Część 3
DEMOGRAFIA

Mieczysław Kędelski

PRZEKROJOWE TABLICE TRWANIA ŻYCIA LUDNOŚCI WIELKOPOLSKI W 1864

1. Rys historyczny

W praktyce statystycznej niemożliwa jest precyzyjna obserwacja procesu wymierania całej generacji; proces ten trwa bowiem ponad 100 lat, podczas których mamy do czynienia z wieloma czynnikami perturbacyjnymi (np. zmiany granic regionu). Charakterystyki porządku wymierania uzyskuje się zatem na podstawie natężenia zgonów w krótkim okresie – tj. w ciągu roku lub kilku lat – wśród osób należących do generacji aktualnie obserwowanych. Jest to więc jakby przekrój przez różne generacje, dlatego uzyskane na jego podstawie tablice trwania życia nazywa się przekrojowymi (L. Bolesławski, 1973).

Zasady budowy przekrojowych tablic wymieralności dotarły do Polski stosunkowo wcześnie. Najstarszą polską tablicą wymieralności jest tablica Józefa Słomińskiego opracowana dla Królestwa Polskiego na podstawie danych z lat 1837-1841. Pozostałe spośród najdawniejszych polskich tablic wymieralności były opracowane dla dwóch tylko miast, tj. Warszawy i Krakowa (tablice J. Majera i B. Danielewicza), nie zaś dla wyodrębnionych regionów. Idąc za przykładem J. Majera liczni jego uczniowie (J. Buszek, A. Janiszewski, W. Ściboroski) skonstruowali wiele tablic wymieralności również dla ludności

mniejszych jednostek terytorialnych (miast, powiatów, gmin). Wszystkie tu wymienione tablice wymieralności (z wyjątkiem tablicy dla Warszawy z 1882 r.) obliczone były przestarzałą już wtedy metodą Halleya (E. Rosset, 1979).

U podstaw konstrukcji tych tablic tkwi pojęcie populacji zastojowej. Stan zastojowy ludności określa się jako taki, który zostałby osiągnięty, gdyby liczba urodzeń pozostawała niezmienna, a natężenie zgonów (schemat umieralności) byłoby identyczne w kolejnych generacjach. W praktyce istotne jest założenie, że natężenie zgonów w określonym przedziale wieku będzie w przyszłości takie samo, jak w krótkim okresie obserwacji. Wadą metody Halleya jest zawyżanie wymieralności w młodszych rocznikach, a zaniżanie w starszych (K. Becker, 1874). Przy wzroście natężenia urodzeń metoda ta prowadzi również do zaniżania przeciętnego trwania życia. Zatem najstarsze, niewątpliwie kontrowersyjne polskie tablice wymieralności – opracowane tradycyjną metodą Halleya, przy niezbędnym założeniu co do stacjonarności populacji – nie pozwalają jeszcze na odtworzenie porządku wymierania panującego na ziemiach polskich zarówno przed, jak i w początkowym okresie tzw. przejścia demograficznego (M. Kędelski, 1980).

Trzeba zauważyć, że śledzenie ewolucji umieralności, a zwłaszcza szacunek trwania życia w XIX wieku, przysparza demografom polskim wiele kłopotów ze względu na brak odpowiednich danych statystycznych. Konstrukcja nowoczesnych, przekrojowych tablic wymieralności napotyka poważne trudności: przede wszystkim – konieczność posiadania wiarygodnych danych o liczbie ludności i liczbie zgonów według płci i wieku (M. Kędelski, 1985). Sytuacja geopolityczna w okresie zaborów nie sprzyjała na wszystkich ziemiach polskich gromadzeniu i opracowywaniu porównywalnych i wiarygodnych informacji statystycznych, na podstawie których można by odtworzyć proces wymierania. Próby ich pozyskania można podejmować tylko w odniesieniu do wybranych regionów czy miast, korzystając z danych archiwalnych pochodzących z urzędów władz zaborczych bądź z ich urzędowych publikacji (M. Kędelski, 1986). Niewątpliwie najbardziej optymistyczne możliwości w tym zakresie tkwią w statystyce pruskiej (E. Engel, 1863a). Celem niniejszego opracowania będzie wykorzystanie właśnie tych danych – ich odpowiednie przetworzenie – w celu scharakteryzowania procesu wymierania ludności Wielkopolski w wieku XIX. Zakres terytorialny opracowania nie wykracza w zasadzie poza granice „rozbiorowe" Wielkopolski, obejmujące obszar Wielkiego Księstwa Poznańskiego (prowincji poznańskiej), ustalony w 1815.

W 1863 r. dyrektor Urzędu Statystycznego Prus, E. Engel, podjął próbę oszacowania średniego dalszego trwania życia ludności poszczególnych prowincji. Opierając się na samych tylko liczbach zgonów w kolejnych przedziałach wieku wykorzystał przy tym powszechnie stosowaną wtedy metodę

Halleya. Wyniki szacunków poczynionych przez E. Engla dla prowincji poznańskiej zdają się sugerować, iż średnie trwanie życia w latach 1816-1860 – liczone dla noworodków – wynosiło 23,24 dla płci męskiej oraz 24,65 dla płci żeńskiej (E. Engel, 1863). Parametr $e(0)$ szacowany metodą Halleya równa się wartości przeciętnego wieku zmarłych. Przeciętny wiek zmarłych zależy nie tylko od porządku wymierania, ale także od struktury wieku ludności oraz zmieniających się corocznych liczb urodzeń (E. Vielrose, 1961). Przy rosnącym w Wielkopolsce trendzie urodzeń przeciętny wiek zmarłych – a więc również $e(0)$ według metody Halleya – okaże się zapewne niższy niż średnie trwanie życia, oszacowane właściwą metodą.

2. Materiały źródłowe

Punktem wyjścia do konstrukcji nowoczesnych tablic trwania życia są uzyskane ze spisu szczegółowe dane o liczbach ludności według płci i roczników oraz informacje o zgonach, z podziałem zmarłych na płeć i wiek (odpowiednio „przesunięty") (E. Engel, 1866). Na podstawie tych danych szacowane są cząstkowe współczynniki zgonów i podstawowe parametry tablic; stąd niezbędna jest ocena wiarygodności tych danych źródłowych.

Najbardziej wiarygodnym źródłem statystycznym o liczbie mieszkańców w różnych momentach są spisy powszechne ludności. Na obszarze prowincji poznańskiej – podobnie jak w samych Prusach – spisy ludności przeprowadzano co roku w latach 1816-1822, co trzy lata w okresie od 1822 r. do 1867 r. włącznie. Zakres opracowanych cech rozszerzał się z czasem. Interesujące nas – ze względu na potrzeby konstrukcji tzw. pełnych (szczegółowych) tablic trwania życia – szczegółowe piramidy wieku ludności (według roczników) możemy odtworzyć dla prowincji poznańskiej na podstawie spisów pruskich dopiero od 1864 r.; przy czym obraz takiej struktury jest jeszcze nieco zdeformowany ze względu na tzw. skupienia wieku.

Podstawowym źródłem informacji umożliwiającym analizę umieralności jest ewidencja i sprawozdawczość w zakresie ruchu naturalnego ludności, a zwłaszcza zgonów. W latach 1816-1874, czyli aż do powstania w państwie pruskim urzędów stanu cywilnego, metryki zgonów (pogrzebów) dla katolików i protestantów (ewangelików) sporządzano i opracowywano w parafiach. Specjalne formularze statystyczne (Bevölkerungs-Liste) wypełniane dla katolików i protestantów w parafiach – a dla innych wyznań w sądach pokoju – służyły zatem w końcu do zestawień zbiorczych w skali rejencji (w Wielkopolsce – poznańskiej i bydgoskiej), skąd przesyłano je do Pruskiego Krajowego Urzędu Statystycznego, który je opracowywał i publikował na bieżąco

w ramach serii Preussische Statistik (E. Engel, 1863a). Informacje o zgonach – podobnie jak spisowe dane o stanie ludności – dotyczą kategorii ludności zamieszkałej (cywilnej i wojskowej).

Wyniki konstrukcji tablic wymieralności nie zależą tylko od wiarygodności wykorzystanego materiału statystycznego, ale również od tego, z jakiego przekroju (czasowego) pochodzą te materiały. W niniejszym opracowaniu – ze względu na dostępność odpowiednio szczegółowych danych statystycznych (według płci i wieku) – wykorzystano materiały z 1864 r. Lata 1856-1865 były wolne od klęsk elementarnych, zatem współczynniki zgonów w tym dziesięcioleciu (a więc również w 1864 r.) nie wykazywały większych deformacji (M. Kędelski, 1980).

Aż do 1863 r. formularz statystyczny przewidywał podział zmarłych równocześnie według płci i następujących przedziałów wieku: 0-1 rok, 1-3, 3-5, 5-7, 7-10, 10-14, 14-20, 20-25 i dalej według pięcioletnich przedziałów wieku; ostatni przedział (dziewięćdziesiąt lat i więcej) był otwarty. Od 1864 r. wprowadzono bardziej szczegółowy podział zmarłych, ale już nie według przedziałów wieku, lecz w przekroju kolejnych roczników urodzenia. Zbiorowości zgonów II rodzaju (według nomenklatury Lexisa) umożliwiają oszacowanie cząstkowych współczynników zgonów. Dla kolejnych generacji – z wyjątkiem niemowląt – obliczyliśmy cząstkowe współczynniki zgonów według następującego wzoru:

$$m(j) = \frac{Z_j}{L_j + 0{,}5 Z_j}, \tag{1}$$

gdzie:
Z_j – zmarli w 1864 r. spośród urodzonych w roku j; Lj – liczba osób urodzonych w roku j, spisanych w 1864 r. (w dniu 2 grudnia). Wyniki szacunku tych współczynników – po przeliczeniu na kategorie roczników wieku (x = = 1864 – j) przedstawiono w pierwszych kolumnach załączonych tabel (dla x = 1, 2, 3, ..., 99).

Dane dla 1864 r. są niewątpliwie mniej wiarygodne od danych późniejszych; charakteryzują się mniejszą kompletnością i precyzją. Dostrzeżone zaokrąglenia wieku (zwłaszcza powyżej 30 lat życia) zarówno osób zmarłych, jak i osób spisywanych wpłynęły w poważnym stopniu na deformacje czy sporadyczne wahania cząstkowych współczynników zgonów. Dlatego uznano za konieczne posłużenie się metodą interpolacji w celu „wygładzenia" szeregu współczynników $m(x)$. W odniesieniu do kolejnych roczników wieku w przedziale $11<x<29$ zastosowano średnią ruchomą pięcioletnią, a dla przedziału $30<x<80$ – średnią ruchomą dziesięcioletnią (I. G. Wieniecki, 1986). Następ-

nie współczynniki $m(x)$ przeszacowano w cząstkowe współczynniki zgonów oparte na tzw. zbiorowościach zmarłych III rodzaju, opierając się na wzorze:

$$M(x) = \frac{m(x) + m(x+1)}{2}, \tag{2}$$

dla $0<x<80$.

Dla osób w wieku starczym (czyli dla $x>79$) współczynniki $M(x)$ oszacowano drogą ekstrapolacji; posłużono się przy tym powszechnie stosowaną formułą Gompertza-Makehama (S. Mitra, 1984). Natomiast dla niemowląt odpowiednie współczynniki zgonów oszacowano na podstawie wzoru:

$$M(0) = \frac{Z_{1864} + 0{,}6\,Z_{1863}}{0{,}5\{L_{1864} + L_{1863} + Z_{1863}\}}, \tag{3}$$

gdzie:

Z_{1864} – zmarli w 1864 r. spośród urodzonych w 1864 r.,

Z_{1863} – zmarli w 1864 r. spośród urodzonych w 1863 r.,

L_{1864} – liczba osób urodzonych w roku 1864, spisanych w 1864 r. (w dniu 2 grudnia),

L_{1863} – liczba osób urodzonych w 1863 r., spisanych w 1864 r.

Współczynniki cząstkowe zgonów były podstawą szacunku prawdopodobieństw zgonu i pozostałych parametrów tablic trwania życia.

3. Podstawowe parametry

Jest wiele metod konstrukcji przekrojowych tablic trwania życia. Tablice trwania życia w Wielkopolsce dla 1864 r. opracujemy za pomocą nowoczesnej metody Chianga, która jest coraz częściej wykorzystywana ze względu na poprawne ujęcie procesu wymierania (C. L. Chiang, 1968). Metoda Chianga opiera się na wprowadzeniu średniej frakcji przedziału wieku przeżywanej przez zmarłych w tym przedziale wieku $a(x)$. Podstawową jej własnością jest małe zróżnicowanie w czasie i w przestrzeni. Dla wieku niemowlęcego przyjęto w niniejszym opracowaniu poziom a(0) = 0,33 dla chłopców oraz 0,35 dla dziewczynek, tak jak w modelowych tablicach A. J. Coale i P. Demeny'ego (A. J. Coale, P. Demeny, 1966). Dla następnych roczników wieku przyjęto – już za Chiangiem – identyczne dla obu płci współczynniki: $a(1) = 0{,}43$, $a(2) =$

= 0,45, $a(3)$ = 0,47, $a(4)$ = 0,49; natomiast dla piątego roku życia i starszych (a wiec gdy $x>4$) uznano za słuszne przyjęcie $a(x)=0,50$.

Prawdopodobieństwa zgonu oszacowaliśmy posługując się wzorem o postaci:

$$q(x) = \frac{M(x)}{1+[1-a(x)]\,M(x)}, \tag{4}$$

gdzie $M(x)$ – współczynnik zgonów dla wieku x; $q(x)$ – prawdopodobieństwo tego, że osoby, które dożyły do wieku dokładnego x lat umrą przed osiągnięciem wieku dokładnego $x + 1$ lat. Szacunki przeprowadzono dla kolejnych roczników wieku, aż do 104 lat. Dla $x = 104$ oczywiście $q(104) = 1$, ponieważ ostatni przedział jest otwarty i każda osoba dożywająca do wieku $x(w)$ umiera w tym przedziale (V. Kannisto, 1988). Wyniki szacunków podano dla obu płci (dla $x<100$) w tabelach 1 i 2.

Oszacowane dla Wielkopolski prawdopodobieństwa zgonu niemowląt (chłopcy – 0,279, dziewczynki – 0,243) wydają się bardzo wysokie w porównaniu z prawdopodobieństwami notowanymi w krajach Europy Zachodniej, ale niewątpliwie były znacznie niższe aniżeli w Królestwie Polskim i Galicji. Niskie prawdopodobieństwa przeżycia okresu niemowlęcego determinowały niski poziom innych parametrów tablic trwania życia.

Prawdopodobieństwo przeżycia przedziału wieku od x *do* $x + 1$ liczymy według wzoru:

$$p(x) = 1 - q(x). \tag{5}$$

Następnie, przyjmując jako liczebność początkową generacji fikcyjnej $l(0)$ = 100 000 (w momencie urodzenia), ustalamy tablicowe liczby dożywających do początków kolejnych przedziałów wieku:

$$l(x+1) = l(x)\,p(x). \tag{6}$$

Tak więc $l(x + 1)$ to liczba dożywających wieku $x + 1$ spośród 100 000 osób urodzonych w tym samym okresie (generacja fikcyjna). Krzywa parametrów $l(x)$ jest ciągiem stale malejącym, tzn. że dla kolejnych roczników wieku wartości są coraz mniejsze w wyniku procesu wymierania. Według nomenklatury siatki Lexisa $l(x)$ to liczba dożywających pierwszego rodzaju.

Pierwsze polskie tablice trwania życia skonstruowane dla 1864 r. wskazują na przyspieszony proces wymierania ludności Wielkopolski w trakcie występowania tzw. tradycyjnego wzorca umieralności. W tym też okresie spośród generacji hipotetycznej 100 000 noworodków płci męskiej dożywało do 15 ro-

ku życia około 53 900; odpowiednia liczba dla płci żeńskiej wynosiła 57 600 dziewcząt, a więc nieco mniej niż w tym samym okresie w Finlandii oraz znacznie mniej aniżeli w Danii, Szwecji, Anglii i Francji (S. Klonowicz, 1977). Prawdopodobieństwo przeżycia tzw. wieku produkcyjnego, czyli przedziału 15-60 lat – a więc relacja $l(60) / l(15)$ – nie osiągało nawet poziomu 0,48 w populacji mężczyzn i 0,52 w populacji kobiet. Do wieku 60 lat dożywało – spośród generacji hipotetycznych 100 000 noworodków danej płci – zaledwie 25 600 mężczyzn i 30 200 kobiet (por. tabele 1 i 2). Liczby te były znacznie niższe w Wielkopolsce niż w takich krajach, jak: Anglia i Walia, Francja, Dania i Szwecja (S. Klonowicz, 1977).

Wartości parametrów $l(x)$ wykorzystano z kolei do oszacowania teoretycznych liczb zgonów (dla generacji hipotetycznej):

$$d(x) = l(x) - l(x+1). \tag{7}$$

Śledząc porządek wymierania według wieku trzeba zwrócić uwagę, że krzywa zgonów wykazuje dwa szczyty: jeden u samego progu życia ludzkiego, tj. w niemowlęctwie; drugi – w okresie starości, gdzieś pomiędzy 65 a 75 rokiem życia. Zgodnie z ideą W. Lexisa normalne trwanie życia – czyli taki wiek (starczy), w którym częstość zgonów jest największa – wynosiło w Wielkopolsce około 65 lat w populacji mężczyzn i ok. 71 lat w populacji kobiet.

Wartości $d(x)$ i $l(x)$ wykorzystano do szacunku parametrów $L(x)$, czyli liczb dożywających drugiego rodzaju dla kolejnych przedziałów wieku, wykorzystując formułę:

$$L(x) = l(x+1) + a(x)\, d(x). \tag{8}$$

Parametr $L(x)$ wskazuje liczbę osobolat, które przeżywa w przedziale $\{x, x+1\}$ zbiorowość osób, które dożyły do wieku dokładnego x lat. Zatem fundusz życia, czyli łączną liczbę lat, jaką mają jeszcze do przeżycia (do końca trwania generacji) wszystkie osoby w wieku dokładnym x lat, otrzymujemy ze wzoru:

$$T(x) = \sum_{y=x}^{104} L(y), \tag{9}$$

natomiast przeciętne oczekiwane dalsze trwanie życia osoby będącej w wieku dokładnym x obliczamy jako średnią arytmetyczną:

$$e(x) = \frac{T(x)}{l(x)}. \tag{10}$$

Parametr $e(x)$ można traktować jako charakterystykę indywidualnego potencjału życiowego ludności. Z analizy tabel 1 i 2 wynika, że w Wielkopolsce średnie trwanie życia $e(0)$ liczone dla noworodków płci męskiej wynosiło około 31,1 lat, a wśród noworodków płci żeńskiej 34,2 lat. Dla Szwecji w tym okresie notowano około 43 lat dla mężczyzn i 46 lat dla kobiet, dla Holandii odpowiednio 37 i 39 lat, a dla Anglii i Walii 40 i 42 lata (E. Rosset, 1979). Przodująca dzielnica ziem polskich jeszcze w II połowie XIX w. znacznie ustępowała krajom zachodnioeuropejskim pod względem średniego trwania życia.

Średnie dalsze trwanie życia ludzkiego $e(x)$ jest malejącą z reguły funkcją wieku. W tradycyjnym wzorcu umieralności wyjątek (tzw. paradoks średniego trwania życia) stanowi okres wczesnego dzieciństwa. W tabelach 1 i 2 widać, że dla ludności Wielkopolski był to okres do piątego roku życia, kiedy $e(x) - e(x+1)<0$. Później $e(x)$ maleje wraz ze wzrostem wieku – i to coraz szybciej – aż do wieku starczego. Jednak jeszcze dla wieku 29 lat w populacji mężczyzn i 26 lat w populacji kobiet oczekiwane dalsze trwanie życia przekraczało parametr uzyskany dla noworodków.

Wśród osób dorosłych rozbieżność parametrów $e(x)$ według płci mogła wynikać z warunków pracy i trybu życia mężczyzn i kobiet, o czym zdaje się świadczyć analiza parametrów $e(15)$. W roku 1864 parametr ten wynosił przeciętnie około 41,0 roku w populacji mężczyzn oraz 42,9 w populacji kobiet, stąd różnica 1,9 roku. Wynikałoby z tego, że poziom warunków bytu w Wielkopolsce – podobnie jak w wielu krajach europejskich – nie wyzwolił jeszcze wyraźnego zjawiska nadumieralności mężczyzn (S. Klonowicz, 1977).

Ważną charakterystyką indywidualnego potencjału życiowego jest odchylenie standardowe dalszego trwania, które szacuje się według wzoru:

$$S(x) = \sqrt{S^2(x+1)\,p(x) + \{e(x) - a(x)\}^2 \frac{q(x)}{p(x)}}. \qquad (11)$$

Parametr $S(x)$ informuje nas, o ile potencjalne dalsze trwanie życia poszczególnych osób będących w wieku x odchyla się przeciętnie od średniego dalszego trwania życia $e(x)$. W Wielkopolsce odchylenie standardowe obliczone dla noworodków, tj. parametr $S(0)$, było w 1864 r. bardzo duże; w populacji mężczyzn wynosiło 30,4 lat, a dla kobiet 31,2 lat. Świadczy to o powszechności zjawiska „nierówności wobec śmierci" w regionie i okresie charakteryzującym się tradycyjnym wzorcem umieralności.

Tablica 1. Tablica trwania życia mężczyzn. Wielkopolska 1864

x	m(x)	q(x)	d(x)	l(x)	L(x)	e(x)	S(x)
0	0,340 64	0,278 89	27 890	100 000	81 871	31,1	30,4
1	0,123 92	0,089 28	6 438	72 110	68 440	41,9	27,9
2	0,064 21	0,050 02	3 285	65 672	63 865	45,0	25,9
3	0,038 66	0,031 93	1 992	62 387	61 331	46,3	24,4
4	0,026 30	0,024 18	1 461	60 395	59 649	46,9	23,3
5	0,022 68	0,018 37	1 083	58 934	58 392	47,0	22,4
6	0,014 41	0,012 33	714	57 851	57 494	46,9	21,7
7	0,010 40	0,009 80	560	57 137	56 857	46,5	21,2
8	0,009 29	0,008 76	496	56 577	56 329	45,9	20,8
9	0,008 31	0,008 27	464	56 081	55 849	45,3	20,4
10	0,008 30	0,007 52	419	55 617	55 407	44,7	20,1
11	0,006 80	0,006 34	351	55 198	55 022	44,0	19,8
12	0,005 81	0,005 81	319	54 847	54 687	43,3	19,6
13	0,004 78	0,005 47	299	54 528	54 378	42,5	19,3
14	0,005 45	0,005 47	297	54 229	54 080	41,8	19,1
15	0,005 00	0,005 79	313	53 932	53 775	41,0	18,9
16	0,005 94	0,006 21	333	53 619	53 452	40,2	18,7
17	0,006 67	0,006 72	359	53 286	53 106	39,5	18,5
18	0,007 15	0,007 32	388	52 927	52 733	38,8	18,3
19	0,007 27	0,007 79	410	52 539	52 334	38,0	18,1
20	0,008 39	0,008 53	445	52 129	51 906	37,3	17,8
21	0,008 56	0,009 31	482	51 684	51 443	36,6	17,6
22	0,008 81	0,009 88	506	51 202	50 949	36,0	17,3
23	0,012 48	0,010 50	533	50 696	50 429	35,3	17,0
24	0,009 79	0,011 00	552	50 163	49 887	34,7	16,7
25	0,011 61	0,010 93	543	49 611	49 339	34,1	16,4
26	0,011 58	0,010 57	519	49 068	48 808	33,5	16,1
27	0,010 87	0,010 51	511	48 549	48 293	32,8	15,9
28	0,009 75	0,010 21	491	48 038	47 792	32,2	15,6
29	0,008 79	0,010 18	484	47 547	47 305	31,5	15,3
30	0,012 02	0,010 51	495	47 063	46 815	30,8	15,1
31	0,008 14	0,010 53	491	46 568	46 322	30,1	14,8
32	0,011 58	0,010 60	489	46 077	45 832	29,4	14,6
33	0,011 19	0,010 85	495	45 588	45 340	28,8	14,4
34	0,009 39	0,011 32	511	45 093	44 837	28,1	14,1
35	0,012 68	0,011 96	534	44 582	44 315	27,4	13,9
36	0,011 32	0,012 64	557	44 048	43 769	26,7	13,7
37	0,011 08	0,013 29	579	43 491	43 201	26,0	13,4
38	0,012 41	0,013 83	594	42 912	42 615	25,4	13,2
39	0,013 31	0,014 38	609	42 318	42 013	24,7	12,9
40	0,019 56	0,015 04	628	41 709	41 395	24,1	12,7

cd. tab. 1

x	m(x)	q(x)	d(x)	l(x)	L(x)	e(x)	S(x)
41	0,014 24	0,015 63	643	41 081	40 759	23,5	12,4
42	0,019 46	0,016 13	653	40 438	40 111	22,8	12,2
43	0,015 76	0,016 69	665	39 785	39 452	22,2	12,0
44	0,014 27	0,017 42	682	39 120	38 779	21,6	11,7
45	0,020 57	0,018 20	700	38 438	38 088	20,9	11,5
46	0,017 39	0,018 86	712	37 738	37 382	20,3	11,2
47	0,015 12	0,019 58	725	37 026	36 663	19,7	11,0
48	0,018 36	0,020 41	741	36 301	35 930	19,1	10,8
49	0,020 39	0,021 25	756	35 560	35 182	18,5	10,5
50	0,029 27	0,022 28	776	34 804	34 416	17,8	10,3
51	0,019 17	0,023 72	808	34 028	33 624	17,2	10,1
52	0,026 81	0,025 51	848	33 220	32 796	16,6	9,9
53	0,025 47	0,027 25	883	32 372	31 930	16,1	9,6
54	0,021 48	0,029 01	914	31 489	31 032	15,5	9,4
55	0,030 72	0,031 01	949	30 575	30 100	15,0	9,2
56	0,031 99	0,033 06	980	29 626	29 136	14,4	8,9
57	0,035 00	0,035 13	1007	28 646	28 142	13,9	8,7
58	0,037 44	0,037 04	1024	27 639	27 127	13,4	8,5
59	0,033 72	0,039 56	1053	26 615	26 088	12,9	8,2
60	0,055 80	0,042 90	1097	25 562	25 013	12,4	8,0
61	0,035 24	0,045 62	1117	24 465	23 906	11,9	7,8
62	0,052 7 5	0,047 65	1113	23 348	22 791	11,5	7,5
63	0,043 19	0,049 63	1104	22 235	21 683	11,0	7,3
64	0,039 48	0,052 43	1108	21 131	20 577	10,6	7,1
65	0,081 76	0,055 97	1121	20 023	19 462	10,1	6,9
66	0,051 43	0,058 84	1113	18 902	18 345	9,7	6,6
67	0,058 82	0,061 67	1098	17 789	17 240	9,3	6,4
68	0,055 39	0,064 94	1084	16 691	16 149	8,8	6,2
69	0,057 10	0,068 16	1064	15 607	15 075	8,4	6,0
70	0,109 25	0,072 24	1051	14 543	14 017	8,0	5,8
71	0,054 15	0,078 64	1062	13 492	12 961	7,6	5,6
72	0,083 26	0,087 12	1083	12 430	11 888	7,2	5,4
73	0,083 83	0,095 74	1087	11 347	10 803	6,8	5,3
74	0,067 15	0,103 80	1066	10 260	9 727	6,5	5,1
75	0,123 29	0,111 04	1021	9 194	8 683	6,2	4,9
76	0,115 97	0,118 16	966	8 173	7 690	5,9	4,8
77	0,164 84	0,127 46	919	7 207	6 747	5,6	4,6
78	0,147 82	0,137 48	865	6 288	5 855	5,4	4,5
79	0,145 25	0,148 06	803	5 423	5 021	5,2	4,3
80	0,197 53	0,154 01	712	4 620	4 264	5,0	4,2
81	0,112 62	0,160 23	627	3 908	3 594	4,8	4,1

cd. tab. 1

x	m(x)	q(x)	d(x)	l(x)	L(x)	e(x)	S(x)
82	0,198 47	0,166 74	548	3 281	3 007	4,6	3,9
83	0,217 19	0,173 54	475	2 733	2 495	4,5	3,8
84	0,145 02	0,180 65	408	2 258	2 054	4,3	3,7
85	0,325 00	0,188 07	348	1 850	1 676	4,1	3,5
86	0,200 69	0,195 82	295	1 502	1 354	4,0	3,4
87	0,285 71	0,203 90	247	1 207	1 083	3,8	3,3
88	0,160 43	0,212 33	204	960	858	3,7	3,2
89	0,225 00	0,221 11	168	756	672	3,5	3,0
90	0,238 53	0,230 26	136	588	520	3,4	2,9
91	0,222 22	0,239 78	109	452	397	3,2	2,8
92	0,129 03	0,249 69	86	343	300	3,1	2,7
93	0,352 94	0,259 98	67	257	223	3,0	2,6
94	0,144 93	0,270 68	52	190	164	2,8	2,5
95	0,250 00	0,281 79	39	138	118	2,7	2,5
96	0,068 97	0,293 30	30	99	84	2,6	2,4
97	0,444 44	0,305 24	22	69	58	2,5	2,3
98	0,260 87	0,317 59	15	47	39	2,5	2,3
99	0,285 71	0,330 37	11	32	26	2,4	2,2

Źródło: Obliczenia własne na podstawie pruskiej statystyki ludności (zob. M. Kędelski, 1986).

Tablica 2. Tablica trwania życia kobiet. Wielkopolska 1864

x	m(x)	q(x)	d(x)	l(x)	L(x)	e(x)	S(x)
0	0,288 15	0,242 69	24 270	100 000	84 224	34,2	31,2
1	0,108 24	0,079 62	6 030	75 730	72 292	44,0	28,3
2	0,058 57	0,047 17	3 288	69 700	67 891	46,8	26,3
3	0,038 28	0,031 86	2 117	66 412	65 289	48,1	24,8
4	0,026 54	0,022 47	1 445	64 295	63 558	48,7	23,6
5	0,018 92	0,016 75	1 053	62 850	62 323	48,8	22,7
6	0,014 85	0,012 96	801	61 797	61 396	48,6	22,0
7	0,011 24	0,010 53	643	60 996	60 674	48,2	21,4
8	0,009 94	0,009 51	574	60 353	60 066	47,7	20,9
9	0,009 16	0,008 00	479	59 779	59 539	47,2	20,5
10	0,006 92	0,006 76	401	59 300	59 099	46,6	20,2
11	0,006 65	0,006 12	361	58 899	58 718	45,9	19,9
12	0,005 69	0,005 64	331	58 538	58 372	45,2	19,6
13	0,004 98	0,005 41	315	58 207	58 049	44,4	19,4
14	0,005 12	0,005 39	313	57 892	57 735	43,7	19,2
15	0,004 90	0,005 49	317	57 579	57 420	42,9	18,9

cd. tab. 2

x	m(x)	q(x)	d(x)	l(x)	L(x)	e(x)	S(x)
16	0,006 16	0,005 68	326	57 262	57 099	42,1	18,7
17	0,006 07	0,005 94	338	56 936	56 767	41,4	18,5
18	0,005 61	0,006 10	346	56 598	56 425	40,6	18,3
19	0,006 34	0,006 34	357	56 252	56 073	39,9	18,1
20	0,006 30	0,006 71	376	55 895	55 707	39,1	17,9
21	0,006 45	0,006 97	388	55 519	55 325	38,4	17,6
22	0,008 13	0,007 31	404	55 131	54 929	37,6	17,4
23	0,007 32	0,007 83	429	54 727	54 512	36,9	17,2
24	0,007 23	0,008 08	439	54 298	54 078	36,2	16,9
25	0,008 82	0,008 12	438	53 859	53 640	35,5	16,7
26	0,009 19	0,008 57	459	53 421	53 191	34,8	16,5
27	0,007 85	0,009 34	495	52 962	52 714	34,1	16,2
28	0,008 03	0,009 90	520	52 467	52 207	33,4	16,0
29	0,011 11	0,010 21	531	51 947	51 681	32,7	15,7
30	0,012 61	0,010 54	543	51 416	51 144	32,1	15,4
31	0,011 10	0,011 01	561	50 873	50 592	31,4	15,2
32	0,010 56	0,011 53	581	50 312	50 021	30,7	14,9
33	0,012 17	0,011 90	592	49 731	49 435	30,1	14,6
34	0,010 41	0,012 14	597	49 139	48 840	29,4	14,3
35	0,012 79	0,012 50	607	48 542	48 238	28,8	14,1
36	0,013 82	0,012 91	619	47 935	47 625	28,2	13,8
37	0,013 69	0,013 18	624	47 316	47 004	27,5	13,5
38	0,012 55	0,013 34	623	46 692	46 380	26,9	13,2
39	0,011 24	0,013 47	621	46 069	45 758	26,2	13,0
40	0,017 44	0,013 65	621	45 448	45 137	25,6	12,7
41	0,015 99	0,013 76	617	44 827	44 518	24,9	12,4
42	0,012 70	0,013 89	615	44 210	43 902	24,3	12,2
43	0,014 01	0,014 12	616	43 595	43 287	23,6	11,9
44	0,010 74	0,014 52	625	42 979	42 666	22,9	11,7
45	0,015 77	0,015 04	638	42 354	42 035	22,3	11,4
46	0,014 58	0,015 53	648	41 716	41 392	21,6	11,2
47	0,013 95	0,016 07	660	41 068	40 738	20,9	11,0
48	0,016 35	0,016 65	673	40 408	40 071	20,3	10,7
49	0,012 96	0,017 29	688	39 735	39 391	19,6	10,5
50	0,026 30	0,018 22	712	39 047	38 691	18,9	10,3
51	0,017 70	0,019 32	741	38 335	37 964	18,3	10,1
52	0,020 31	0,020 43	769	37 594	37 209	17,6	9,9
53	0,019 01	0,021 95	809	36 825	36 420	17,0	9,6
54	0,016 53	0,024 30	876	36 016	35 578	16,4	9,4
55	0,025 57	0,026 74	940	35 140	34 670	15,8	9,2
56	0,026 84	0,028 48	975	34 200	33 712	15,2	9,0

cd. tab. 2

x	m(x)	q(x)	d(x)	l(x)	L(x)	e(x)	S(x)
57	0,024 46	0,029 93	995	33 225	32 727	14,6	8,7
58	0,028 39	0,031 31	1 010	32 230	31 725	14,1	8,5
59	0,040 59	0,033 19	1 037	31 220	30 701	13,5	8,3
60	0,055 10	0,035 97	1 086	30 183	29 640	12,9	8,1
61	0,032 44	0,038 93	1 133	29 097	28 530	12,4	7,8
62	0,033 83	0,042 09	1 177	27 964	27 375	11,9	7,6
63	0,036 75	0,044 94	1 204	26 787	26 185	11,4	7,4
64	0,024 55	0,047 29	1 210	25 583	24 978	10,9	7,2
65	0,069 33	0,050 35	1 228	24 373	23 759	10,4	6,9
66	0,046 65	0,054 18	1 255	23 145	22 517	9,9	6,7
67	0,063 90	0,058 09	1 272	21 890	21 254	9,5	6,5
68	0,061 26	0,061 63	1 271	20 618	19 982	9,0	6,3
69	0,054 53	0,065 62	1 270	19 347	18 712	8,6	6,1
70	0,093 15	0,071 63	1 295	18 077	17 429	8,2	5,9
71	0,071 05	0,078 44	1 317	16 782	16 123	7,8	5,7
72	0,080 07	0,084 06	1 300	15 465	14 815	7,4	5,5
73	0,071 19	0,089 87	1 273	14 165	13 528	7,0	5,4
74	0,059 75	0,098 37	1 269	12 892	12 257	6,6	5,2
75	0,134 92	0,108 78	1 265	11 623	10 990	6,3	5,0
76	0,138 07	0,118 44	1 227	10 358	9 744	6,0	4,9
77	0,109 35	0,127 74	1 167	9 131	8 547	5,8	4,7
78	0,123 14	0,136 71	1 089	7 964	7 419	5,5	4,6
79	0,139 42	0,143 70	988	6 875	6 381	5,3	4,4
80	0,236 09	0,148 93	877	5 887	5 448	5,1	4,3
81	0,163 12	0,154 52	775	5 010	4 622	5,0	4,1
82	0,187 29	0,160 50	680	4 235	3 895	4,8	4,0
83	0,187 23	0,166 89	594	3 555	3 258	4,6	3,8
84	0,131 91	0,173 72	515	2 961	2 703	4,4	3,7
85	0,198 02	0,181 00	443	2 446	2 224	4,2	3,6
86	0,172 11	0,188 77	379	2 003	1 813	4,1	3,4
87	0,191 30	0,197 05	321	1 624	1 463	3,9	3,3
88	0,248 93	0,205 87	269	1 303	1 168	3,7	3,2
89	0,203 59	0,215 26	223	1 034	922	3,6	3,0
90	0,282 72	0,225 24	183	811	719	3,4	2,9
91	0,277 78	0,235 84	149	628	553	3,2	2,8
92	0,421 05	0,247 10	119	479	419	3,1	2,7
93	0,160 00	0,259 02	94	360	313	2,9	2,6
94	0,083 33	0,271 65	73	266	229	2,8	2,5
95	0,382 98	0,285 01	56	193	165	2,7	2,4
96	0,250 00	0,299 11	41	137	116	2,6	2,3
97	0,166 67	0,313 98	31	96	80	2,4	2,2

cd. tab. 2

x	m(x)	q(x)	d(x)	l(x)	L(x)	e(x)	S(x)
98	0,054 05	0,329 64	22	65	54	2,4	2,2
99	0,307 69	0,346 10	15	43	35	2,3	2,1

Źródło: Obliczenia własne na podstawie pruskiej statystyki ludności (M. Kędelski, 1986).

Literatura

Becker K. (1874), Zur Berechnung von Sterbetafeln an die Bevölkerungsstatistik zu stellende Anforderungen, Berlin.

Bolesławski L. (1973), Budowa tablic trwania życia. Teoria i praktyka, GUS, Warszawa.

Chiang C. L. (1968), Introduction to Stochastic Processes in Biostatistics, John Wiley, New York.

Coale A. J., Demeny P. (1966), Regional model Life tables and stable populations, New York.

Engel E. (1863), Die Sterblichkeit und Lebenswartung im Preussischen Staate und besonders in Berlin, Während der Zeit von 1816 bis mit 1860, Berlin, s. 40-55.

Engel E. (1863a), Die wichtigsten Resultate einer vergleichenden Statistik der Gesundheit und Sterblichkeit der Civil – und Militärbevölkerung in preussischen Staate, Berlin, s. 1-37.

Engel E. [red.] (1866) Zeitschrift des Königlich Preussischen Statistischen Bueraus, Berlin, s. 113-116.

Kannisto V. (1988), On the Survival of Centenarians and the Span of Life, „Population Studies" nr 3, s. 389-406.

Kędelski M. (1980), Próba rekonstrukcji porządku wymierania w Wielkopolsce w okresie rewolucji demograficznej. „Przeszłość Demograficzna Polski" nr 12, s. 47-64.

Kędelski M. (1985), Umieralność i trwanie życia w Wielkopolsce w latach 1816-1875, „Przeszłość Demograficzna Polski" nr 16, s. 109-138.

Kędelski M. (1986), Ewolucja umieralności i trwania życia ludności miasta Poznania w wiekach XIX i XX, „Studia Demograficzne" nr 2, s. 3-27.

Klonowicz S. (1977), Żyć można dłużej, KiW, Warszawa.

Mitra S. (1984), Estimating the Expectaction of Life at Older Ages. „Population Studies" nr 2, s. 313-319.

Rosset E. (1979), Trwanie życia ludzkiego, Ossolineum, Wrocław.

Vielrose E. (1961), Elementy ruchu naturalnego ludności, PWE, Warszawa.

Wieniecki I. G. (1986), Metody probabilistyczne w demografii, PWE, Warszawa.