

MACIEJ HENNEBERG, JAN STRZAŁKO

WIARYGODNOŚĆ OSZACOWANIA DALSZEGO PRZECIĘTNEGO TRWANIA ŻYCIA W BADANIACH ANTROPOLOGICZNYCH¹

Z Zakładu Antropologii UAM
Kierownik: doc. dr hab. Andrzej Malinowski

WSTĘP

Jedną z podstawowych biologicznych charakterystyk populacji jest wymieralność, która wraz z płodnością decyduje o dynamice przemian ilościowych i jakościowych. W odniesieniu do człowieka, dane liczbowe opisujące stosunki wymieralności przyjęto zestawiać w tzw. tablicach wymieralności. Możemy z nich odczytać: liczby i proporcje zmarłych w poszczególnych kategoriach wieku, porządek wymierania oraz prawdopodobieństwa zgonu w określonym wieku i dożycia określonego wieku. Miarą syntetyzującą wymienione informacje jest wartość e_x^o wyrażająca liczbę jednostek czasu (w demografii najczęściej lat) pozostających przeciętnie do przeżycia grupie osobników dla których jest obliczana. Najbardziej informatywna jest wartość e^o tj. przeciętne dalsze trwanie życia wszystkich żywo urodzonych. Oblicza się ją jako stosunek całkowitej liczby jednostek czasu przeżytych przez wszystkich osobników (do momentu ich śmierci) do liczby tychże osobników. Przeciętne dalsze trwanie życia jest więc parametrem rozkładu wymieralności, w szczególności miarą położenia.

Tablice wymieralności dla człowieka zaczęto budować i wykorzystywać w związku z określonymi potrzebami społeczno-ekonomicznymi, toteż dotychczas zarówno teorię jak i praktykę ich konstruowania i zastosowania rozwijała w zasadzie tylko demografia². Tablice te jednak okazują się równie przydatne do badań biologicznych na poziomie populacyjnym, jakkolwiek wymagania stawiane im są inne niż w demografii. Z tablic wymieralności uzyskujemy informację, w jaki sposób populacja

¹ Praca wykonana w ramach programu *Przemiany biologiczne populacji ludzkich*, dział tematyczny II.C.1.

² Najnowszą, w piśmiennictwie polskim, pracą zbierającą dotychczasowe osiągnięcia techniki budowy tablic wymieralności jest: L. Bolesławski *Budowa tablic trwania życia — Teoria i praktyka* GUS, Warszawa 1973.

reaguje utratą osobników w poszczególnych stadiach ontogenezy na całokształt warunków ekologicznych, a zatem o wrażliwości organizmów w trakcie rozwoju na wpływy określonego środowiska, która decyduje o strukturze i właściwościach biologicznych populacji żyjącej. Wszelkie zmiany warunków otoczenia i właściwości wewnętrznych populacji znajdują odbicie w parametrach tablicy wymieralności. Dla biologa szczególnie interesujące będą te przemiany wymieralności, które związane są z przekształceniami puli genowej.

Ostatecznie, powyższe można podsumować w ten sposób, że punktem wyjścia w interpretacji biologicznej i demograficznej są te same funkcje biometryczne, różne są natomiast cele obserwacji, a zatem różne wymagania stawiane sposobom i dokładności estymacji parametrów tablic wymieralności.

W biologii człowieka wiele uwagi poświęca się zjawiskom zachodzącym w populacjach o takiej strukturze wewnętrznej i związkach z otoczeniem, jakie właściwe były naszemu gatunkowi przez większą część czasu jego istnienia. Informacje o tych zjawiskach uzyskać możemy jedynie badając materiały wykopaliskowe, bądź z pewnymi zastrzeżeniami, nieliczne współczesne grupy „prymitywne”.

Materiał do badań warunków wymieralności w dawnych populacjach wymaga specyficznej metodyki, odmiennej od współcześnie stosowanej w badaniach demograficznych. Najpełniejsze ujęcie metod oceny warunków wymieralności w pradziejach i współczesnych populacjach „prymitywnych” przedstawili w 1970 r. Acsádi i Nemeskéri oraz w 1973 — Weiss. Niewątpliwie cenne wyniki tych prac spotykały się jednak z krytyką ze strony demografii. Dotyczyła ona przede wszystkim zbyt małej, w większości przypadków, liczebności materiału dla właściwego oszacowania wartości parametrów tablic wymieralności oraz zastosowania do ich budowy metody Halleya zakładającej zastojowy stan populacji (stałe warunki wymieralności, płodności i zerowy przyrost naturalny).

Celem pracy jest ustosunkowanie się do powyższych zarzutów poprzez ocenę wiarygodności określeń dalszego przeciętnego trwania życia metodą Halleya, przy różnych liczebnościach materiału i odchyleniach populacji od stanu zastojowości. Praktycznym natomiast celem jest przedstawienie tablic i nomogramów pozwalających na prostą ocenę dokładności określeń e° i e_2° dokonywanych przez antropologów dla małych populacji.

OCENA BŁĘDU ESTYMACJI e_x°

Dalsze przeciętne trwanie życia, (e_x°) może być, jak każda miara położenia, określone jednoznacznie tylko w statystycznej populacji generalnej, która jest konstrukcją idealną a zatem niespotykaną w rzeczy-

wistości. Wszelkie wiadomości o właściwościach populacji generalnej uzyskujemy badając skończoną liczbę osobników wybranych według pewnych zasad, którą nazywamy próbą. Każda obliczona wartość e_x° dla konkretnego materiału jest więc jedynie przybliżeniem rzeczywistego e_x° w populacji generalnej. Rozbieżność pomiędzy wartością oszacowaną z próby a rzeczywistą, wynika z nałożenia się na siebie właściwej rozkładowi zmienności oraz nieciągłości jednostek obserwowanych (osobników) przy skończonej ich liczbie. Ponieważ zmienność jest własnością danego rozkładu to na właściwą mu wielkość błędu oszacowania w decydujący sposób wpływa liczebność próby.

W demografii, celem wyeliminowania niedokładności szacunków, stosuje się możliwie duże liczebności prób (rzędu 10^4 i więcej). Sposób ten jednak nie zawsze da się stosować w biologii człowieka, najczęściej bowiem opracowaniu podlegają grupy, w których całkowita liczba osobników jest rzędu $10-10^3$. Nie możemy jednak takich grup łączyć ze sobą celem zwiększenia liczebności, gdyż stanowią one próby z odrębnych populacji generalnych. Sytuację taką, łatwo zrozumieć gdy ma się na uwadze populacyjną strukturę gatunku. Istnieją przecież populacje wyraźnie odróżnialne jako odrębne jednostki biologiczne, a nie liczące więcej niż kilkaset osób. Wreszcie, jedyną reprezentacją niektórych dawnych populacji są szczątki kostne kilkudziesięciu osobników; błędem byłaby rezygnacja z uzyskania informacji o nich wyłącznie z obawy przed otrzymaniem nieprecyzyjnych wyników na skutek małej liczebności.

W statystyce istnieją metody obliczenia wielkości popełnianego błędu pozwalające ocenić prawdopodobieństwo istnienia określonej różnicy pomiędzy estymatorem a wartością rzeczywistą. Możemy więc wnioskować statystycznie o parametrach populacji generalnej na podstawie prób o dowolnej liczebności. Od uznania badacza oraz wymagań stawianych wynikiem badań zależy wybór prawdopodobieństwa (poziomu istotności) z jakim weryfikuje się hipotezy (kwestionuje hipotezy zerowe).

Metodę obliczania błędów estymacji wartości e_x° podał w 1960 roku Chin Long Chiang. Opracował on podstawy teoretyczne w odniesieniu do bieżących tablic wymieralności oraz tablic wymieralności generacji, dla których ostateczny wzór Chianga na obliczenie błędu przedstawia się następująco (symbolika autorów):

$$E_{e_x^\circ}^2 = \sum_{x=\alpha}^{\omega} s_{xx}^2 \left[e_{x+h_x}^\circ + \frac{h_x}{2} \right]^2 E_{q_x}^2 \quad (1)$$

gdzie: $E_{e_x^\circ}$ — błąd standardowy estymacji e_x° , s_{qx} — prawdopodobieństwo dożycia wieku x dla osobnika, którego zaczynamy obserwować w wieku α (czyli dla $x=\alpha$, $s_{xx}=1$), $E_{q_x}^2$ — błąd standardowy estymacji prawdopodobieństwa zgonu w wieku x , h_x — liczba jednostek czasu w grupie wieku rozpoczynającej się w x -tej jednostce czasu. Błąd standardowy estymacji prawdopodobieństwa zgonu oblicza się według wzoru:

$$E_{q_x} = \sqrt{\frac{p_x q_x}{l_x}} \quad (2)$$

gdzie: $q_x = (1 - p_x)$ — prawdopodobieństwo zgonu w klasie wieku rozpoczynającej się w x -tej jednostce czasu, l_x — liczba osobników dożywających wieku x .

Przedstawiony wyżej wzór Chianga przekształciliśmy w ten sposób, by mieć możliwość wyznaczenia wariancji e_x° jako stałej, niezależnej od liczebności właściwości rozkładu zgonów według wieku. Przekształcenie to polega na podstawieniu do wzorów (1) prawej strony równania (2),

$s_{ax} = \frac{l_x}{N_\alpha}$ oraz pomnożeniu obu stron równania przez N_α :

$$E_{e_x^\circ}^2 = \sum_{x=\alpha}^{\omega} \left(\frac{l_x}{N_\alpha} \right)^2 \left[e_{x+h_x}^0 + \frac{h_x}{2} \right]^2 \frac{p_x q_x}{l_x} = \sum_{x=\alpha}^{\omega} \frac{l_x}{N_\alpha^2} \left[e_{x+h_x}^0 + \frac{h_x}{2} \right]^2 p_x q_x \Big| N_\alpha$$

$$N_\alpha E_{e_x^\circ}^2 = \sum_{x=\alpha}^{\omega} s_{ax} \left[e_{x+h_x}^0 + \frac{h_x}{2} \right]^2 p_x q_x \quad (3)$$

Ponieważ iloczyn kwadratu błędu standardowego przez liczebność wyraża wariancję, zatem

$$S_{e_x^\circ}^2 = \sum_{x=\alpha}^{\omega} s_{ax} \left[e_{x+h_x}^0 + \frac{h_x}{2} \right]^2 p_x q_x \quad (4)$$

Błąd standardowy obliczamy tak jak dla każdej miary położenia

$$E_{e_x^\circ} = \sqrt{\frac{S_{e_x^\circ}^2}{N_\alpha}} \quad (5)$$

Istotność różnicy pomiędzy dwiema wartościami e_x° , wyliczonymi dla dwu różnych prób, należy oceniać stosując wartość błędu standardowego różnicy

$$E_{\Delta e_x^\circ} = \sqrt{E_{e_x^\circ(1)}^2 + E_{e_x^\circ(2)}^2} \quad (6)$$

Przy dostatecznie dużych liczebnościach ($N_{\alpha(1)} \geq 30$; $N_{\alpha(2)} \geq 30$) różnicę Δe_x° możemy uznać za istotną z prawdopodobieństwem 0,95, jeżeli co najmniej dwukrotnie przekracza wartość błędu standardowego różnicy. W przypadku gdy zachodzi konieczność porównywania estymatorów dla grup o mniejszych liczebnościach, należy stosować test t dla zmiennych niepołączonych.

TABELE BŁĘDÓW STANDARDOWYCH e_x° I e_{20}°

Obliczanie błędów standardowych jest czynnością czasochłonną ze względu na znaczną liczbę operacji rachunkowych. Aby więc umożliwić szerokie zastosowanie tych mierników w praktyce antropologicznej,

przedstawiono poniżej tabele i nomogramy pozwalające zorientować się z wystarczającą dokładnością jakie wartości przybierze błąd dla dowolnej serii o znanym rozkładzie wymieralności. Błędy w tabelach zestawione zostały dla kilku serii, tak dobranych, że ich rozkłady wymieralności odpowiadają większości przypadków spotykanych w materiałach z cmentarzysk. Równocześnie serie te rozpiętością chronologiczną pokrywają okres od paleolitu do czasów nowożytnych.

Epipaleolit reprezentuje modelowy rozkład wymieralności dla basenu Morza Śródziemnego, opracowany przez Acsádiego i Nemeskériego w 1970 r. (tzw. Maghreb-type). Kolejny rozkład wymieralności, opracowany przez Ullricha w 1972 r., dotyczy mężczyźni z cmentarzyska kultury unietyckiej w Grossbrenbach. Rozkład wymieralności dla cmentarzyska kultury łużyckiej w Sulęcinie, opracowany ostatnio przez Pióntk a, reprezentuje serie ciałopalne.

Przedstawiona przez Acsádiego i Nemeskériego w 1970 r. tablica wymieralności dla Keszthely-Dobogó odzwierciedla stosunki wymieralności spotykane w okresie wpływów rzymskich. Ze względu na znaczną ilość materiałów dotyczących wczesnego średniowiecza, w przedstawionych tabelach okres ten reprezentują dwa różne rozkłady wymieralności: opracowany przez H. i A. Bach ó w 1971 r. — z cmentarzyska w Espenfeld oraz model opracowany na podstawie licznych serii z terenu Węgier przez Acsádiego i Nemeskériego w 1970 r. (tzw. Hungarian model). Do materiału włączone zostały również rozkłady wymieralności mężczyzn i kobiet opracowane przez autorów na podstawie wpisów z ksiąg metrykalnych parafii Szczepanowo pow. Mogilno z lat 1835 - 1859; sposób obliczeń jest tu z punktu widzenia metodyki taki sam jak dla serii szkieletowych. Należy pamiętać, że w kolejnych okresach występuje duże zróżnicowanie wymieralności, a więc dla celów korzystania z tabel błędów standardowych decydująca jest zgodność rozkładów, a nie datowanie cmentarzyska.

Rozkłady wymieralności wymienionych serii, w postaci szeregów d_x , oraz wartości e_x^0 , podane są w tabelach 1 - 6. Ze względu na stosowanie przez antropologów rozmaitych podziałów na klasy (kategorie) wieku, w kolejnych tabelach przedstawiliśmy, tam gdzie było to możliwe, rozkłady dla tych samych serii wzorcowych przy najczęściej spotykanych w praktyce podziałach. Taki sposób przedstawienia materiału pozwolił nam jednocześnie ocenić wpływ zastosowania podziału na szersze, a zatem mniej dokładne kategorie wieku, na precyzję estymacji wartości e_x^0 . Ponieważ w praktyce spotyka się serie, w których liczba szczątków osobników niedorosłych jest wyraźnie zaniżona i nie odzwierciedla stanu rzeczywistego, w tabelach 5 i 6 podane są rozkłady wymieralności osób dorosłych, przy przyjęciu ich ogólnej liczebności za 100%. Umożliwia to odczytywanie błędów standardowych e_{20}^0 dla serii składających się tylko z osobników dorosłych.

Tab. 3. Rozkłady wymieralności i wartości e_x^0 dla serii o innych niż w tabelach 1 i 2 klasach wieku (x)

Sulęcín brąz $\delta + \text{♀}$ $N = 118$			Esenfeld wczesne średniowiecze $\delta + \text{♀}$ $N = 425$			Szczepanowo XIX w.				
x	d_x	e_x^0	x	d_x	e_x^0	δ $N = 599$	♀ $N = 472$	d_x	e_x^0	
0 - 5	31,8	24,4	0 - 1	12,7	19,0	0 - 1	25,0	20,3	24,0	22,0
6 - 13	2,6	28,4	2 - 5	24,0	21,0	2 - 6	28,2	25,9	27,0	27,8
14 - 19	3,2	21,4	6 - 13	12,5	23,0	7 - 13	7,8	33,8	6,3	35,4
20 - 29	21,7	16,3	14 - 19	4,5	19,7	14 - 19	1,8	32,8	3,1	33,1
30 - 39	20,6	12,4	20 - 29	18,8	15,4	20 - 29	5,8	28,3	7,8	29,5
40 - 49	12,7	10,0	30 - 39	12,9	12,5	30 - 39	5,2	22,6	5,6	25,5
50 - 59	4,8	8,5	40 - 49	8,9	9,1	40 - 49	10,1	16,1	8,0	19,8
60 -	2,6	5,0	50 - 59	5,2	5,6	50 - 59	6,1	13,1	5,7	16,2
			60 -	0,5	4,0	60 - 69	6,9	8,1	6,3	11,3
						70 - 74	2,0	5,2	3,1	7,6
						75 - 79	0,6	5,1	1,1	7,8
						80 - 84	0,3	3,5	1,1	5,7
						85 -	0,2	2,5	0,9	4,6

W celu odczytania błędu standardowego e_x^0 lub e_{20}^0 dla dowolnej serii należy porównać jej rozkład wymieralności z rozkładami serii wzorcowych z odpowiedniej dla zastosowanego podziału na kategorie wieku tabeli znajdując rozkład wzorcowy najmniej różniący się od badanego. Następnie z tabel 7 lub 8 odczytuje się błąd standardowy w wierszu odpowiadającym liczebności badanej serii w kolumnie wybranej poprzednio serii wzorcowej.

W przypadku gdy rozkład wymieralności w badanej serii nie da się dopasować do żadnej z serii wzorcowych, o wielkości popełnianego błędu można zorientować się z wykresów (ryc. 1 - 3). Wykres 1 przedstawia zakres błędów e_x^0 w jakim mieszczą się wartości dla poszczególnych serii wzorcowych, granice zakresu wyznaczone są przez dane dla serii reprezentujących możliwości skrajne. Ryciny 2 i 3 pozwalają na wystarczająco dokładne odczytanie błędów dla liczebności nie wykazanych w tabelach 7 i 8.

DYSKUSJA

Omawiając sposób korzystania z tabel wspomnieliśmy, że w opracowaniach antropologicznych spotykamy różne podziały rozkładów na kategorie wieku. U podstaw tych podziałów leży przyjęcie jako jednostki czasu lat, bądź stadiów rozwoju organizmu (*inf. Juv.* itd.). Ponieważ jednak wiek osobników w chwili śmierci szacujemy na podstawie zmian rozwojowych, przy czym określonym stadium zmian przypisuje się przedziały wieku kalendarzowego, zasadniczo nie jest istotne, który z dwóch sposobów zastosujemy. Jest to tym bardziej uzasadnione, że pomimo indywidualnych przesunięć wieku biologicznego względem kalendarzowego, czas biologiczny organizmów jest dla gatunku wielkością stałą,

Tab. 4. Wartości d_x i e_x° dla serii z tabel 1 - 3; podział na klasy wieku odpowiada stosowanym w antropologii kategoriom: *infans, juvenis, adultus, maturus i senilis*

x	Maghreb		Grossbrenbach		Sulęcın		Keszthely Dobogó		Espenfeld		Hungarian Model		Szczepanowo			
	d_x	e_x°	d_x	e_x°	d_x	e_x°	d_x	e_x°	d_x	e_x°	d_x	e_x°	d_x	e_x°	d_x	e_x°
0 - 6 inf. I	49,0	22,1	19,2	21,4	31,8	24,3	22,5	35,1	36,7	19,2	32,8	29,7	53,3	20,2	51,0	21,6
7 - 14 inf. II	5,2	33,0	21,2	19,8	2,6	28,3	5,8	37,3	12,5	22,7	6,6	35,5	7,8	33,7	6,3	34,9
15 - 19 juvenis	3,0	28,3	5,8	18,5	3,2	21,2	3,3	32,0	4,5	19,2	4,2	30,9	1,8	31,7	3,1	31,5
20 - 29 adultus	11,6	25,2	21,2	15,2	21,7	17,2	8,3	28,4	18,8	15,9	7,8	28,1	5,8	28,1	7,8	28,8
30 - 49 mat.	14,7	22,6	28,9	11,7	33,3	13,7	28,3	21,7	21,8	13,3	22,8	21,7	15,3	22,4	13,5	24,6
50 - 59 sen. I	6,7	13,9	3,9	5,0	4,8	10,3	16,7	12,1	5,2	5,9	13,7	12,1	6,1	14,3	5,7	15,3
60 - sen. II	9,8	10,0	-	-	2,6	10,0	15,0	10,0	0,5	10,0	12,2	10,0	9,9	10,0	12,6	10,0

Tab. 5. Rozkłady wymieralności (d_x) i przeciętne dalsze oczekiwane trwanie życia (e_x°) dla osobników dorosłych ($x \geq 20$) dla serii z tabel 1 - 3; klasy wieku 10-letnie

x	Magrheb		Grossbrenbach		Sulęcın		Koszthely-Dobogó		Espenfeld		Hungarian Model		Szczepanowo			
	d_x	e_x°	d_x	e_x°	d_x	e_x°	d_x	e_x°	d_x	e_x°	d_x	e_x°	d_x	e_x°	d_x	e_x°
20 - 29	38,4	24,5	39,3	12,7	45,7	16,3	22,4	28,9	40,6	15,4	13,7	27,5	15,6	28,3	19,6	29,5
30 - 39	30,9	19,8	42,9	8,1	30,5	12,4	27,5	22,1	27,9	12,5	20,0	21,0	14,0	22,6	14,0	25,5
40 - 49	18,1	16,0	10,8	6,5	11,9	10,0	28,6	16,0	19,2	9,1	20,5	15,8	27,2	16,1	20,1	19,8
50 - 59	8,5	12,2	7,1	5,0	6,8	8,5	16,5	11,5	11,2	5,6	24,3	10,7	16,5	13,1	14,5	16,2
60 - 69	2,8	7,7			5,1	5,0	3,0	8,6	1,1	4,0	15,4	7,4	18,5	8,1	15,9	11,3
70 - 79	1,3	3,5					2,1	3,4			5,6	4,5	7,0	5,2	10,8	7,6
80 - 89											0,5	2,2	1,6	3,5	7,5	5,7

Tab. 6. Rozkłady wymieralności i wartości e_x^o dla osób dorosłych (zmarłych w wieku 20 lat i więcej) w seriach z tabel 1 - 3; klasy wieku odpowiadają kategoriom: *adultus, maturus, senilis*

x		Maghreb		Grossbrenbach		Sulęcín		Keszthely-Dobogó		Espenfeld		Hungarian Model	
		d_x	e_x^o	d_x	e_x^o	d_x	e_x^o	d_x	e_x^o	d_x	e_x^o	d_x	e_x^o
20 - 29	ad	38,4	25,2	39,3	15,2	45,7	17,2	22,4	28,4	40,6	15,9	13,7	28,1
30 - 49	mat	49,0	20,7	53,7	11,7	42,4	13,7	56,1	21,7	47,1	13,3	40,5	21,7
50 - 59	sen. I	8,5	13,6	7,1	5,0	6,8	10,3	16,5	12,1	11,2	5,9	24,3	12,1
60 - 80	sen. II	4,1	10,0			5,1	10,0	5,1	10,0	1,1	10,0	21,5	10,0

Tab. 7. Wartości wariancji (S^2) przeciętnego dalszego oczekiwanego trwania życia noworodka dla rozkładów zawartych w tabelach 1 - 4 oraz błędów standardowych przy wybranych liczebnościach (E)

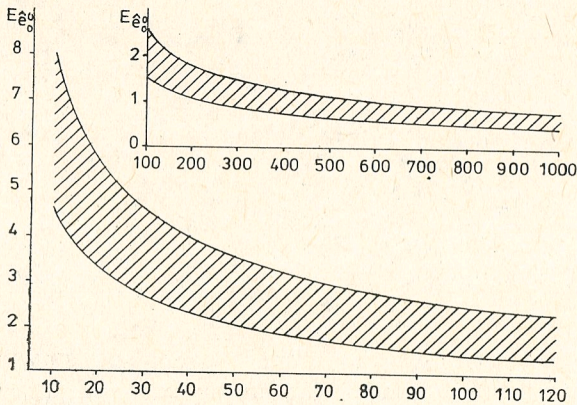
	Magreb	Grossbrenbach	Sulęcín	Keszthely-Dobogó	Espenfeld	Hungarian Model	Szczepanowo	
	1	2	3	4	5	6	♂	♀
e_x^o	21,1	21,0	24,4	35,2	19,0	28,7	20,3	22,0
S^2	507,78	211,66	310,96	546,48	286,24	556,30	551,46	627,65
E przy $N=10$	7,13	4,60	5,58	7,39	5,35	7,46	7,42	7,93
20	5,04	3,26	3,95	5,23	3,78	5,27	5,25	5,60
30	4,11	2,66	3,23	4,27	3,09	4,30	4,29	4,58
40	3,56	2,30	2,79	3,70	2,68	3,73	3,72	3,96
50	3,19	2,06	2,49	3,31	2,39	3,33	3,32	3,55
60	2,91	1,88	2,28	3,02	2,18	3,05	3,03	3,24
70	2,69	1,74	2,11	2,80	2,02	2,82	2,81	3,00
80	2,52	1,63	1,97	2,61	1,89	2,64	2,63	2,80
90	2,38	1,53	1,86	2,46	1,78	2,49	2,48	2,64
100	2,25	1,46	1,76	2,34	1,69	2,36	2,35	2,51
200	1,59	1,03	1,25	1,65	1,20	1,67	1,66	1,77
300	1,30	0,84	1,02	1,35	0,98	1,36	1,36	1,45
400	1,13	0,73	0,88	1,17	0,85	1,18	1,18	1,25
500	1,01	0,65	0,79	1,04	0,76	1,05	1,05	1,12
600	0,92	0,59	0,72	0,95	0,69	0,96	0,96	1,03
700	0,85	0,55	0,67	0,89	0,64	0,89	0,89	0,95
800	0,80	0,51	0,62	0,83	0,60	0,83	0,83	0,89
900	0,75	0,48	0,59	0,78	0,56	0,79	0,78	0,83
1000	0,71	0,46	0,56	0,74	0,53	0,75	0,74	0,79

ukształtowaną w toku ewolucji. Oczywiście, określając na podstawie szczątków kostnych wiek danego osobnika w latach, w rzeczywistości stwierdzamy jedynie, że zmarł on w stadium rozwojowym odpowiadającym temu, jakie współcześnie osiągają ludzie mający przypisaną zmarłemu liczbę lat. Nawet jeżeli dawniej inna była relacja pomiędzy tempem przebiegu rozwoju rozwoju osobniczego, a wpływem czasu kalendarzowego, to stosując umownie obliczenia w latach otrzymujemy prawidłowe informacje co do stanu biologicznego i dynamiki populacji, ponieważ są one regulowane strukturą ludności według stadiów rozwoju, a nie wieku kalendarzowego.

Biorąc pod uwagę powyższe jesteśmy zdania, że w odniesieniu do przeszłości należy obliczać parametry tablicy wymieralności posługując się miarą czasu kalendarzowego, ponieważ daje nam to możliwość po-

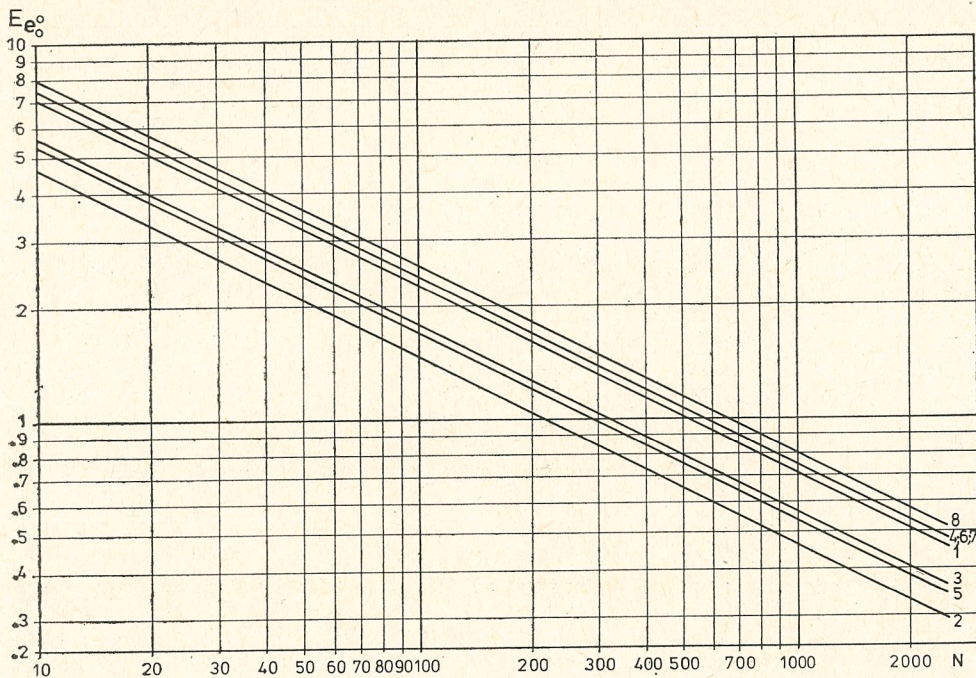
Tab. 8. Wariancje (S^2) oraz błędy standardowe przy wybranych liczebnościach (E) dla przeciętnego dalszego oczekiwanego trwania życia osób dorosłych (e_{20}°)

	Magreb	Grossbrenbach	Sulęcín	Keszthely-Dobogó	Espenfeld	Hungarian Model	Szczepanowo	
							♂	♀
	1	2	3	4	5	6	7	8
e_{20}°	24,5	12,7	16,3	28,9	15,4	27,5	28,3	29,5
S^2	236,82	72,53	117,28	203,29	112,35	203,44	232,30	325,84
E przy $N=10$	4,87	2,69	3,42	4,51	3,45	4,51	4,82	5,71
20	3,44	1,91	2,42	3,19	2,33	3,19	3,41	4,04
30	2,81	1,56	1,98	2,60	1,94	2,60	2,78	3,30
40	2,43	1,35	1,71	2,26	1,68	2,26	2,41	2,86
50	2,18	1,20	1,53	2,02	1,50	2,02	2,16	2,55
60	1,99	1,10	1,40	1,84	1,37	1,84	1,97	2,33
70	1,84	1,02	1,30	1,71	1,27	1,71	1,82	2,16
80	1,72	0,95	1,21	1,59	1,18	1,59	1,70	2,02
90	1,62	0,90	1,14	1,50	1,12	1,50	1,61	1,90
100	1,54	0,85	1,08	1,43	1,06	1,43	1,52	1,81
200	1,09	0,60	0,77	1,01	0,75	1,01	1,08	1,28
300	0,89	0,49	0,63	0,82	0,61	0,82	0,88	1,04
400	0,77	0,43	0,54	0,71	0,53	0,71	0,76	0,90
500	0,69	0,38	0,48	0,64	0,47	0,64	0,68	0,81
600	0,63	0,35	0,44	0,58	0,43	0,58	0,62	0,74
700	0,58	0,32	0,41	0,54	0,40	0,54	0,58	0,68
800	0,54	0,30	0,38	0,50	0,37	0,50	0,54	0,64
900	0,51	0,28	0,36	0,48	0,35	0,48	0,51	0,60
1000	0,49	0,27	0,34	0,45	0,33	0,45	0,48	0,57

Ryc. 1. Zakres wartości błędów E_{e_0} dla omówionych w pracy serii; dolna granica zakresu odpowiada serii z Grossbrenbach, górna danym dla mężczyzn z parafii Szczepanowo

równywania ze stanem współczesnym oraz prawidłowego z punktu widzenia biologii wnioskowania.

Wracając do kwestii sposobu podziału rozkładu wymieralności na kategorie i ich liczby, po przeanalizowaniu istotności różnic pomiędzy wartościami e_x° obliczonymi dla tych samych serii przy zastosowaniu rozmaitych sposobów podziału na kategorie wieku, należy stwierdzić, iż wszystkie one dają wyniki wystarczająco dokładne przy najczęściej spotykanych liczebnościach materiału (do kilkuset osobników — por. tabele). Wynika stąd, że prawidłowej oceny e_x° możemy dokonywać również na podstawie rozkładów wymieralności w powszechnie stosowa-



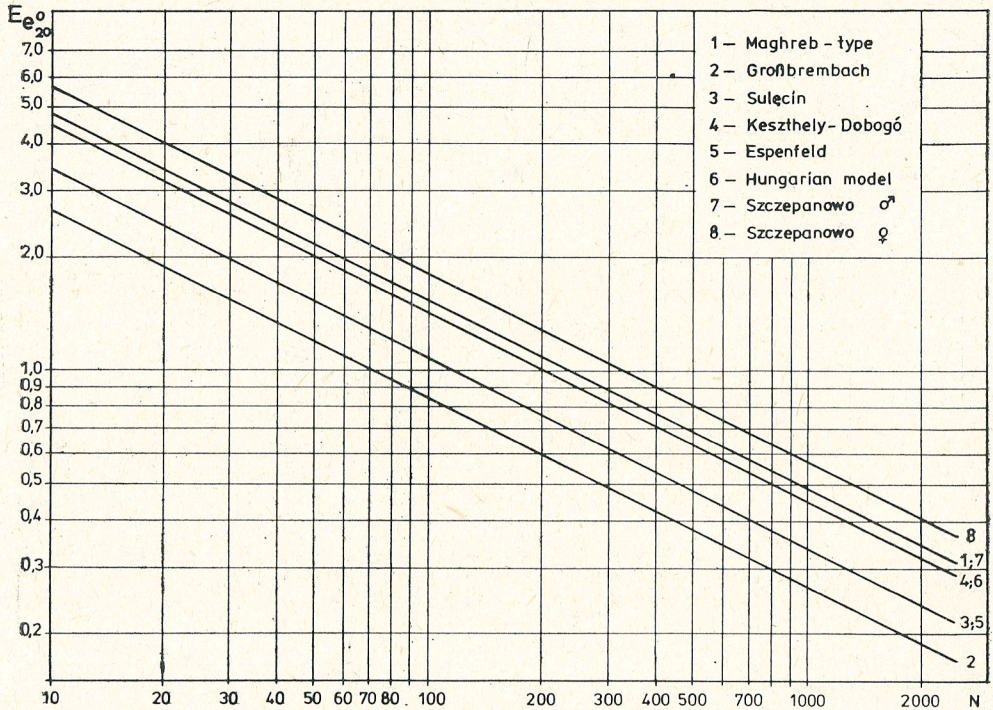
Ryc. 2. Nomogram zależności wielkości błędu Ee° od liczebności próby; skale obu zmiennych logarytmiczne

nych w antropologii kategoriach wieku. Odrębnym zagadnieniem jest potrzeba uzyskania informacji o strukturze zmarłych według wieku. W tym przypadku zwiększenie liczby kategorii jest celowe, pod warunkiem, że długość poszczególnych przedziałów wieku nie jest mniejsza od dokładności z jaką możemy określać wiek osobników w chwili zgonu. Należy również zwracać uwagę, by liczba osobników w poszczególnych klasach wieku możliwie jak najrzadziej była niższa od 5.

Proponowana przez Piaseckiego i Welona w 1970 r. specyficzna dla materiałów szkieletowych miara wieku prowadzi *de facto* do obliczenia wartości mówiącej to samo co e_{20}° dla populacji zastojowej, tyle tylko, że wyrażonej w jednostkach innych niż lata (dziesiątych częściach przedziałów wieku odpowiadających kategoriom *adultus*, *maturus*, *senilis*).

W piśmiennictwie antropologicznym często wykorzystywano wartości e_x° , pod różnymi nazwami, do porównań warunków wymieralności mężczyzn i kobiet, bądź różnic międzygrupowych w aspekcie czasowym i przestrzennym. Jeżeli nie ocenia się błędów standardowych porównywanych wartości e_x° , można dojść do fałszywych wniosków, co najmniej w odniesieniu do pojedynczych populacji.

Taki właśnie problem pojawia się przy porównywaniu przeciętnego dalszego trwania życia mężczyzn i kobiet. Wielu autorów zajmujących



Ryc. 3. Nomogram zależności wielkości błędu $E_{e_{20}^{\circ}}$ od liczebności próby; skale obu zmiennych logarytmiczne

się długością trwania życia w okresach przed- i wczesnohistorycznych stwierdza, że wartości e_{20}° dla mężczyzn są o kilka, a czasem nawet kilkanaście lat wyższe niż dla kobiet w większości badanych serii. Proponowaną w niniejszym artykule miarę wiarygodności różnic wartości e_{20}° zastosowaliśmy do danych zawartych w zestawieniach Acsádiego i Nemeskériego ([1], str. 184 oraz 213) dotyczących serii od paleolitu do wczesnego średniowiecza oraz do serii z Espenfeld (Bach i Bach [2]), Grossbrenbach (Ulrich [8]) i Sulęcina (Piontek [7]). Spośród 13 serii, w których autorzy wskazywali na dłuższe przeciętne trwanie życia dorosłych mężczyzn, a różnice e_{20}° wynosiły od 0,44 roku do 13,11 lat, różnice istotne statystycznie wystąpiły tylko w przypadku Espenfeld oraz połączonych serii z Intercisa i Brigetio. W obu charakteryzujących się dłuższym trwaniem życia kobiet seriach (Sopronköhida i Volni) różnice okazały się nieistotne. Na uwagę zasługuje fakt, że największa spośród wszystkich analizowanych różnic e_{20}° — 13,11 lat (mezolityczna seria z Fofonova [1]) — jest nieistotna. Powyższe wyniki nie przeczą oczywiście tezie o dłuższym przeciętnym trwaniu życia mężczyzn w przeszłości jako zjawisku typowym, ograniczają jednak dowody przemawiające za tą tezę do nielicznych serii oraz nakazują dużą ostrożność przy interpretacji wyników dla poszczególnych cmentarzysk.

Powyższe zastrzeżenia można również odnieść do porównań międzygrupowych. Obserwowane w niektórych opracowaniach zróżnicowanie terytorialne wymieralności, szczególnie przy dysponowaniu niezbyt licznym materiałem, mogło w rzeczywistości nie występować, a różnice w wynikach mają charakter losowy. Podobnie, interpretacja niewielkich i nieistotnych statystycznie fluktuacji wartości e_x° w czasie, może jedynie zacierać obraz ogólny trendów wymieralności.

Posługując się oceną istotności różnic w wartości dalszego przeciętnego trwania życia można sprawdzić zasadność krytyki dotyczącej niektórych założeń, przyjmowanych przy konstruowaniu tablic wymieralności na podstawie struktury wieku zmarłych: zastojowego stanu populacji i górnej granicy ostatniej klasy wieku.

K. Bennett, w publikacji z 1972 roku, na podstawie 198 męskich szkieleatów Indian z Point of Pines obliczył e_1° dla populacji zastojowej, a następnie przyjmując różne (od 1‰ do 20‰ na rok) wielkości przyrostu naturalnego i ustabilizowany stan populacji, podał szereg wartości e_1° odpowiadających kolejnym wariantom tablic wymieralności. Jeżeli zastosować ocenę istotności różnic okazuje się, że nawet gdyby populacja z Point of Pines wykazywała przyrost 18 promille na rok, estymacja wartości e_1° z tablicy dla stanu zastojowego byłaby prawidłowa. Dla omawianej serii odpowiednie wartości wynoszą: $2E_{4e_1} = 3,89$; e_1° (przyrost 0) = 22,6; e_1° (przyrost 18‰) = 26,2 lat. Dla tej samej populacji podane zostały wartości e_x° przy różnych założonych granicach ostatniej kategorii wieku: 41 - 50; — 60; — 70; — 80; — 90 lat. Wartość e_x° zmienia się dla kolejnych wariantów od 20,91 do 23,83 lat; jest to zmiana nieistotna statystycznie.

Powyższy przykład świadczy, że w przypadku gdy dla konkretnej serii istnieją uzasadnione podejrzenia co do przyjętych w opracowaniu założeń wstępnych, istnieje możliwość weryfikacji podejrzeń za pomocą metod statystycznych pozwalających uwzględnić różne stany populacji i ocenić istotność otrzymanych rozbieżności. Wydaje się, że posługiwanie się metodą Halleya przy konstrukcji tablic wymieralności dla grup o liczebnościach najczęściej spotykanych w praktyce antropologicznej jest w pełni uzasadnione, jeżeli zweryfikujemy hipotezę o niezbyt szybkim przyroście liczebnym badanej grupy.

PIŚMIENNICTWO

1. Acsádi G., Nemeskéri J., *History of Human Life Span and Mortality*, Akademiai Kiadó, Budapest 1970. *
2. Bach H., Bach A. [w:] Bach H., Dušek S. *Slawen in Thüringen*, 133, H. Böhlau Nachf., Weimar 1971. *
3. Bennett K. A., *Am. J. Phys. Anthropol.*, 1973, 39, 223. *
4. Bolesławski L., *Budowa tablic trwania życia*, Teoria i praktyka, GUS. Warszawa, 1973. *
5. Chiang C. L., *Hum. Biol.*, 1960, 32, 221. *
6. Piasecki E., Welon Z., *Mat. i Prace Antrop.*, 1970, 79, 249. *
7. Piontek J., *Badania paleobiologiczne*

populacji z III - V okresu epoki brązu z Sulęcina, woj. zielonogórskie, Przegł. Antrop., 1975, 41. * 8. Ullrich H., *Das Aunjetitzer Gräberfeld von Grossbrembach*, H. Böhlau Nachf. 1972. * 9. Weiss K. M., *Demographic Models for Anthropology*, Soc. for. Am. Archaeol. Memoir 27, Washington 1973.

L'AUTHENTICITÉ DE L'ÉVALUATION DE LA DURÉE MOYENNE DE LA VIE DANS LES RECHERCHES ANTHROPOLOGIQUES

par MACIEJ HENNEBERG et JAN STRZAŁKO

Les Tables de mortalité trouvent de plus en plus souvent application dans des analyses biologiques des populations humaines. Bien que les méthodes de les composer et leur contenu en information soient les mêmes en démographie et en biologie de l'homme, il faut souligner le fait que chacune de ces sciences se pose d'autres buts et a, par conséquent, d'autres exigences quant à l'exactitude des résultats, des méthodes de réunir les données et la quantité de ces dernières. La littérature du sujet a souvent critiqué le nombre trop réduit d'essais pour lequel on calculait la valeur e_x^o et la méthode de composer ces Tables fondée sur la stabilité de la population. L'étude remet en question ces critiques, en se servant de la méthode déterminer l'erreur standard de la valeur e_x^o (Chiang, 1960). On y a calculé les valeurs des erreurs standard e_x^o pour huit séries datées depuis l'épipaléolithé jusqu'à l'époque contemporaine (XIX^e siècle), considérées ici comme séries modèles.

Dans le choix de ces séries on a tenu particulièrement compte de leur différenciation quant à la distribution de mortalités. Ces distributions et les valeurs e_x^o pour les groupes analysés sont comprises dans les Tables 1 - 6. Les Tables 7 - 8 et les Figures 1 - 3 contiennent les valeurs des erreurs $E_{e_x^o}$ pour des quantités numériques diverses. On peut y lire les valeurs de l'erreur pour n'importe laquelle série. Il faut, dans ce but, trouver la distribution de mortalité de la série modèle la plus proches de celle qu'on analyse et, ensuite, découvrir la valeur $E_{e_x^o}$ pour la quantité numérique donnée. Les erreurs standard calculées permettent de tester statistiquement les différences entre les valeurs e_x^o dans les séries modèles. L'analyse des valeurs e_x^o dans des séries provenant d'époques diverses, tout en tenant compte de leur exactitude, a permis de formuler les conclusions suivantes:

1) Dans le cas de squelettes et ossements ne dépassant pas quelques centaines d'individus, l'application, dans les Tables de mortalité, de division par longues périodes d'âge, égalant en particulier, les catégories Inf, Juv, Ad... etc, ne modifie pas l'exactitude de l'évaluation e_x^o et e_{20}^o , de façon significative. Le fait qu'on postule arbitrairement diverses limites supérieures de la dernière catégorie d'âge ne modifie pas non plus cette exactitude.

2) Evaluation e_x^o d'après les Tables fondées sur la stabilité de la population est suffisamment exacte, à condition que le nombre de sujets soumis au test ne soit pas élevé et que le taux de natalité soit modéré.

3) l'interprétation des différences e_x^o pour les groupes numériquement faibles doit tenir compte des valeurs de l'erreur d'évaluation.

RELIABILITY OF LIFE EXPECTANCY ESTIMATIONS IN HUMAN BIOLOGY

by MACIEJ HENNEBERG and JAN STRZAŁKO

Recently life tables are one of the commonly used by human biologists tools of investigation. Although methods of construction and numerical information contained in the tables is the same in „pure” demography and human biology, it must be stressed that scope of these two disciplines is not identical, hence requirements as to exactness of numerical information, collection of data as well as sample size are also different. In the demographic literature small size of samples for which e_x° has been estimated by human biologists together with method of calculations based on assumption of the stationary state of investigated populations were criticised.

In this paper above points are discussed on ground of the method allowing estimation of e_x° standard error [Chiang 1960]. Standard errors of e_x° ($E_{e_x^\circ}$) are calculated for 8 groups dated from epipaleolithic to modern times (XIX c.), practically covering whole range of mortality schedules variability which may be found in investigations of prehistoric or „primitive” populations (distribution of deaths — d_x and e_x° for these groups are given in tables 1-6). Above groups are taken as standards. In tables 7-8 and on diagrams are shown values of e_x° and e_{20}° errors for various sample sizes. If one is dealing with a distribution of deaths it is possible to read value of error for this distribution from tables and diagrams without time consuming computations. Firstly distribution of deaths in a group have to be compared with standard distributions (tab. 1-6) and the standard series with most similar distribution choosen. Afterwards value of error for the group in question may be read from table 7-8 in column for choosen standard at a size adequate to the size of examined group. Similarly it is possible to read values of errors from diagrams. $E_{e_x^\circ}$ enable an investigator to asses the significance of differences between e_x° values by means of commonly used statistical tests (t test e.t.c.). Application of statistical significance analysis to the data on mortality of various earlier human groups as well as life tables constructed with different assumptions for the same group enabled the authors to draw following conclusions: 1. More or less exact age categories (i.e. 5 years intervals or traditional Inf, Juv, Ad, ...) used for computations of e_x° for x not higher than 20 years do not influence significantly accuracy of estimation if one is dealing with relatively small samples (no more than few hundreds individuals); e_x° value is also insignificantly changed in such a sample if the upper limit of the last age category is arbitrarily shifted up or down within reasonable range.

2. Estimation of e_x° for a given group under the assumption of stationary state of the population actually growing or decreasing at a moderate rate is quite satisfactory in statistical terms if the sample size is of the order most frequently meet in paleodemography.

3. Sexual differences of mortality in skeletal series as well as moderate fluctuations of e_x° over time and space must be interpreted very carefully with the use of appropriate statistical methods in order to obtain reliable results.