

Irenäus Juvancz

Die ungarische Volkssterblichkeit auf Grund der
Volkszählung von 1930

Aktuárské vědy, Vol. 6 (1936), No. 2, 63–68

Persistent URL: <http://dml.cz/dmlcz/144656>

Terms of use:

Institute of Mathematics of the Czech Academy of Sciences provides access to digitized documents strictly for personal use. Each copy of any part of this document must contain these *Terms of use*.



This document has been digitized, optimized for electronic delivery and stamped with digital signature within the project *DML-CZ: The Czech Digital Mathematics Library* <http://dml.cz>

Die ungarische Volkssterblichkeit auf Grund der Volkszählung von 1930.

Von *Irenäus Jurancz*, Budapest.

Die rohen Werte der Sterbenswahrscheinlichkeiten werden bekanntlich aus der Anzahl der am Stichtage der Volkszählung — 31. Dezember 1930. — Lebenden Personen und aus der Anzahl der im vorigen und im nächsten Jahre Abgestorbenen bestimmt:

$$q_x = \frac{\frac{1}{2}(1930T_x^{x+1} + 1931T_x^{x+1})}{\frac{1}{4}(L_{x-1}^x + 2L_x^{x+1} + L_x^{x+1}) + \frac{1}{4}(1930T_x^{x+1} + 1931T_x^{x+1})}$$

wo L die Anzahl der Lebenden, T die der Abgestorbenen ist 1930 resp. 1931 zeigt, daß die Bewohner im betreffenden Jahr gestorben sind. Weiterhin bedeuten die Indices x und $x + 1$, daß das Alter betreffenden Bewohner zwischen x und $x + 1$ Jahren lag.

Wenn man die rohen Werte der Sterbenswahrscheinlichkeiten für Männer, wie auch für Frauen mit jenen aus 1920 vergleicht, findet man eine ganz beträchtliche Verbesserung der Verhältnisse, wie es aus der Tabelle I (siehe Seite 64) sofort ersichtlich ist.

Die Verbesserung ist in den jüngsten und den höchsten Altern ganz auffallend.

Wenn man die Wahrscheinlichkeiten von Jahr zu Jahr bestimmt, findet man die wohlbekannte Oscillation, die bei den runden Altern und in ihrer unmittelbaren Umgebung die unruhigste ist.

Wenn man auch grundsätzlich an den tatsächlich gefundenen Werten wo möglich anhalten zu wünscht, hat man doch wenigstens wegen den an den runden Altern beobachteten Unruhigkeiten die Wahrscheinlichkeiten wenigstens sanft auszugleichen. Dabei führte mich folgender Gedanke:

Bei lebensversicherischen Rechnungen sind die Lebensrenten immer notwendig, bei den meisten Rechnungen sind sie auch genügend. Wichtig ist es daher, daß der Gang der Lebensrenten ein ruhiger sei. Der Zinsfuß könnte 4 oder 3,5% sein, aber eine Auszeichnung eines besonderen Prozentsatzes scheint nicht begründet zu sein. Daher wähle ich den Zinsfuß 0, rechne also die Renten ohne Verzinsung. So kommt man aber auf die mittlere Lebensdauer:

$$e_x = \frac{1}{2} + \frac{l_{x+1} + l_{x+2} + \dots + l_w}{l_x}$$

Wenn man nun aus den rohen Werten der Sterbenswahrscheinlichkeiten die rohen Werte der Lebenswahrscheinlichkeiten bestimmt,

Tabelle I.

Die rohen Sterbenswahrscheinlichkeiten in 1920 u. 1930
pro 10.000.

Alter	Männlich		Weiblich	
	1920	1930	1920	1930
0	2.096	1.690	1.794	1.410
1	506	294	477	279
2	226	109	329	106
3	185	69	172	71
4	126	57	126	54
5	95	45	96	48
6	82	39	82	40
7—9	66	29	66	31
10—14	42	23	49	26
15—19	64	42	68	48
20—24	86	58	82	61
25—29	76	55	82	59
30—34	75	55	82	57
35—39	85	68	84	62
40—44	100	83	81	68
45—49	126	104	106	83
50—54	168	142	141	116
55—59	231	197	193	161
60—64	337	290	306	250
65—69	508	440	471	390
70—74	824	760	745	640
75—79	1.269	1.081	1.249	1.018
80—84	1.999	1.800	1.916	1.598
85—89	2.869	2.869	2.704	2.246
90—94	3.596	3.242	3.384	3.006
95—99	4.379	3.798	4.193	3.285

kann man die rohe Absterbeordnung derivieren, und auch die rohen Werte der mittleren Lebensdauern berechnen. Letztgenannte Werte habe ich nur bis zur zweiten Dezimale ausgerechnet, da auch dann der Fehler der Division nur ein 200-stel Teil des Jahres, also weniger als 2 Tage ist.

Die Differenz von je zwei aufeinander folgenden Lebensdauern liegt immer unter 1 Jahr. Die aufeinander folgenden Differenzen zeigen aber — abgesehen von den jüngsten Altern — schon einen viel gleichmäßiger fallenden Gang, als die rohen Sterbenswahrscheinlichkeiten. Daher ist die Ausgleichung der Reihe der Lebensdauern mit den einfachsten Mitteln durchführbar und die ausgeglichenen Werte werden von den rohen kaum abweichen.

Tabelle II.

Rohe und ausgeglichene mittlere Lebensdauern für Männer 1930.

Alter	Roh	Ausgeglichen	Alter	Roh	Ausgeglichen	Alter	Roh	Ausgeglichen
0	49,20	49,20	20	44,74	44,75	60	14,47	14,49
1	58,11	58,11	25	40,99	40,98	65	11,36	11,39
2	58,86	58,86						
3	58,50	58,50	30	37,07	37,07	70	8,61	8,64
4	57,90	57,90	35	33,05	33,06	75	6,31	6,33
5	57,23	57,23						
6	56,48	56,48	40	29,10	29,11	80	4,38	4,54
			45	25,23	25,25	85	3,25	3,25
10	53,19	53,19						
15	48,77	48,78	50	21,46	21,47	90	2,50	2,53
			55	17,86	17,87	95	2,09	2,17

Aus den ausgeglichenen Werten hat man die Lebenswahrscheinlichkeiten:

$$p_x = \frac{e_x - \frac{1}{2}}{e_{x+1} + \frac{1}{2}}$$

oder auch die Sterbenswahrscheinlichkeit:

$$q_x = \frac{e_{x+1} + 1 - e_x}{e_{x+1} + \frac{1}{2}}$$

Nach jeder Ausgleichung kontrolliert man noch die Werte, ob der Gang der rohen Werte nicht gezerrt worden ist. Deshalb habe ich die

Differenzen der zum selben Alter gehörenden rohen und ausgeglichenen Werten gebildet, diese einfachsterweise ausgeglichen und die obige Sterbenswahrscheinlichkeiten korrigiert. Zur Kontrolle habe ich noch die tatsächlich gefundene Anzahl der Toten mit der rechnungsmäßigen Anzahl verglichen und dabei habe ich folgende sehr geringe Abweichungen gefunden:

Alters- gruppe	Lebende	Gefundene Anzahl	Gerechnete d. Toten	Abweichung	
				+	—
0—4	465.127	23.455	23.451	4	.
5—9	454.252	1.557	1.559	.	2
10—14	314.797	739	741	.	2
15—19	411.093	1.738	1.735	3	.
20—24	415.283	2.417	2.417	.	.
25—29	375.641	2.073	2.073	.	.
30—34	339.120	1.882	1.880	2	.
35—39	267.297	1.810	1.810	.	.
40—44	236.574	1.960	1.964	.	4
45—49	226.129	2.356	2.358	.	2
50—54	197.040	2.793	2.793	.	.
55—59	169.101	3.333	3.333	.	.
60—64	147.632	4.274	4.273	1	.
65—69	116.038	5.102	5.102	.	.
70—74	75.885	5.765	5.765	.	.
75—79	49.026	5.302	5.302	.	.
80—84	19.464	3.503	3.503	.	.
85—89	5.944	1.507	1.507	.	.
90—94	1.191	386	385	1	.
95—99	194	74	74	.	.

+ 11 — 10

Zur Beurteilung der Glätte der Reihe, habe ich die Logarithmen der Sterbenswahrscheinlichkeiten aufgezeichnet und eine sehr befriedigende Glätte gefunden.

Die endgültig ausgeglichene Sterbenswahrscheinlichkeiten und die Absterbeordnung sind folgende:

Tabelle III.

Ungarische Volksterbetafel f. Männer 1930.

0	0,1690	100.000	35	0,0062	68.874	70	0,0567	35.045
1	0294	83.100	6	65	68.447	1	631	33.058
2	0109	80.657	7	69	68.002	2	712	30.972
3	0069	79.778	8	71	67.539	3	787	28.767
4	0057	79.227	9	74	67.060	4	857	26.503
5	0,0045	78.775	40	0,0077	66.564	75	0,0920	24.231
6	39	78.420	1	80	66.051	6	998	22.002
7	31	78.114	2	83	65.523	7	1083	19.806
8	29	77.872	3	86	64.979	8	1186	17.661
9	28	77.647	4	89	64.420	9	1343	15.567
10	0,0026	77.430	45	0,0094	63.847	80	0,1551	13.476
1	23	77.229	6	99	63.247	1	1734	11.386
2	22	77.051	7	104	62.620	2	1891	9.412
3	22	76.881	8	109	61.969	3	2047	7.632
4	23	76.712	9	116	61.294	4	2204	6.070
15	0,0028	76.536	50	0,0124	60.583	85	0,2342	4.732
6	34	76.322	1	132	59.831	6	2466	3.624
7	42	76.062	2	142	59.042	7	2608	2.730
8	49	75.743	3	152	58.203	8	2734	2.018
9	54	75.371	4	162	57.319	9	2870	1.466
20	0,0058	74.964	55	0,0172	56.390	90	0,3028	1.045
1	59	74.530	6	184	55.420	1	3216	729
2	58	74.090	7	197	54.400	2	3389	495
3	58	73.660	8	211	53.329	3	3538	327
4	58	73.233	9	227	52.203	4	3660	211
25	0,0056	72.808	60	0,0243	51.018	95	0,3732	134
6	55	72.401	1	263	49.779	6	3792	84
7	55	72.002	2	287	48.470	7	3836	52
8	55	71.606	3	318	47.078	8	3885	32
9	55	71.212	4	349	45.581	9	3982	20
30	0,0054	70.821	65	0,0380	43.991	100		12
1	53	70.438	6	411	42.319			
2	54	70.065	7	442	40.580			
3	58	69.687	8	475	38.786			
4	59	69.283	9	514	36.944			

Nun will ich noch die gefundenen Sterbenwahrscheinlichkeiten mit einigen allgemein benützten Sterbetafeln vergleichen:

Sterbetafeln für Männer.

Alter	Ung. Volk 1930	Volk 1920	M ¹⁾ AH G	Österr. Rentner (Janus)	Riedel ²⁾	Frisch ³⁾
20	0,0058	0,0081	0,0029	0,0086	0,0091	0,0051
25	56	76	35	89	74	50
30	54	75	43	95	68	57
35	62	81	55	103	77	69
40	77	94	72	117	94	86
45	94	116	98	138	116	112
50	124	150	135	172	152	149
55	172	205	190	227	192	201
60	243	288	263	315	252	270
65	380	422	387	455	352	367
70	567	671	555	675	444	522
75	920	1096	797	1018	683	801
80	1551	1713	1142	1544	917	1294
85	2342	2542	1626	2323	1100	2231
90	3028	3528	—	3433	2000	—
95	3732	4536	—	4930	—	—

Es ist auffallend, daß die Wahrscheinlichkeiten fast in jedem Alter überall höher ist als in 1930, obwohl sich die auf mit ärztlicher Untersuchung gebundene gemischte Versicherung, auf Rentenempfänger und auf aktive Angestellte beziehen. Dies erklärt sich dadurch, daß diese aus alten Materialien deriviert worden sind. Bei gemischten Versicherungen ist dies nicht gefährlich, aber bei Rentenversicherungen und Pensionsrechnungen kann das zu höchst unangenehmen Überraschungen führen. Es wäre daher sehr erwünscht statt diesen veralteten Tafeln neue zu konstruieren.

Nur die Frisch-sche Tafel ist nicht veraltet und kann daher ohne Besorgnis benützt werden, da diese nur in den Altern der Prämienzahlung zu hohe Wahrscheinlichkeiten enthält, in den Altern des Rentenempfanges hingegen reelle Wahrscheinlichkeiten aufweist.

1) Österreich-ungarische Sterbetafel. Gemischte Versicherung.

2) Technische Grundlagen d. Pensionsanstalten 1927.

3) Technische Grundlagen d. ungarischen Sozialversicherung. In fremder Sprache nicht publiziert.