

ELŻBIETA SOJKA

## DEMOMETRYCZNE MODELE UMIERALNOŚCI LUDNOŚCI WOJEWÓDZTWA KATOWICKIEGO

### 1. WSTĘP

Województwo katowickie jest - pod względem terytorialnym jednym z mniejszych województw kraju i jednocześnie jednym z najbardziej zurbanizowanych. Postępująca urbanizacja przyczynia się do skażenia środowiska naturalnego w wyniku czego cierpią ludzie, obumierają rzeki i lasy, coraz więcej pól uprawnych wyłączonych jest spod produkcji rolniczej. Charakteryzując zanieczyszczenie środowiska naturalnego województwa katowickiego L. Dziembała pisze [...], "Emisja zanieczyszczeń powietrza atmosferycznego w 1986 r. wyniosła 418,7 tys. t pyłów, co stanowiło 23% ogółu zanieczyszczeń pyłowych w Polsce, oraz 1509,9 tys. t gazów, co było równe 28,4% ogółu emitowanych w powietrze zanieczyszczeń gazowych w kraju. Liczby te nabierają specjalnej wymowy, jeśli je odnieść do powierzchni województwa. Równa się ona 2,1% powierzchni Polski. Tak więc na 1 km<sup>2</sup> jego powierzchni w 1986 r. przypadło 62,96 t emitowanych zanieczyszczeń pyłowych oraz 227,0 t emitowanych do atmosfery zanieczyszczeń gazowych. W 1988 roku emisja pyłów i gazów na 1 km<sup>2</sup> wynosiła 245,7 t i była największa w kraju"<sup>1</sup>. Cenę jaką płaci za to społeczeństwo, to życie w skażonym i zdewastowanym środowisku naturalnym, większa zachorowalność na określone choroby i śmiertelność. Na tle tak krytycznego stanu środowiska naturalnego w województwie katowickim interesująca wydaje się być analiza demometryczna procesów demograficznych, a zwłaszcza umieralności. Umieralność jest jednym z tych zjawisk demograficznych, na poziom którego ma wpływ wiele czynników określanych mianem społeczno-gospodarczych. Jednym z czynników mających niekwestionowany wpływ na kształtowanie się poziomu umieralności ludności jest stopień koncentracji przemysłu ciężkiego i związany z tym stopień degradacji środowiska naturalnego. Badania statystyczne dotyczące podstawowych parametrów stanu zdrowia ludności województwa katowickiego lokują to województwo w sytuacji wyjątkowo niekorzystnej. Umieralność w katowickim należy do największej w kraju, przy czym nie jest ona - jak pisze L. Dziembała - wynikiem specyficznej struktury ludności według wieku. Spośród kobiet Polski średnio żyją krócej mieszkanki województwa katowickiego. Także i przeciętne trwanie życia noworodka płci męskiej jest tu jednym z najmniejszych w kraju. Mężczyźni w tym województwie przeciętnie dożywają bowiem ledwo wieku emerytalnego. Umieralność na choroby cywilizacyjne tj., choroby

<sup>1</sup> L. Dziembała, *Badanie zagrożenia życia na obszarze kłęski ekologicznej*, Akademia Ekonomiczna, Katowice 1991.

krażenia, nowotwory, miażdżyce przekracza w województwie poziom tej umieralności przeciętny dla całego kraju, a w miastach jest ona najwyższa w kraju. Dynamiczna analiza zestandaryzowanych współczynników umieralności na wiele przyczyn zgonów przeprowadzona jest przez L. Dziembałę dla okresu 1977 - 1988 [2] wykazała ciągły ich wzrost. Ten wzrost oznacza między innymi, że pogarsza się stale stan zdrowia mieszkańców województwa katowickiego, a przede wszystkim mieszkańców jego miast.

W badaniach procesów demograficznych coraz większego znaczenia nabierają modele regresji wielorakiej, umożliwiające mierzenie kierunku i siły zależności jednej zmiennej w zależności od pozostałych zmiennych. Tego typu modele regresji - jednorównaniowe lub wielorównaniowe - których zmiennymi objaśnianymi są zmienne demograficzne nazwano modelami demometrycznymi. Ogólnie rzecz biorąc, modele demometryczne to modele matematyczne, które w sposób sformalizowany zapisują związki istniejące między wielkościami demograficznymi a czynnikami społeczno-ekonomicznymi, demograficznymi czy kulturowymi. Pozwalają one zbadać mechanizmy powiązań i lepiej zrozumieć i interpretować dane statystyczne dotyczące zagadnień demograficznych i społeczno-ekonomiczno-kulturowych. Biorąc pod uwagę zgodne tendencje zmierzające do modelowania procesów demograficznych, przedmiotem dociekań w tej pracy jest budowa prostych modeli demometrycznych umieralności ludności według płci, wieku i wybranych przyczyn zgonów w województwie katowickim - rejonie kraju ekologicznie zagrożonym. Prezentowane w pracy modele to modele poznawcze, które są interpretowane w kategoriach przyczynowo-skutkowych. Pozwalają one zbadać reakcje procesu umieralności na zmienność niektórych czynników środowiskowych związanych głównie z zanieczyszczeniem środowiska, urbanizacją, przemysłowieniem i warunkami bytu. Pierwsza próba modelowania procesu wymierania została podjęta już wcześniej, a budulcem wyjściowym były szeregi czasowe za okres 1975 - 1988. Dotychczasowe wyniki analizy szacowanych modeli umieralności pokazują, że o ile zwiększona umieralność mężczyzn jest powiązana istotnie z degradacją środowiska naturalnego, o tyle umieralność kobiet związana z szeroko pojętymi warunkami bytu i poziomem życia. Chcąc sprawdzić, czy tego rodzaju prawidłowość zachowała się, podjęto kolejną próbę konstrukcji poznawczych modeli umieralności z tym, że statystyczne zostały uaktualnione i obejmują dłuższy okres czasu tj. lata 1975 - 1992, a więc 18 lat. Tym samym możliwa staje się analiza porównawcza modeli szacowanych w oparciu o dane pochodzące z dwóch różnych okresów czasu. Pozwoli ona stwierdzić, czy w miarę upływu czasu, istotnie zmienił się zestaw czynników społeczno-ekonomicznych i demograficznych determinujących proces umieralności ludności województwa katowickiego.

## **2. MODELE UMIERALNOŚCI LUDNOŚCI WEDŁUG PŁCI I WIEKU - UWAGI METODYCZNE I PREZENTACJA WYNIKÓW**

W prezentowanych, w tej części pracy, modelach umieralności rolę zmiennej endogenicznej pełni współczynnik zgonów, wyrażający stosunek

liczby zgonów do średniego stanu badanej populacji w danym okresie czasu. Przy modelowym ujęciu umieralności dokonano podziału ludności województwa katowickiego według płci i wieku. Klasyfikacja oparta jest na hipotezie, że umieralność w poszczególnych grupach wiekowych, jak również w populacji mężczyzn i kobiet, kształtuje się pod wpływem odmiennych czynników społeczno-ekonomicznych działających z różną siłą. Przy budowie modeli umieralność wyodrębniono bardziej zagregowane kategorie wieku niż grupy 5-letnie, a mianowicie:

- |                                   |                  |
|-----------------------------------|------------------|
| a) grupę wieku przedprodukcyjnego | 0 - 20 lat,      |
| b) grupę wieku produkcyjnego      |                  |
| dla mężczyzn                      | 20 - 65 lat,     |
| dla kobiet                        | 20 - 60 lat,     |
| c) grupę wieku poprodukcyjnego    |                  |
| dla mężczyzn                      | 65 lat i więcej, |
| dla kobiet                        | 60 lat i więcej. |

Kryterium płci, pozwalające budować modele umieralności oddzielnie dla zbiorowości mężczyzn i kobiet, zostało uwzględnione z uwagi na fakt nadumieralności mężczyzn, który szczególnie się uwidacznia w województwie katowickim.

Przy formułowaniu potencjalnych zmiennych objaśniających, badacz zawsze motywowany jest zamiarem jak najlepszego i jak najdokładniejszego wyjaśniania zmian modelowanych wielkości. Z teoretycznego punktu widzenia do czynników, które determinują umieralność zaliczyć należy czynnik ekologiczny kojarzony z zanieczyszczeniem środowiska, warunki pracy, poziom służby zdrowia, sposób odżywiania, poziom kultury, cechy genetyczne, cechy biologiczno-zdrowotne, dostępność urządzeń higienicznych, poziom uprzemysłowienia i urbanizacji oraz szeroko pojęte warunki bytu ludności. Niewątpliwie też znaczną rolę w kształtowaniu natężenia zgonów stanowią zjawiska patologii społecznej: alkoholizm, palenie tytoniu, narkomania, samobójstwa, rozwody itp. Czas trwania życia ludzkiego jest zatem pochodną działania czynników wewnętrznych i zewnętrznych w końcowym wyniku powodujących zgon. W praktyce, jak wiadomo, zbiór potencjalnych zmiennych traktowanych jako zmienne objaśniające względem umieralności jest ograniczony z jednej strony dostępnością danych statystycznych, a z drugiej strony niemożnością ich skwantyfikowania. W niniejszym badaniu wyodrębniono 9 grup czynników społeczno-ekonomicznych i demograficznych zawierających łącznie 48 zmiennych objaśniających<sup>2</sup>. A są to:

- I - zmienne charakteryzujące warunki środowiska naturalnego  $X_1 - X_7$
- II - zmienne charakteryzujące stopień uprzemysłowienia i urbanizacji  $X_{31} - X_{34}$
- III - zmienne charakteryzujące poziom usług w dziedzinie służby zdrowia  $X_{16} - X_{21}$
- IV - zmienne charakteryzujące warunki mieszkaniowe  $X_{23} \quad X_{24} \quad X_{26}$

<sup>2</sup> Wykaz 48 potencjalnych zmiennych objaśniających został zamieszczony w aneksie.

V - zmienne charakteryzujące warunki sanitarno-higieniczne  $X_{35}, X_{36}$

VI - zmienne charakteryzujące poziom zamożności indywidualnej  $X_{22}, X_{25}$

VII - zmienne charakteryzujące warunki bytu  $X_8, X_9, X_{10}, X_{11}, X_{12},$

$X_{13}, X_{14}$

VIII - zmienne charakteryzujące czynniki demograficzne  $X_{15}, X_{27}, X_{37}, X_{48}$

IX - zmienne charakteryzujące zjawiska patologii społecznej  $X_{29}, X_{30}$

Zgromadzenie obfitego zestawu informacji nie mogło być zrealizowane w stopniu całkowicie zadowalającym, z uwagi na brak odpowiednich danych statystycznych. Nie udało się na przykład uwzględnić zmiennych charakteryzujących poziom wyżywienia ludności.

Przystępując do konstrukcji modeli umieralności zastosowano następującą procedurę: obliczono najpierw współczynniki korelacji liniowej między każdą ze zbioru potencjalnych zmiennych objaśniających a zmiennymi endogenicznymi. Uwzględniono również zależności o charakterze nieliniowym, które można opisać za pomocą funkcji logarytmicznej, wykładniczej lub potęgowej. Postępowanie tego rodzaju zabezpiecza przed przedwczesnym wyeliminowaniem możliwości istnienia nieliniowego charakteru zależności między zmiennymi. Obliczono także współczynniki korelacji dla tych zmiennych, co do których istniała obawa, że mogą być ze sobą silnie skorelowane. Zmienne objaśniające, których stopień wzajemnego skorelowania był wysoki zostały odrzucone. W dalszym etapie budowy modeli umieralności brano pod uwagę wyłącznie te zmienne objaśniające, które wykazywały istotnie różny od zera - w sensie statystyki t Studenta - stopień skorelowania ze zmienną endogeniczną. Budowano modele o postaci liniowej i nieliniowej. Okazało się jednak, że wysoki stopień dobroci dopasowania do danych empirycznych wykazują modele liniowe. Należy dodać, że postulat istotności parametrów stojących przy zmiennych objaśniających traktowany jest jako warunek konieczny na to, by dany model umieralności mógł być uznany jako dopuszczalny. Z otrzymanej grupy modeli dopuszczalnych wybrano te, w przypadku których współczynnik determinacji przyjmuje wartości najwyższe, a znaki parametrów modeli są poprawne w sensie analizy merytorycznej.

Poniżej przedstawiono rezultaty demometrycznej analizy umieralności ludności województwa katowickiego według płci i wieku, w oparciu o dane empiryczne pochodzące z różnych prób. Pierwsza próba obejmuje lata 1975 - 1988, natomiast druga dotyczy okresu 1975 - 1992. Przy szacowaniu parametrów modeli posłużono się KMNK. W poniższych tablicach zamieszczono jedynie numery zmiennych objaśniających, które pojawiły się w modelach umieralności. Znaki "+" i "-" stojące przy tych zmiennych informują o kierunku ich oddziaływania na zmienną endogeniczną. Kompletne wyniki estymacji modeli wraz z błędami średnimi szacunku parametrów nie zostały z braku miejsca zamieszczone w pracy<sup>3</sup>. Zaprezentowano tylko wyniki tych modeli umieralności, które spełniają wcześniej wymienione warunki dobrego modelu.

<sup>3</sup> Wyniki te można uzyskać bezpośrednio od autorki artykułu.

Tablica 1

**Zmienne występujące w równaniach regresji współczynników zgonów mężczyzn  
w wieku 0 - 20 lat (Y)**

Próba	Numer równania	Zmienne objaśniające reprezentujące grupy						
		I	II	III	IV	V	VII	VIII
I	1.	$+X_1$						$-X_{10}$
	2.			$-X_{21}$	$+X_{23}$			
II	3.		$+X_{33}$	$-X_{18}$			$-X_{25}$	
	4.	$+X_3$		$-X_{16}$				
	5.	$+X_1$						$+X_{45}$

**Źródło:** Opracowanie własne.

Oceniając wyniki estymacji należy stwierdzić, że są one zadowalające. Równania te wyjaśniają od 92% do 98% zmienności współczynników zgonów mężczyzn w wieku 0-20 lat. Dodatnie współczynniki regresji stojące przy zmiennych  $X_1$  i  $X_3$  świadczą o negatywnym wpływie zanieczyszczeń pyłowych i gazowych na umieralność chłopców w wieku do 20 lat. W powyższych modelach destymulantami umieralności są zmienne reprezentujące warunki zdrowotne ( $X_{16}$ ,  $X_{18}$ ,  $X_{21}$ ), warunki mieszkaniowe ( $X_{23}$ ), poziom zamożności indywidualnej ( $X_{25}$ ) oraz warunki bytu ludności ( $X_{10}$ ). Wszystkie te zmienne sprzyjają obniżeniu współczynnika zgonów mężczyzn w tej grupie wiekowej. W równaniu 5 szacowanym w oparciu o dane za okres 18 lat, pojawiła się zmienna o charakterze demograficznym określająca współczynnik zgonów niemowląt ( $X_{45}$ ). Wykazuje ona dodatnie skorelowanie ze zmienną endogeniczną. Należy zwrócić uwagę na fakt, że równania regresji szacowane w oparciu o próbę II wykazują wyższy poziom współczynników determinacji niż równania szacowane w oparciu o krótszy okres czasu. Odmienny jest także zestaw zmiennych występujących w poszczególnych równaniach. Jednakże, co widać z tablicy 1, zmienne charakteryzujące warunki środowiska naturalnego (grupa I) oraz poziom usług w dziedzinie służby zdrowia (grupa III) są istotnymi czynnikami determinującymi umieralność najmłodszej grupy mężczyzn bez względu na przedział czasu, z którego pochodziły dane będące podstawą estymacji.

Istotny wpływ na umieralność mężczyzn w wieku produkcyjnym (tablica 2) mają zmienne charakteryzujące warunki środowiska naturalnego, tj. liczba samochodów zarejestrowanych na 1 km<sup>2</sup> ( $X_4$ ), odsetek powierzchni rolnych ( $X_5$ ) oraz powierzchnia leśna w m<sup>2</sup>/1 mieszkańca ( $X_6$ ). Znaki współczynników regresji stojące przy tych zmiennych jednoznacznie wskazują, że im bardziej skażone i zdewastowane środowisko przyrodnicze tym wyższe jest natężenie zgonów. Natomiast przyrost powierzchni leśnej i użytków rolnych sprzyja obniżeniu współczynników zgonów mężczyzn

w wieku 20 - 65 lat. Pozostałe zmienne występujące w poszczególnych równaniach są reprezentantami odmiennych grup w zależności od okresu czasu, z którego pochodziły dane będące podstawą estymacji powyższych modeli umieralności. I tak, o ile w latach 1975 - 1988 dostęp do służby medycznej ( $X_{19}$ ) wiązał się ze spadkiem umieralności mężczyzn w wieku produkcyjnym, o tyle w latach 1975 - 1992 ujemne skorelowanie ze zmienną endogeniczną wykazują zmienne  $X_{35}$  i  $X_{36}$  reprezentujące warunki sanitarno-higieniczne ludności. Wspólną cechą jest pojawienie się w równaniach regresji zmiennych demograficznych (grupa VIII). W okresie I stymulująco na umieralność działa zmienna  $X_{27}$  tj. liczba rozwodów na 1000 nowozawartych małżeństw, natomiast w okresie drugim zmienna  $X_{38}$  - znany w demografii jeden ze współczynników obciążeń ekonomicznych ludności czynnej zawodowo ludnością bierną zawodowo.

Tablica 2

**Zmienne występujące w równaniach regresji współczynników zgonów mężczyzn w wieku 20 - 65 lat ( $Y_2$ )**

Próba	Numer równania	Zmienne objaśniające reprezentujące grupy				
		I	III	VI	VII	VIII
I	1.	$-X_6$	$-X_{19}$		$+X_{10}$	
	2.				$+X_{10}$	$+X_{27}$
II	3.	$-X_5$				$+X_{38}$
	4.	$+X_4$		$-X_{35}$		
	5.	$+X_4$		$-X_{36}$		

Źródło: Opracowanie własne.

Tablica 3

**Zmienne występujące w równaniach regresji współczynników zgonów mężczyzn w wieku 65 lat i więcej ( $Y_3$ )**

Próba	Numer równania	Zmienne objaśniające reprezentujące grupy			
		I	III	VII	VIII
I	1.	$+X_2$	$-X_{18}$		
	2.	$+X_3$			$+X_{27}$
II	3.	$+X_2$	$-X_{18}$	$+X_{10}$	
	4.	$-X_6$			$+X_{41}$

Źródło: Opracowanie własne.

W poprodukcyjnym przedziale wieku (tablica 3) do wzrostu współczynników zgonów mężczyzn zdają się przyczyniać: zanieczyszczenie środowiska

ska gazami przemysłowymi ( $X_3$ ), nagromadzone odpady przemysłowe ( $X_2$ ) jak również współczynniki rozwodów ( $X_{27}$  i  $X_{11}$ ). Są to czynniki, które działają stymulująco bez względu na wielkość próby. Natomiast łatwiejszy dostęp do leczenia szpitalnego, reprezentowany przez zmienną  $X_{18}$  przyczynia się do spadku umieralności ludzi starszych.

Dla populacji kobiet uzyskano nieco gorsze wyniki pod względem dopasowania modelu do danych empirycznych, niż to miało miejsce w zbiorowości mężczyzn. Świadczą o tym wartości współczynników determinacji informujące, że modele umieralności - w zależności od wieku wyjaśniają od 77% do 91% zmienności endogenicznych w latach 1975 - 1988, natomiast 68% - 97% w latach 1975 - 1992.

Tablica 4

**Zmienne występujące w równaniach regresji współczynników zgonów w wieku 0 - 20 lat ( $Y_4$ )**

Próba	Numer równania	Zmienne objaśniające reprezentujące grupy				
		I	II	III	IV	VII
I	1.			$-X_{16}$	$-X_{24}$	
	2.		$+X_{34}$	$-X_{17}$		
II	3.	$+X_3$		$-X_{17}$		$-X_{10}$
	4.	$+X_7$	$+X_{31}$	$-X_{17}$	$-X_{24}$	
	5.		$+X_{34}$	$-X_{17}$		$-X_{12}$

**Źródło:** Opracowanie własne.

Analizując równania regresji zawarte w tablicy 4 należy stwierdzić, że niewątpliwie wzrost opieki zdrowotnej i dostępności do służby medycznej - którego symptomem jest wzrost liczby lekarzy i pielęgniarek na 1000 ludności ( $X_{16}$ ,  $X_{17}$ ) - sprzyja obniżeniu współczynników zgonów dziewcząt do 20 roku życia. Destymulantą umieralności są także warunki mieszkaniowe ( $X_{24}$ ). Stymulująco natomiast działa zmienna  $X_{34}$  charakteryzująca stopień uprzemysłowienia regionu. Wszystkie wyżej wymienione zmienne są reprezentantami trzech grup czynników (grupa II, III, IV), które wyjaśniają - bez względu na czas - współczynnik zgonów kobiet najmłodszych.

Porównując wyniki estymacji modeli umieralności kobiet w wieku produkcyjnym (tablica 5), otrzymane w oparciu o szeregi czasowe różnej długości, daje się zauważyć fakt pojawienia tych samych zmiennych egzogenicznych ( $X_{10}$ ,  $X_{26}$ ,  $X_{31}$ ). Gorsze jest dopasowanie równań regresji do danych empirycznych w przypadku próby II.

O ile znaki przy współczynnikach regresji stojących przy zmiennych:  $X_{26}$  - liczba oddanych mieszkań na 1000 zawartych małżeństw i  $X_{31}$

- gęstość zaludnienia mają właściwą interpretację merytoryczną o tyle dodatni znak przy zmiennej  $X_{10}$  wymaga dodatkowego wytłumaczenia. Ten dodatni znak potwierdza hipotezę wysuniętą przez E. Vielrose'go, który kojarzy fakt dodatniego skorelowania umieralności i dochodu narodowego na głowę - jako ogólnego miernika rozwoju społeczno-ekonomicznego - z hipotezą, że z wytworzeniem wyższego dochodu związany jest większy wysiłek energetyczny (również i nerwowy) co odbija się ujemnie na zdrowiu ludności<sup>4</sup>. Co prawda, zmienna  $X_{10}$  zdefiniowana jest jako indeks produkcji sprzedanej przypadającej na głowę, tym niemniej może być traktowany jako miernik rozwoju gospodarczego województwa katowickiego.

Tablica 5

**Zmienne występujące w równaniach regresji współczynników zgonów kobiet w wieku 20 - 60 lat ( $Y_5$ )**

Próba	Numer równania	Zmienne objaśniające reprezentujące grupy				
		I	II	IV	VII	VIII
I	1.			$-X_{26}$	$+X_{10}$	
	2.		$+X_{31}$		$+X_{10}$	
	3.	$-X_6$			$+X_{10}$	
II	4.	$-X_5$			$+X_{10}$	$+X_{38}$
	5.		$+X_{31}$		$+X_{10}$	
	6.			$-X_{26}$	$+X_{10}$	

**Źródło:** Opracowanie własne.

W związku z faktem, że równania 1 i 6 oraz 2 i 5 są liniowymi funkcjami tych samych zmiennych objaśniających, zastosowano test G. C. Chowa<sup>5</sup>, dla sprawdzenia hipotezy głoszącej stałość w czasie parametrów strukturalnych modelu. Zakładamy przy tym, że składnik losowy jest normalnym procesem czysto losowym. Odpowiednie informacje wraz z wartością sprawdzianu zamieszczono w tablicy 6.

Tablica 6

**Obliczenia pomocnicze do testu Chowa**

Numer równania	Sumy kwadratów reszt otrzymanych przy szacowaniu parametrów modelu na podstawie próby			Wartość statystyki F	Wartości krytyczne $F(0,05;3,12)$
	1975 - 1988	1989 - 1992	1975 - 1992		
5	0,036242	0,000417	0,052215	1,697	3,49
6	0,032433	0,000554	0,060865	60,112	3,49

**Źródło:** Opracowanie własne.

<sup>4</sup> Por. M. Kędelski, *Szacowanie relacji między umieralnością i trwaniem życia a środowiskiem społeczno-ekonomicznym w Polsce*, Monografie i Opracowania, SGPiS, Warszawa 1983, s. 81.

<sup>5</sup> Por. B. Guzik, *Segmentowe modele ekonometryczne*, Akademia Ekonomiczna, Poznań 1993, s. 162.

Porównując wartości sprawdzianu z wartością krytyczną można wnioskować, że w przypadku modelu (6) parametry strukturalne kształtowały się w inny sposób w okresie 1975 - 1988 niż w okresie 1989 - 1992. Z uwagi na fakt, że próba obejmująca lata 1989 - 1992 liczy zaledwie 4 obserwacje, dla równania (6) zastosowano jeszcze inną procedurę weryfikacyjną opartą na badaniu różnic parametrów. Pozwoli ona dać odpowiedź na pytanie, czy rok 1989 jest punktem zwrotnym, po którym następuje zmiana wartości parametrów strukturalnych modelu. Reguła weryfikacyjna, przedstawiona w pracy [6], jest następująca:

Czas  $t_*$  uznajemy za punkt zwrotny, jeśli przynajmniej dla jednej pary parametrów  $b_d^j$  oraz  $b_g^j$  różnica  $|b_d^j - b_g^j|$  jest większa od  $R_j$ . Jeżeli natomiast dla wszystkich  $j = 1, 2, \dots, J$  różnice  $|b_d^j - b_g^j|$  są nie większe od  $R_j$ , to czas  $t_*$  nie jest uznany za punkt zwrotny.

Przyjmując, że  $R_j = 10\% |b_d^j|$ , a odpowiednie wektory parametrów mają postać:

$$b_d = \begin{bmatrix} 1,6557 \\ -0,0003 \\ 0,0094 \end{bmatrix} \quad b_g = \begin{bmatrix} 2,1934 \\ 0,0004 \\ 0,0020 \end{bmatrix}$$

otrzymano

$$\text{dla } j = 1 \quad |b_d^1 - b_g^1| = 0,5377 > 0,1 \cdot 1,6557$$

$$\text{dla } j = 2 \quad |b_d^2 - b_g^2| = 0,0007 > 0,1 \cdot 0,0003$$

$$\text{dla } j = 3 \quad |b_d^3 - b_g^3| = 0,0074 > 0,1 \cdot 0,0094$$

Jak łatwo zauważyć istnieje jedna taka para  $b_d^j, b_g^j$ , że nierówność  $|b_d^j - b_g^j| < 0,1 |b_d^j|$  nie jest prawdziwa, tak więc rok 1989 można uznać za punkt zwrotny.

Tablica 7

Zmienne występujące w równaniach regresji współczynników zgonów kobiet w wieku 60 lat i więcej ( $Y\&$ )

Próba	Numer równania	Zmienne objaśniające reprezentujące grupy					
		I	III	IV	V	VII	VIII
I	1.		$-X_{18}$			$+X_{10}$	
	2.	$+X_3$				$+X_{10}$	$+X_{27}$
	3.	$+X_3$		$-X_{26}$		$+X_{10}$	
II	4.	$+X_3$			$+X_{25}$		$+X_{37}$
	5.	$+X_2$	$-X_{18}$			$+X_{10}$	
				$-X_{26}$		$+X_{10}$	$+X_{37}$

Źródło: Opracowanie własne.

Katastrofalne warunki środowiska naturalnego (zmiennie grupy I), poziom usług medycznych ( $X_{18}$ ), warunki mieszkaniowe ( $X_{26}$ ) oraz warunki bytu ( $X_{10}$ ) to czynniki, które determinują współczynnik zgonów kobiet w wieku emerytalnym, bez względu na wielkość próby (tablica 7). O ile w latach 1975 - 1988 dodatnią korelację ze zmienną endogeniczną wykazuje współczynnik rozwodów, o tyle w latach 1975 - 1992 identyczne - co do kierunku powiązanie wykazuje współczynnik feminizacji ( $X_{37}$ ). Zmienna charakteryzująca nasycenie gospodarstw domowych telewizorami ( $X_{25}$ ) okazała się stymulanta umieralności kobiet, aczkolwiek problem negatywnych dla zdrowia i życia skutków oglądania telewizji nie został jeszcze w pełni wyjaśniony. Badania w tej dziedzinie prowadzi Instytut Matki i Dziecka w Warszawie.

### 3. DEMOMETRYCZNE MODELE UMIERALNOŚCI WEDŁUG WYBRANYCH PRZYCZYN ZGONÓW

Rozwój przemysłu, postęp urbanizacji na pewno sprzyja rozpowszechnianiu się tzw. chorób cywilizacyjnych i zwiększaniu się spowodowanej przez nie umieralności oraz przyczyniają się w efekcie do tego, że stały się one obecnie potężnymi czynnikami hamującymi proces przedłużania się trwania życia. Do czynników sprzyjających szerzeniu się tych chorób - najogólniej rzecz biorąc - zaliczyć należy wszystkie uboczne następstwa postępu gospodarczego, tj. narażenie człowieka na działanie rakotwórczych składników chemicznych zatruwających powietrze i wodę oraz coraz częściej - mimo starannej kontroli - dostających się do artykułów spożywczych, przekraczające wszelkie granice wytrzymałości ludzkiej napięcie nerwowe, powodujące stany stresowe i sprzyjające chorobie niedokrwiennej serca, nieracjonalny tryb życia i żywienia, narzucony przez warunki pracy i życia wielkomiejskiego<sup>6</sup>. Obok chorób układu krążenia, nowotworów złośliwych, obrzynie straty współczesnej ludzkości wyrządzają wypadki, zatrucia i urazy. Niektórzy autorzy nazywają je "dumą" naszych czasów i nawet jeśli jest to określenie przesadne, to trudno mu odmówić merytorycznej słuszności. Spośród 17 chorób obejmujących około tysiąc przyczyn zgonów tylko niektórym przypisuje się szczególne znaczenie w strukturze zgonów ludności województwa katowickiego. W 1992 roku choroby układu krążenia były przyczyną śmierci 51,2% ludności całego województwa. Natomiast na nowotwory złośliwe umarło 19,7%. Wypadki, urazy i zatrucia - plasujące się na trzecim miejscu - stanowiły 8,3% ogółu ludności. Tak więc około 80% wszystkich zgonów powstało na skutek przyczyn określanych mianem chorób cywilizacyjnych. Siedząc zmiany natężenia zgonów w następstwie omawianych przyczyn na przestrzeni 17 lat (tablica 8) można zauważyć wyraźną tendencję zwyżkową. W miarę upływu czasu pochłaniają one coraz więcej ofiar.

<sup>6</sup> Por. S. Klonowicz, *Życ można dłużej*, Książka i Wiedza, Warszawa 1977, s. 53.

Tablica 8

Liczba zgonów według przyczyn na 10 000 osób w województwie katowickim  
w latach 1976 i 1992

Przyczyna zgonu	Płeć	Lata		
		1976	1992	1976=100
Nowotwory złośliwe	Mężczyźni	193,5	227,8	117,7
	Kobiety	152,5	166,0	108,9
Choroby układu krążenia	Mężczyźni	251,7	393,2	156,2
	Kobiety	196,7	357,6	181,8
Wypadki, urazy, zatrucia	Mężczyźni	108,8	120,0	110,3
	Kobiety	41,0	46,6	113,7

Źródło: Opracowanie własne.

Największy wzrost wykazują zgony z powodu chorób układu krążenia, przy czym wykazują one znacznie większy wzrost u kobiet niż u mężczyzn. I tak, na przestrzeni 17 lat współczynnik zgonów na choroby serca wzrósł u mężczyzn o 52,6%, u kobiet aż o 81,8%. Mnożą się także zgony z powodu choroby nowotworowej. W 1976 roku współczynnik umieralności na tę chorobę wynosił u mężczyzn 193,5%, a w 1992 podniósł się do 227,8%. Oznacza to wzrost poziomu umieralności o blisko 18%. U kobiet nastąpił w tym samym czasie wzrost poziomu umieralności z powodu tejże choroby o prawie 9% i jest o 50% niższy niż w przypadku płci męskiej. Rosnącą tendencję w województwie katowickim wykazuje także liczba zgonów spowodowanych wypadkami, bowiem w analizowanym okresie częstość tych zgonów wzrosła u mężczyzn o 10,3%, u kobiet 13,7%.

Powyższe dane wskazują na zwiększającą się rolę chorób cywilizacyjnych jako czynników wpływających na ewolucję przeciętnego trwania życia. Gdyby całkowicie wyeliminować zgony z powodu chorób układu krążenia, to życie mężczyzn wydłużyłoby się przeciętnie o 8,7 lat, a kobiet o 9,2 lat. Przy eliminacji zachorowań na nowotwory złośliwe jako przyczyny zgonu, przeciętne dalsze trwanie życia byłoby dłuższe o 2,9 lat dla mężczyzn i o 2,6 lat dla kobiet. Natomiast z powodu wypadków, urazów i zatruc mężczyzn żyją przeciętnie o 2,4 lat krócej, a kobiety o 0,7 lat<sup>7</sup>. Rozwój chorób cywilizacyjnych na terenach zurbanizowanych, uprzemysłowionych a tym samym zanieczyszczonych i skażonych ma niewątpliwie wpływ na długość dalszego trwania życia, zwiększając prawdopodobieństwo zgonu.

W tej części pracy opisano modele współczynników zgonów powstałych na skutek przyczyn określanych mianem chorób cywilizacyjnych. Pierwsze próby modelowania umieralności według tych trzech, wcześniej wymienionych, przyczyn zgonów przeprowadzono w oparciu o szeregi czasowe za okres 1976 - 1988 [16]. Celem porównania jak zmienił się, w miarę upływu czasu, zespół czynników determinujących współczynniki zgonów według przyczyn, oszacowano modele regresji w oparciu o próbę liczącą 17 lat tj. 1976 - 1992. Podobnie jak przy pierwszym podejściu do procesu modelowania wykorzy-

<sup>7</sup> Por. *Trwanie życia i umieralność według przyczyn w 1992 r.*, GUS, Warszawa 1993.

stano tylko jedno kryterium podziału ludności, którym jest płeć. Lista potencjalnych zmiennych objaśniających jest identyczna jak w przypadku modeli umieralności ludności według płci i wieku. Taka sama jak poprzednio była również metoda postępowania.

W tablicach 9 - 12 zamieszczono zmienne egzogeniczne występujące w "najlepszych" modelach umieralności według dwóch przyczyn zgonów tj. nowotworów złośliwych i chorób układu krążenia. Nie uzyskano bowiem ani jednego "dobrego" równania regresji dla współczynników zgonów spowodowanych wypadkami. Wynika to z faktu, że wszystkie współczynniki korelacji liniowej między zmienną endogeniczną a zbiorem potencjalnych zmiennych objaśniających, były nieistotne w sensie statystyki t Studenta. Z grona nielicznych, istotnych związków większość miała charakter korelacji pozornej.

Tablica 9

**Zmienne występujące w równaniach regresji współczynników zgonów mężczyzn na nowotwory złośliwe ( $Y_i$ )**

Próba	Numer równania	Zmienne objaśniające reprezentujące grupy					
		I	II	IV	V	VII	VIII
I	1.	$-X_5$				$-X_8$	
	2.				$+X_{25}$	$-X_8$	
II	3.	$-X_5$	$+X_{31}$				$+X_{38}$
		$-X_5$		$-X_{26}$			$+X_{38}$
		$+X_2$			$+X_{25}$		

**Źródło:** Opracowanie własne.

Bez względu na okres próby będący podstawą estymacji, umieralność mężczyzn na nowotwory złośliwe uzależniona jest od warunków środowiska przyrodniczego. I tak, odsetek użytków rolnych ( $X_1$ ) sprzyja spadkowi umieralności natomiast nagromadzone odpady przemysłowe ( $X_2$ ) działają na nią stymulująco. Działanie stymulujące wywiera także zmienna charakteryzująca nasycenie gospodarstw domowych odbiornikami telewizyjnymi ( $X_{2,5}$ )

Niska odporność mężczyzn na choroby układu krążenia, w porównaniu z odpornością na wszystkie inne choroby spowodowana jest zapewne ich wieloletnim narażeniem się, zwłaszcza w wieku produkcyjnym, na czynniki i warunki szkodliwe dla zdrowia występujące w środowisku przemysłowym. Stąd też w równaniach 2 i 3 (tablica 10) wyraźnie widać dodatnią korelację współczynnika zgonów z następującymi zmiennymi:  $X_2$  - nagromadzone odpady przemysłowe uciążliwe dla środowiska,  $X_{ii}$  ~ współczyn-

nik rozwodów,  $X_{44}$  - liczba mężczyzn zatrudnionych w przemyśle na 100 mężczyzn w wieku 20 - 65 lat. Wyższy natomiast poziom usług w dziedzinie służby zdrowia ( $X_{21}$ ) oraz lepsze warunki mieszkaniowe ( $X_{26}$ ) zdają się przyczyniać do spadku natężenia zgonów na choroby serca.

Tabela 10

**Zmienne występujące w równaniach regresji współczynników zgonów mężczyzn na choroby układu krążenia ( $Y_s$ )**

Próba	Numer równania	Zmienne objaśniające reprezentujące grupy				
		I	III	IV	V	VIII
I	1.		$-X_{18}$			$-X_{37}, +X_{44}$
II	2.	$+X_2$	$-X_{21}$	$-X_{26}$	$+X_{25}$	
	3.	$+X_2$		$-X_{26}$		$+X_{41}, +X_{44}$

**Źródło:** Opracowanie własne.

Przemysł był i jest nadal podstawowym czynnikiem wpływającym na koncentrację przestrzenną ludności. Stąd też procesy uprzemysłowienia i urbanizacji łączą się nierozdzielnie w tym regionie i powodują negatywne skutki w procesie umieralności. Dowodem tego jest dodatnia korelacja współczynników zgonów kobiet ma chorobę nowotworową ze zmienną  $X_{32}$  określającą odsetek ludności miejskiej (tablica 11).

Tablica 11

**Zmienne występujące w równaniach regresji współczynników zgonów kobiet na nowotwory złośliwe ( $Y_s$ )**

Próba	Numer równania	Zmienne objaśniające reprezentujące grupy		
		I	II	VIII
I	1.	$+X_5$	$+X_{32}$	
II	2.		$+X_{32}$	$+X_{37}, +X_{42}$
	3.	$+X_4$	$+X_{32}$	

**Źródło:** Opracowanie własne.

W modelach 2 i 3 szacowanych w oparciu o zaktualizowane dane pojawiły się dodatkowo zmienne o charakterze demograficznym. A są to:  $X_{37}$  - współczynnik feminizacji,  $X_{42}$  ~ udział kobiet w zatrudnieniu. Obie występują w roli stymulanty umieralności wskutek schorzeń nowotworowych w zbiorowości kobiet.

Tablica 12

**Zmienne występujące w równaniach regresji współczynników zgonów kobiet na choroby układu krążenia ( $Y_{10}$ )**

Próba	Numer równania	Zmienne objaśniające reprezentujące grupy				
		I	III	IV	VII	VIII
I	1.			$-X_{26}$		$+X_{42}$
	2.	$+X_4$		$-X_{26}$		
II	3.		$-X_{18}$	$-X_{26}$	$+X_{10}$	
	4.		$-X_{18}$	$-X_{26}$		$+X_{27}$

**Źródło:** Opracowanie własne.

Analizując wyniki zawarte w tablicy 12 można zauważyć, że czynnikiem działającym destymulująco na poziom umieralności kobiet z powodu chorób serca jest korzystna sytuacja mieszkaniowa ( $X_{26}$ ). W modelach szacowanych na podstawie próby II destymulantą dodatkowo okazała się zmienna  $X_{18}$  ~ liczba łóżek w szpitalach ogólnych na 10 tys. mieszkańców. O ile w przypadku I próby wyższy udział kobiet w zatrudnieniu ( $X_{42}$ ) powodował wzrost współczynnika zgonów, o tyle w przypadku drugiej próby ów wzrost spowodowany jest liczbą 1000 nowozawartych małżeństw.

#### 4. ZAKOŃCZENIE

Umieralność ludności jest najbardziej newralgicznym problemem społecznym, który nadal jest niedostatecznie rozpoznany w zakresie mechanizmów i przyczyn go warunkujących. Przez demografów jest on określany mianem kryzysu zdrowotnego, w którym upatrują oni poważnego zagrożenia dla kształtowania się obecnego i przyszłego potencjału demograficznego kraju. Znajduje on wyraz w podwyższonej umieralności i w krótszym trwaniu życia wielu grup ludności. Kryzys ten, wskutek zagrożeń ekologicznych, występuje ze szczególnym natężeniem w województwie katowickim. Porównując rezultaty demometrycznej analizy umieralności ludności województwa katowickiego, w oparciu o dane empiryczne pochodzące z dwóch różnych prób należy stwierdzić, że generalnie rzecz biorąc zestaw czynników warunkujących proces umieralności ludności według płci, wieku i wybranych przyczyn zgonów nie uległ zasadniczej zmianie w miarę upływu czasu. Wprawdzie w większości równań regresji zmienne reprezentujące owe czynniki są różnie określane, niemniej są one reprezentantami tej samej grupy zmiennych. Na uwagę zasługuje fakt, że prawie we wszystkich równaniach, bez względu na płeć, wiek i przyczynę zgonu, pojawiły się zmienne związane z zanieczyszczeniem środowiska przyrodniczego. Zanieczyszczenie środowiska wywiera bezspornie szkodliwy wpływ na zdro-

wie. A zatem zaobserwowana - w pierwszej kwantyfikacji wpływu uwarunkowań umieralności na jej poziom - prawidłowość głosząca, że zwiększona umieralność mężczyzn jest powiązana istotnie z degradacją środowiska naturalnego, natomiast kobiet jest bardziej związana z warunkami bytu i poziomem życia, nie jest jednak jasno i wyraźnie widoczna w przypadku drugiej próby.

Dotychczasowe badania w zakresie uwarunkowań umieralności ludności województwa katowickiego dostarczają, wspólnych dla obu badań, kilka istotnych spostrzeżeń:

- a) współczynniki zgonów zarówno mężczyzn jak i kobiet, bez względu na grupę wiekową i przyczynę zgonu, wykazują dość silny, dodatni związek z różnymi miernikami charakteryzującymi katastrofalne warunki środowiska naturalnego,
- b) czynniki natury medycznej, pod którymi należy rozumieć całokształt spraw związanych z poziomem służby zdrowia, dostępnością do leczenia szpitalnego pełnią rolę destymulant. Podobną rolę odgrywają warunki mieszkaniowe,
- c) urbanizacja, jako czynnik powodujący dużą koncentrację przestrzenną ludności i jednocześnie przyczyniający się do skażenia środowiska, ma negatywny wpływ na natężenie zgonów zarówno mężczyzn jak i kobiet spowodowanych nowotworami złośliwymi,
- d) czynniki określające poziom zamożności indywidualnej i warunki bytu pełnią rolę destymulant głównie w modelach umieralności ludności w wieku przedprodukcyjnym,
- e) warunki sanitarno-higieniczne ludności odbijają się pozytywnym echem na obniżeniu natężenia zgonów mężczyzn w wieku produkcyjnym,
- f) stopień aktywności zawodowej i towarzyszące jej warunki pracy, stres, napięty tryb życia, to czynnik determinujący poziom umieralności kobiet na nowotwory złośliwe i choroby serca,
- g) w modelach umieralności pojawiły się zmienne czysto demograficzne. Współczynnik zgonów niemowląt jest stymulanta umieralności mężczyzn w wieku 0-20 lat, natomiast współczynnik rozwodów działa stymulująco - bez względu na płeć - na natężenie zgonów spowodowanych chorobami układu krążenia. Z kolei współczynnik obciążeń ekonomicznych ludności czynnej zawodowo ludźmi starymi wykazuje dodatnie skorelowanie ze współczynnikiem zgonów na choroby nowotworowe w populacji mężczyzn. Identyczną co do kierunku zależność ze współczynnikiem zgonów kobiet w wieku produkcyjnym wykazuje współczynnik feminizacji, charakteryzujący relacje płci ogółu ludności.

Niniejsza praca ma głównie charakter poznawczy, związany z zastosowaniem aparatu statystyczno-matematycznego do ilościowego określenia wpływu różnych czynników środowiskowych na poziom wymierania ludności województwa katowickiego. Prezentowane modele umieralności próbują kwantyfikować to, co jeszcze do niedawna ujmowano jedynie opisowo. Prace nad budową tego typu modeli wzbogacają dotychczasową wiedzę o wzajemnym wpływie czynników społecznych, ekonomicznych i demograficznych na proces wymierania. Opracowanie to jest tylko małą próbą syntezy

przyczyn, która wskazuje najważniejsze z nich. Wiąza się z tym pewne uproszczenia, które towarzyszą studium modelowym, związane z doбором zmiennych, które są często ograniczone dostępnością do odpowiedniego materiału źródłowego. Badacz, przystępując do konstrukcji modeli demometrycznych, ma na ogół ogólne wyobrażenie, jakie czynniki mogą wyjaśnić mechanizm kształtowania się procesu umieralności. Kieruje się on najczęściej wynikami wcześniej przeprowadzonych badań empirycznych, własnym doświadczeniem i intuicją. Zatem dobór czynników determinujących umieralność jest po części zależny od koncepcji autora. Z drugiej jednak strony, wybór ten jest ograniczony - jak już wspomniano - niedostatkiem pełnych i wiarygodnych danych statystycznych. Badacz podejmujący w tym kierunku dociekania, skazany jest na własne siły i nie zawsze zdaje sobie sprawę z osobliwości zjawisk, co prowadzi do wielu implikacji badawczych. Wyniki przeprowadzonych badań mają zatem charakter względny, wymagający, ze względu na społeczną wagę badanego zjawiska, stałego jego monitorowania i kontynuowania dociekań w tym kierunku. Do pełnych rezultatów poznawczych można dochodzić jedynie stopniowo w kolejnych fazach żmudnych przybliżeń badawczych. Każde nowe przybliżenie traktować należy jako pewien sukces badawczy i właśnie w takim świetle należy spojrzeć na wyniki przeprowadzonych badań. Zdaniem autora, prace w tej dziedzinie powinny być kontynuowane, albowiem ciągłe uświadamianie sobie istniejących zagrożeń przyczyni się być może do ich zwalczania.

## ANEKS

### Wykaz zmiennych endogenicznych i potencjalnych zmiennych objaśniających omawianych w tablicach

- $Y_1$  - współczynnik zgonów mężczyzn w wieku 0-20 lat na 1000 mężczyzn
- $Y_2$  - współczynnik zgonów mężczyzn w wieku 20 - 65 lat na 1000 mężczyzn
- $Y_3$  - współczynnik zgonów mężczyzn w wieku 65 lat i więcej na 1000 mężczyzn
- $Y_4$  - współczynnik zgonów kobiet w wieku 0-20 lat na 1000 kobiet
- $Y_5$  - współczynnik zgonów kobiet w wieku 20 - 60 lat na 1000 kobiet
- $Y_6$  - współczynnik zgonów kobiet w wieku 60 lat i więcej na 1000 kobiet
- $Y_7$  - współczynnik zgonów mężczyzn z powodu nowotworów złośliwych na 1000 mężczyzn
- $Y_8$  - współczynnik zgonów mężczyzn z powodu chorób układu krążenia na 1000 mężczyzn
- $Y_9$  - współczynnik zgonów kobiet z powodu nowotworów złośliwych na 1000 kobiet
- $Y_{10}$  - współczynnik zgonów kobiet z powodu chorób układu krążenia na 1000 kobiet
- $X_1$  - emisja przemysłowych zanieczyszczeń pyłowych w t/km<sup>2</sup>

- $X_2$  - nagromadzone odpady przemysłowe uciążliwe dla środowiska w t/l mieszkańca
- $X_3$  - emisja przemysłowych zanieczyszczeń gazowych w t/km<sup>2</sup>
- $X_4$  - liczba samochodów zarejestrowanych na 1 km<sup>2</sup>
- $X_5$  - powierzchnia użytków rolnych w % ogólnej powierzchni
- $X_6$  - powierzchnia leśna w m<sup>2</sup>/l mieszkańca
- $X_7$  - liczba ludności przypadająca na 1 zakład uciążliwy dla czystości powietrza w tys.
- $X_8$  - liczba ludności na 1 punkt sprzedaży detalicznej
- $X_9$  - liczba miejsc w kinach na 1000 ludności
- $X_{11}$  - liczba placówek usługowych na 1000 ludności
- $X_{12}$  - liczba dzieci w placówkach wychowania przedszkolnego na 1000 dzieci w wieku 3 - 6 lat
- $X_{13}$  - liczba dzieci przebywających w żłobkach stałych na 1000 dzieci w wieku do 3 lat
- $X_{14}$  - udział nakładów inwestycyjnych na sport, turystykę i wypoczynek w ogólnych nakładach w gospodarce społ. w %
- $X_{15}$  - saldo migracji na 1000 ludności
- $X_{16}$  - liczba lekarzy na 10 tys. mieszkańców
- $X_{17}$  - liczba pielęgniarek na 10 tys. mieszkańców
- $X_{18}$  - liczba łóżek w szpitalach ogólnych na 10 tys. mieszkańców
- $X_{19}$  - liczba ludności wiejskiej przypadająca na 1 ośrodek zdrowia w tys. osób
- $X_{20}$  - liczba ludności przypadająca na 1 aptekę
- $X_{21}$  - wydatki z budżetu terenowego na ochronę i opiekę społeczną, w tys. zł/l mieszkańca
- $X_{22}$  - liczba samochodów osobowych do użytku prywatnego na 1000 mieszkańców
- $X_{23}$  - przeciętna ilość osób na izbę
- $X_{24}$  - przeciętna powierzchnia użytkowa mieszkań, w m<sup>2</sup>
- $X_{25}$  - liczba abonentów telewizyjnych na 1000 ludności
- $X_{26}$  - liczba oddanych mieszkań na 1000 zawartych małżeństw
- $X_{27}$  - liczba rozwodów na 1000 nowozawartych małżeństw
- $X_{28}$  - współczynnik zwolnień kobiet w gospodarce uspoł.
- $X_{29}$  - udział wydatków na alkohol w ogólnych rozchodach na 1 osobę w gospodarstwie domowym
- $X_{30}$  - udział wydatków na wyroby tytoniowe w ogólnych rozchodach na 1 osobę w gospodarstwie domowym
- $X_{31}$  - gęstość zaludnienia na km<sup>2</sup>
- $X_{32}$  - udział ludności miejskiej
- $X_{33}$  - liczba zatrudnionych w przemyśle uspoł. na 1000 ludności
- $X_{34}$  - liczba zatrudnionych w przemyśle uspoł. na 1 km<sup>2</sup>
- $X_{35}$  - procent ludności miejskiej korzystającej z sieci kanalizacyjnej
- $X_{36}$  - procent ludności miejskiej korzystającej z sieci wodociągowej
- $X_{37}$  - współczynnik feminizacji na 1000 mężczyzn
- $X_{38}$  - liczba ludności w wieku poprodukcyjnym na 100 osób w wieku produkcyjnym

- $X_{3,9}$  - odsetek kobiet w wieku poprodukcyjnym  
 $X_{4,0}$  - odsetek mężczyzn w wieku poprodukcyjnym  
 $X_{4,1}$  - liczba rozwodów na 1000 ludności w wieku powyżej 20 lat  
 $X_{4,2}$  - udział kobiet w zatrudnieniu w gospodarce uspoł.  
 $X_{4,3}$  - liczba kobiet zatrudnionych w przemyśle na 100 kobiet w wieku 20 - 60 lat  
 $X_{4,4}$  - liczba mężczyzn zatrudnionych w przemyśle na 100 mężczyzn w wieku 20 - 65 lat  
 $X_{4,5}$  - współczynnik umieralności niemowląt na 1000 urodzeń żywych  
 $X_{4,6}$  - liczba kobiet pełnozatrudnionych na 100 kobiet w wieku 20 - 60 lat  
 $X_{4,7}$  - liczba kobiet pełnozatrudnionych na 100 kobiet w wieku 20 - 40 lat  
 $X_{4,8}$  - współczynnik płodności na 1000 kobiet w wieku 15-49 lat

#### LITERATURA

1. M. Cieślak, *Demografia, Metody analizy i programowania*, PWE, Warszawa 1980.
2. L. Dziembała, *Badanie zagrożenia życia na obszarze kłęski ekologicznej*, AE, Katowice 1991.
3. L. Frąckiewicz (praca zbiorowa), *Demograficzno-społeczne uwarunkowania ochrony zdrowia i opieki społecznej*, Katowice 1989.
4. T. Grabiński, S. Wydymus, A. Zeliaś, *Metody prognozowania ekonometrycznego*, Kraków 1982.
5. J. Greń (red.), *Matematyczne metody optymalizacji zjawisk demograficznych*, Monografie i Opracowania, SGPiS, Warszawa 1987.
6. B. Guzik, *Segmentowe modele ekonometryczne*, AE, Poznań 1993.
7. J. Z. Hölzer, *Demografia*, PWE, Warszawa 1980.
8. M. Kędelski, *Szacowanie relacji między umieralnością i trwaniem życia a środowiskiem społeczno-ekonomicznym w Polsce*, Monografie i Opracowania, SGPiS, Warszawa 1983.
9. S. Klonowicz, *Życie można dłużej*, PWN, Warszawa 1984.
10. E. Nowak, *Problemy doboru zmiennych do modeli ekonometrycznych*, PWN, Warszawa 1984.
11. E. Nowak, *Problem informacji w modelowaniu ekonometrycznym*, PWN, Warszawa 1990.
12. M. Okólski, B. Pułaska, *Trendy i wzorce umieralności w Polsce w okresie powojennym*, Studia Demograficzne 1983/2.
13. M. Okólski (red.), *Determinanty umieralności w świetle teorii i badań empirycznych*, Monografie i Opracowania, SGPiS, Warszawa 1990.
14. Roczniki Statystyczne Województwa Katowickiego za lata 1976 - 1993, WUS Katowice.
15. E. Rosset, *Trwanie życia ludzkiego*, Ossolineum, Warszawa 1979.
16. E. Sojka, *Modelowanie umieralności ludności województwa katowickiego w oparciu o szeregi czasowe*, w: *Analiza i statystyczno-matematyczne modelowanie zjawisk demograficznych w regionie kraju zagrożonym ekologicznie*, AE, Katowice 1990, CPBP 02.15.(1.1.10), (maszynopis).
17. E. Sojka, *Umieralność ludności miast i wsi województwa katowickiego w latach 1983 - 1985 - analiza porównawcza*, AE, Katowice 1990 (w druku).
18. A. Sokołowski, K. Zając, *Rozwój demograficzny a rozwój gospodarczy*, PWE, Warszawa 1987.
19. *Trwanie życia i umieralność według przyczyn w 1992 roku*, GUS, Warszawa 1993.

DEMOMETRIC MORTALITY MODELS SHOWN BY THE POPULATION  
OF KATOWICE PROVINCE

## S u m m a r y

The paper presents an attempt to build simple demometric models of mortality rates by sex, age and selected causes of death in Katowice province, a region ecologically endangered in Poland. Those models allow to analyse the sensitivity of the mortality process to changes in some of the factors related mainly to the pollution of the environment, urbanisation and industrialisation as well as broadly understood conditions of living and living standards.

Mortality of men and women was presented in three group ages: pre-productive, productive and post-productive. In the model of causes of death, the following causes of mortality were analysed: cancer, circulatory system diseases and accidents, injuries and poisoning. Those three are commonly considered as civilisation illnesses causing in Katowice province 80% of all deaths.