. Bolded fractions denote unexpected patterns of risk

\*\* nieznamienne. Nonsignificant

\*\*\* w ostatnim roku. In the last year

Tabela II. Ryzyko względne zgonu dla 29 lat obserwacji i danych wyjściowych z początku badania, z 95% przedziałami ufności (w nawiasach), w grupach płci. N=1576, 566 zgonów. Kobiety: n=977, 334 zgony, mężczyźni: n=728, 307 zgonów\*

Table II. Sex-specific risk ratios of death during 29-years of observation on the base-line 1970 levels of exposure, with 95% confidence intervals. N=1576, 566 deaths. Women: n=977, 334 deaths; men: n=728, 307 deaths\*

Zmienna	Kobiety	Mężczyźni	Razem
Wiek	1,097 (1,09-1,11)	1,083 (1,07-1,09)	1,087 (1,08-1,10)
Płeć męska			1,50 (1,3-1,8)
Urodzenie na wsi	0,70 (0,6-0,9)		
Niedobór sprzętów		1,31 (1,0-1,7)	1,30 (1,1-1,5)
Choroba wieńcowa			1,29 (1,0-1,6)
Bronchit przewlekły		1,42 (1,1-1,8)	
Dolegliwości sercowe	1,41 (1,1-1,8)		
Leki „nasercowe”		1,45 (1,0-2,0)	1,25 (1,0-1,5)
Długotrwała choroba	1,34 (1,1-1,7)		1,37 (1,1-1,6)
Inwalidztwo „poza d.”	1,53 (1,1-2,1)		1,66 (1,3-2,2)
Stały specjalista		1,40 (1,1-1,8)	
Rzadki przegląd uzębienia			1,25 (1,0-1,5)
Palenie papierosów		1,57 (1,2-2,0)	1,48 (1,2-1,8)

\* Sumy dla mężczyzn i kobiet dodają się do większych liczb niż liczba łączna ze względu na dodatkowe braki danych z nakładających się liczebności dla obojga płci. Sex-specific totals add to a higher number than the overall total due to more blanks in the latter

z przewidywaniem większą częstością niedoboru zdrowia w grupie osób zmarłych zwracają uwagę mniej korzystne zachowania zdrowotne osób, które przeżyły okres obserwacji: częstsze picie piwa i wina, palenie papierosów, nieregularność odżywiania, czy bierność spędzanie wolnego czasu. Tabela ujawnia także wyjściowy brak powiązania między perspektywą zgonu lub przeżycia a korzystaniem z pomocy medycznej (wyjąwszy świadczenia o charakterze stałym oraz korzystanie z usług stomatologa), a także – wyjściowo większy ciężar ciała osób zmarłych.

B) Przewidywanie zgonu w całym okresie obserwacji na podstawie wyjściowych wartości predyktorów z roku 1970. W tabeli II zawarto oceny narażenia na zgon w przebiegu 29-letniej obserwacji, po eliminacji zmiennych uznanych za nieistotne na podstawie wielorakiej regresji Coxa. Łączna ocena narażenia zredukowała liczbę predyktorów zgonu dla kobiet (poza zyskiem związanym z urodzeniem na wsi) do obecności objawów „sercowych”, długotrwałej choroby oraz niesprawności wysiłkowej. Wachlarz uwarunkowań umieralności mężczyzn był bardziej urozmaicony i obejmował, poza przewlekłym nieżytem oskrzeli, także uboższy stan posiadania, częste samowolne przyjmowanie leków „nasercowych”, korzystanie ze stałej pomocy specjalisty oraz palenie papierosów. Niektóre czynniki ryzyka zgonu ujawniły swój wpływ dopiero wśród ogółu badanych osób, w postaci (zazwyczaj niezagrażającej życiu) wysiłkowej dusznicy wieńcowej, czy (nie zawsze priorytetowej) dba-

łości o stan uzębienia. Listę czynników wywierających istotny wpływ na umieralność zamyka, pominięta w prezentacji, skłonność do częstego picia wina, która – wśród mężczyzn oraz ogółu osób – w istocie obniża ryzyko umieralności.

C) Predykcje z innych początkowych horyzontów czasowych. Ponieważ opisana konstelacja wpływów mogła być tylko jedną z możliwych wariantów wieloczynnikowych uwarunkowań umieralności, jej trwałość sprawdzono także na zestawie początkowych wartości tych samych zmiennych określonych po upływie dziewięciu lat od początku badania. Przedmiotem predykcji były w tym przypadku zgony z 19-letniego okresu zamykającego obserwację (tabela III). Dane ujawniają istnienie tego samego, co wcześniejszy, repertuaru zagrożeń, częściej niż poprzednio ograniczonych jedynie do ogółu badanych. Zjawiskiem nowym jest ujawnienie się predykcyjnej obecności niedawnego pobytu w szpitalu. Dodatkowo pojawia się (w całej grupie) negatywny wpływ biernego odpoczynku. Utrzymuje się także zagrożenie zgonem u niepełnosprawnych kobiet oraz także ryzyko palenia papierosów u mężczyzn.

Ponieważ ubytek zagrożenia chorobowego u kobiet z horyzontu czasowego roku 1979, mógł być zarówno skutkiem zmiany kohortowej (w zakresie umieralności lub narażenia), zestarzenia się kohorty, jak i spadku liczebności (osłabiającego siłę testów statystycznych), analogiczną do dwóch poprzednich analizę powtórzono w wariancie zmiennych wyjściowych z roku 1970, ale z użyciem zgonów z okresu lat 1980-1999. Na takiej odmianie prognozy zyskała predykcyjna moc niedoboru sprzętów i długotrwałej choroby u obojga płci oraz palenia papierosów u mężczyzn, natomiast straciła – świeża hospitalizacja, co może być wyrazem pośredniej pozycji badanych wpływów względem początku oraz końca pierwszej dekady obserwacji; szczegółową dokumentację tego pomijamy.

Tabela III. Ryzyko względne zgonu dla wyjściowych danych z badania roku 1979 i zgonów z lat 1980-1999, w grupach płci. Kobiety: n=518, 125 zgonów, mężczyźni: n=448, 167 zgonów; razem: n=904, 261 zgonów\*

Table III. Sex-specific risk ratios of death, 1980-1999, on base-line predictors assessed in 1979. Women/; n=518, 125 deaths; men: n=448, 167 deaths. Total: n=904, 261 deaths\*

Zmienna	Kobiety	Mężczyźni	Razem
Wiek	1,088 (1,07-1,10)	1,085 (1,07-1,10)	1,083 (1,07-1,10)
Płeć męska			1,65 (1,3-2,1)
Niedobór sprzętów			1,61 (1,2-2,2)
Dolegliwości sercowe			1,46 (1,1-2,0)
Przewlekły bronchit		1,80 (1,3-2,5)	
Długotrwała choroba		1,48 (1,0-2,1)	1,37 (1,0-1,8)
Niesprawność "poza d."	2,30 (1,5-3,5)		1,54 (1,1-2,2)
Stały specjalista		1,41 (1,0-2,0)	
Szpital w dekadzie	1,55 (1,1-2,2)	1,68 (1,2-2,4)	1,61 (1,2-2,1)
Palenie papierosów		1,94 (1,4-2,7)	1,70 (1,3-2,2)
Bierny wypoczynek			1,47 (1,1-1,9)

\* Przyczyna niedopelniających się liczebności osób i zgonów – jak w tabeli poprzedniej. Differing sex-specific vs. total numbers of persons and deaths – like in Table II

Tabela IV. Ryzyko względne zgonu w latach 1980-1999 dla zmiennych wskaźnikowych opisujących zmianę lub trwanie zagrożenia w 9-leciu 1971-1979, w grupach płci. W modelach utrzymano komplet zmiennych wskaźnikowych w celu odniesienia ryzyka zgonu towarzyszącego zmianie do niskiego ryzyka dla braku zmiany

Table IV. Sex-specific (and total) risk ratios of death, 1980-1999 for dummy variables depicting continuation or change of exposure in the period 1971-1979, against low-risk no change

Cecha*	Kobiety	Mężczyźni	Razem
Wiek	1,097 (1,08-1,11)	1,094 (1,08-1,1)	1,089 (1,08-1,10)
Płeć męska			1,65 (1,3-2,0)
Niedobór sprzętów: 0-1			1,46 (1,0-2,1)
1-0			1,30 (1,0-1,6)
1-1		1,84 (1,2-2,8)	1,60 (1,2-2,1)
Leki "nasercowe" 1-1	1,88 (1,3-2,7)		
Dolegliwości sercowe: 0-1		1,51 (1,0-2,3)	1,42 (1,1-1,9)
1-1		2,73 (1,1-7,0)	1,63 (1,2-2,2)
brak			1,99 (1,1-3,6)
Przewlekły bronchit: 1-1		2,12 (1,5-3,1)	1,44 (1,1-1,9)
brak			1,71 (1,1-2,6)
Długotrwała choroba: 0-1	1,63 (1,1-2,5)	1,50 (1,0-2,2)	1,34 (1,0-1,8)
1-1		1,83 (1,2-2,8)	1,68 (1,3-2,2)
Lekarz w chorobie: 1-0		5,41 (1,1-26,3)	
Szpital w dekadzie: 0-1	1,95 (1,3-3,1)		1,69 (1,1-2,2)
1-1	1,67 (1,0-2,8)		
Stały specjalista: 1-1		1,81 (1,2-2,7)	
Palenie papierosów: 0-1		2,07 (1,1-3,9)	1,74 (1,1-2,8)
1-1	1,52 (1,1-2,2)	1,91 (1,3-2,7)	1,65 (1,3-2,1)
Bierny odpoczynek: 0-1		1,79 (1,2-2,6)	1,52 (1,2-2,0)
Chudość 0-1			1,34 (1,0-1,8)

\* (0-1) – pojawienie się, (1-0) – ustąpienie, (1-1) – trwanie, brak – brak odpowiedzi

D) Warianty predykcji oparte na cechach trwałości lub zmiany oddziaływania zmiennych przepowiadających w pierwszej dekadzie obserwacji. Tabela IV dokumentuje ujawnione metodą regresji Coxa przewidywania zgonu na podstawie wskaźnikowych wariantów cech narażenia, określonych jako pojawienie się, ustąpienie, lub trwanie, i odniesionych do (zasugerowanego w tle) dwukrotnego braku narażenia, po wystandaryzowaniu ogółu predyktorów na wyjściowy wiek i płeć. Dane ujawniają, poza szerszym udziałem czynników narażenia w kształtowaniu ryzyka zgonu u mężczyzn niż u kobiet, także większą u tej płci częstość ujawniania się ryzyka w formie towarzyszącej wcześniej nieobecnemu zagrożeniu. Nowością, w stosunku do przewidywań z pozycji zagrożeń wyjściowych, jest ujawnienie się ryzyka zgonu związanego z dwukrotnie potwierdzonym faktem palenia w obojga płci, w miejsce wcześniejszego ograniczenia ryzyka tytoniowego do mężczyzn.

Sprawdzono jeszcze, czy wzrost zagrożenia zgonem towarzyszący pojawieniu się nieobecnej wcześniej skłonności letalnej jest tylko swoistą cechą związaną z płcią, czy ogólniejszą składową ewolucji ryzyka zgonu. W tym celu dane z podwójnej obserwacji podzielono według kryterium hospitalizacji w minionym 5-leciu (lub dekadzie), formy opieki blisko związanej z postępującą utratą zdrowia – i wykonano obliczenia analogiczne do za-

Tabela V. Względne ryzyko zgonu w latach 1980-1979 przypisane zmiennym wskaźnikowym opisującym modyfikację cech zagrożenia w latach 1971-79: Dane według hospitalizacji (0-1 albo 1-1) lub jej braku (1-0 albo 0-0) w dekadzie (5-leciu) poprzedzającym każde z badań, poprawione na wiek i płeć, do braku zmiany niskiego ryzyka

Table V. Recent hospitalization-specific age- and sex-adjusted rate ratios of death, 1980-1999, on dummy variables depicting change in exposure during the period 1971-1979, against low-risk no change

Cecha*	Hospitalizacja 0-1, 1-1	Hospitalizacja 1-0, 0-0
Niedobór sprzętów: 1-1	2,04 (1,1-3,8)	
brak	0,05 (0,0-0,9)	
Dolegliwości sercowe: 0-1	2,42 (1,4-4,1)	
1-1	3,21 (1,7-5,9)	1,63 (1,1-2,4)
brak	7,62 (2,1-28,3)	
Witaminy bez wskaz.: brak		1,54 (1,0-2,3)
Dusznica wieńcowa: 0-1	2,35 (1,4-4,1)	
Bronchit przewlekły: brak	5,68 (2,8-11,6)	
Długotrwała choroba: 1-1		1,78 (1,2-2,5)
Inwalidztwo „poza d.” 0-1	1,98 (1,0-3,6)	
Lekarz w chorobie: 1-1	0,46 (0,2-0,9)	
Lekarz prywatny: 1-1	0,14 (0,0-0,7)	
Staly lekarz: 1-1	1,87 (1,0-10,3)	
brak	3,40 (1,1-10,)	
Staly specjalista: brak		1,91 (1,1-3,4)
Palenie papierosów: 0-1	7,82 (3,1-19,7)	
1-1	1,87 (1,0-3,4)	1,87 (1,4-2,5)
brak	3,40 (1,1-10,3)	
Biemy odpoczynek: 0-1	1,94 (1,1-3,4)	1,56 (1,1-2,7)
brak		0,28 (0,1-0,5)
Brak wczasów związk.: brak		2,06 (1,2-3,5)

\* oznaczenie zmiennych wskaźników jak w tab. IV

mieszczonych w tabeli IV. Dane z tabeli V pokazują, że oprócz częstszego występowania wszelkich składowych narażenia na zgon u osób hospitalizowanych w porównaniu z pozostałymi, ujawniło się także w tej grupie dwukrotnie więcej przypadków nowego zagrożenia zgonem, niż w przeciwstawnej grupie bez hospitalizacji.

Rejestr zależności między umieralnością a modyfikacją prowadzącego do niej zagrożenia obejmował także przypadki wzrostu ryzyka zgonu wśród osób, które nie udzieliły odpowiedzi na pytania ankiety. Zwraca uwagę znaczna niekiedy wielkość związanego z tym nieokreślonym rodzajem ekspozycji ryzyka śmierci, świadcząca zapewne o niepomysłnym stanie zdrowia osób mniej skłonnych do pełnego uczestnictwa w badaniu.

## OMÓWIENIE

Poza potwierdzeniem oczywistych powiązań między umieralnością a jej typowymi uwarunkowaniami zdrowotnymi i pozazdrowotnymi, obecne dane uwydatniają ich pośredni, a po części – nawet niezgodny z przewidywaniem – charakter. Ta ostatnia właściwość



przejawia się szczególnie w początkowo gorszych zachowaniach zdrowotnych osób, którym dane było przeżyć 29-letni okres obserwacji, w zestawieniu z zachowaniami członków kohorty w tym czasie zmarłych. Jeżeli rzadsze palenie i picie, czy bardziej regularne odżywianie się osób, które zmarły w okresie obserwacji, nie było, już na jej początku, skutkiem ostrzeżeń i nacisków lekarzy, to gorsze zachowania osób w ostatecznym rozrachunku bardziej długowiecznych mogły wynikać z większego zaufania do własnego zdrowia (i idącej za tym mniejszej gotowości do samoograniczenia). Druga z tych możliwości byłaby świadectwem istnienia, w skali populacyjnej, fenomenu analogicznego do *efektu zdrowego robotnika* (7), będącego następstwem trafnej (auto)selekcji do wypełniania zadań (zawodowych i innych) stawiających wyższe od przeciętnych wymagania zdrowotne.

Długofalowa obserwacja skutków palenia papierosów przywraca właściwe proporcje zagrożeniom, wykazując zarówno wyższe ryzyko zgonu w miarę zwiększania się liczby osobołat palenia u mężczyzn, jak i większe zagrożenie dla kobiet, dłużej niż inne ekspozowanych na dym tytoniowy. W podobnie zgodną z przewidywaniem stronę ukierunkowuje się prognoza ryzyka zgonu osób korzystających z pomocy medycznej: od początkowego braku zróżnicowania częstości korzystania z opieki, czy braku wpływu na umieralność ocenianego z wyjściowych pozycji kohorty, po ujawnienie się faktu powiązania zgonu z niedawną hospitalizacją po upływie dekady obserwacji. Jednak nie wszystkie potencjalne zależności obierają kierunek spodziewany: początkowa wyższa frakcja nadwagi u osób zmarłych w toku obserwacji nie znajduje kontynuacji, w formie zróżnicowania ryzyka zgonu, w dalszym jej przebiegu. Także picie (wina) zachowuje wprawdzie pierwotnie sygnalizowaną właściwość ochronną jeszcze na etapie analizy danych wyjściowych, ale jej ślad ulega zagubieniu w fazie badania przyrostów cech narażenia.

Najtrwalszym elementem przewidywania okazała się predykcja zgonu dokonana na podstawie deficytu zdrowia. Charakter rokowania opartego na kryteriach zdrowotnych był odmienny u każdej płci: wśród kobiet zgon przybliżały niedobory zdrowotne opisane przez respondentki ogólnikowo („długotrwała choroba”, elementy niepełnosprawności), natomiast u mężczyzn miały one postać bardziej określoną (bronchit, ból dusznicowy). Powód tego może być dwójaki: przeciętnie niższy wiek mężczyzn w chwili zgonu (sprzyjający lepszej znajomości własnego zdrowia), albo większe rozpowszechnienie chorób zależnych od tytoniu u mężczyzn.

Trudno jest wyjaśnić niespodziewanie większą długowieczność kobiet pochodzących ze wsi w zestawieniu z osobami tej płci urodzonymi w mieście (podobny efekt dla mężczyzn nie okazał się istotny statystycznie). Może to sygnalizować przewagę w zdolności do przeżycia wiążącą się z umiejętnością pokonania dalekiej drogi ze środowiska wiejskiego do społeczności wielkomiejskiej, zapewne podobną do przejawów lepszej kondycji fizycznej migrantów (8), w tym także kobiet (9).

Uwzględnienie w niniejszym badaniu, obok jakościowych różnic w narażeniu na zgon między mężczyznami a kobietami, także kontrastów w tej mierze zależnych od upływu czasu, ujawniło częstszy udział w tworzeniu nadwyżki ryzyka u mężczyzn jego wariantu związanego z działaniem czynników wcześniej nieobecnych lub nierozpoznanych za pomocą zastosowanych narzędzi badawczych. Ponieważ opisana prawidłowość mogła być zarówno szczególną formą różnicy w ryzyku zgonu zależnym od płci, jak i ogólniejszym sposobem formowania się różnic w umieralności, sprawdzono jeszcze, czy pojawianie się dotąd nieobecnego zagrożenia może towarzyszyć np. konieczności hospitalizacji. Chociaż okazało

się, że hospitalizacja w minionej dekadzie łączyła się ze wzrostem ryzyka zgonu we wszelkiej postaci, to towarzyszyło jej przede wszystkim nadejście wcześniej nieobecnych warunkowań zgonu. Wydaje się więc, że pojawienie się wcześniej niewykrywalnego ryzyka zgonu nie jest szczególnym atrybutem jakiegoś swoistego zagrożenia (typu np. nadumieralności mężczyzn), ale także przejawem innych procesów utraty zdrowia (łączyących się np. z koniecznością przyjęcia do szpitala). Ponadto komponent ryzyka zgonu, manifestujący się pojawieniem się wcześniej nieobecnych efektów letalnych musiał się wygenerować, z tych samych, wcześniej testowanych, zmiennych zagrożenia. Dane obecne mogą dowodzić, że efekt nadejścia zagrożenia ma charakter nieswoisty, towarzyszący wzrostowi ryzyka z racji postępującej z upływem czasu gorszej tolerancji wpływów letalnych przez mężczyzn, czy pogorszeniu się stanu zdrowia na innym tle, nieprecyzyjnie sygnalizowanym przez wzrost częstości hospitalizacji w pierwszej dekadzie obserwacji niniejszej kohorty.

Manewr zróżnicowania narażenia pod względem czasu przysporzył także problemów interpretacyjnych, z których największym jest wzrost ryzyka zgonu towarzyszący brakowi informacji o narażeniu. Efekt letalny braków danych może być sygnałem niepomyślnego stanu zdrowia osób uchylających się od odpowiedzi na pytania ankiety, jednak nie można tej informacji wykorzystać do oceny jego związku z ryzykiem zgonu, ze względu na niemożność zaszeregowania fenomenu do właściwych kategorii zagrożeń zdrowotnych. Można jedynie znajdować analogie między efektem letalnym braku odpowiedzi a innymi przejawami nieswoistości wpływów, takimi jak pośredni jedynie charakter konotacji społecznych ryzyka zgonu, przejawiający się wtórnością zróżnicowań socjalnych, reprezentowanych w obecnych danych raczej przez niedobory materialne, niż mierniki formalnej stratyfikacji społecznej (wykształcenie, zawód). Ambiwalencję takiego rezultatu powiększa jeszcze to, że letalny efekt posiadania sprzętów obejmuje zarówno ich ubytek, jak i uzyskiwanie, co sugeruje obecność jakiejś nieekonomicznej składowej tego w zamierzeniu „gospodarczego” miernika.

#### WNIOSKI

1. Mniej korzystna charakterystyka zachowań zdrowotnych mieszkańców Warszawy, którym dane było przeżyć wieloletni okres obserwacji, może dowodzić występowania wśród nich zjawiska (auto)selekcji podobnej do *efektu zdrowego robotnika*, opóźniającej wystąpienie zgonu (u zdrowszej części ludności).
2. Uwzględnienie elementu upływu czasu różnicującego podatność na zgon potwierdza, zgodną z oczekiwaniem, obciążającą rolę czynnika trwałości oddziaływania na domyślne mechanizmy śmierci.
3. Manewr odsłonięcia sekwencji czasowej narażenia ujawnia obecność, w puli ryzyka zgonu, składowej związanej z pojawieniem się elementu ryzyka w obrębie wcześniej obecnych, ale dotychczas neutralnych zagrożeń. Niniejsze dane sugerują niezależność tego efektu od rodzaju nadrzędnej (nadumieralność mężczyzn, potrzeba hospitalizacji) formacji zagrożenia.

*J Koczyński, Z Lewandowski, C Labanowska, P Tyszko, E Mróz, M Mularczyk-Bal, U Borkowska*

PREDICTION OF DEATH FROM INITIAL VALUES OF RISK VARIABLES AND FROM THE ESTIMATES OF CHANGE IN EXPOSURE DURING A FOLLOW-UP INVESTIGATION IN WARSAW COHORT

SUMMARY

Searching for clues through cohort studies requires introducing initial values of predictors likely to forecast future morbid events. This may put the end points on unequal footing, due to different timing of preceding exposures. A long follow-up mortality study of an urban population with repeated measurements in the midst of the observation enabled splitting predictors of death into time-related components making comparisons more alike with regards to time.

A random sample of 1898 Warsaw adult population was interviewed in 1970 on a variety of demographic, social, behavioural and morbid circumstances as well as the use of health services. The 29-year-long search for death events was instituted with 751 (39.5%) deaths ascertained till the end of 1999 and 166 persons not traced (8.7%). In 1979 the inquiry was repeated in 1366 respondents alive and ready to take part, with the same set of questions asked. Beyond base-line values of traits in question, the estimates of change (possible predictors both times; appearance or vanishing of a trait; no trait whatsoever; no answer) were arranged as dummy variables tested for creating an excess risk against double absence of exposure. Cox multiple regression models were used for assessing relative odds of death.

The base-line '70 predictions limited the risk of death for women mainly to non-structured evidence of disease whereas among men they included social circumstances, smoking & bronchitis, and possession of a personal doctor. With the '79 base-line recent hospital discharge was added to the prediction of remaining ('80-'99) mortality experience of both sexes, and disability appeared as a risk factor in men. Using time-related variables disclosed the mortality-boosting influence of twice-confirmed smoking in both sexes, as well as the excess death following the so far absent protracted illness among men and women. The appearance of the excess risk of death due to addition of hitherto neutral exposures was more frequent among men than women. The same pattern of the new exposures emerged for recent hospital discharge vs. no hospitalization.

It seems that arranging exposure in the time-related fashion discloses a newly evolving excess risk of death which may pave the way towards death in more vulnerable fraction of a population in largely non-specific fashion.

PIŚMIENNICTWO

1. Rothman KJ, Greenland S. Modern epidemiology. 2nd ed. Philadelphia; Lipincott Williams & Wilkins, 1998.
2. Rosner B, Munoz A, Taber I et al. The use of an autoregressive model for the analysis of longitudinal epidemiologic studies. *Stat Med* 1985;4:457-467.
3. Mróz E, Koczyński J. Ocena skali zdrowia na podstawie badania ludności Warszawy z lat 1970/71. *Przeł Epidemiol* 1977;31:216-226.
4. Zmiany w wykorzystaniu świadczeń warszawskiej służby zdrowia w latach 1970-1979 na tle sytuacji zdrowotnej mieszkańców. Praca zespołowa. I. Cechy zdrowotne i społeczne. *Przeł Epidemiol* 1984;38:399-407.
5. Rose GA, Blackburn H. Cardiovascular survey methods. Geneva; World Health Organization, 1968.
6. Sawicki F. Chronic non-specific respiratory diseases in Cracow. *Epidemiol Rev* 1972;26:229-250.

7. Fox AJ, Collier PF. Low mortality rates in industrial cohort studies due to selection for work and survival in the industry. *Brit J Prev Soc Med* 1976;30:225-230.
8. Hull D. Migration, adaptation and illness: a review. *Soc Sci Med* 1979;13:25-36.
9. Brimblecombe N, Dorling D, Shaw M. Migration and geographical inequalities in Britain. *Soc Sci Med* 2000;50:861-878.

Otrzymano: 30.03.2004 r.

**Adres autorów:**

Jan Kopczyński,  
Zakład Epidemiologii IMS AM  
02-007 Warszawa, ul. Oczki 3