

Kurzmitteilungen

Objektyp: **Group**

Zeitschrift: **Mitteilungen / Schweizerische Vereinigung der
Versicherungsmathematiker = Bulletin / Association Suisse des
Actuaires = Bulletin / Swiss Association of Actuaries**

Band (Jahr): - **(1989)**

Heft 1

PDF erstellt am: **15.09.2024**

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Inhalten der Zeitschriften. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern. Die auf der Plattform e-periodica veröffentlichten Dokumente stehen für nicht-kommerzielle Zwecke in Lehre und Forschung sowie für die private Nutzung frei zur Verfügung. Einzelne Dateien oder Ausdrucke aus diesem Angebot können zusammen mit diesen Nutzungsbedingungen und den korrekten Herkunftsbezeichnungen weitergegeben werden. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. Die systematische Speicherung von Teilen des elektronischen Angebots auf anderen Servern bedarf ebenfalls des schriftlichen Einverständnisses der Rechteinhaber.

Haftungsausschluss

Alle Angaben erfolgen ohne Gewähr für Vollständigkeit oder Richtigkeit. Es wird keine Haftung übernommen für Schäden durch die Verwendung von Informationen aus diesem Online-Angebot oder durch das Fehlen von Informationen. Dies gilt auch für Inhalte Dritter, die über dieses Angebot zugänglich sind.

D. Kurzmitteilungen

ROBERT PICARD, Grand-Lancy

Todesursachen und Lebenserwartung

Um den Einfluss einer Todesursache i auf die mittlere Lebenserwartung $\overset{\circ}{e}_x$ zu prüfen, ermitteln wir zunächst eine Absterbeordnung, aus der die Todesursache i eliminiert ist. Aus dem Bericht Nr. 150 des Bundesamtes für Statistik über die Schweizerische Sterbetafel 1978/83 entnehmen wir für unsere Zwecke folgende Grössen:

$q_x =$ die Wahrscheinlichkeit, dass eine x -jährige Person im nächsten Jahre stirbt;

${}^*q_x^{(i)} =$ die einjährige, abhängige Wahrscheinlichkeit dafür, dass eine x -jährige Person im nächsten Jahr an der Todesursache i stirbt.

Aus diesen beiden Grössen berechnen wir

$q_x^{(-i)} =$ die einjährige, unabhängige Wahrscheinlichkeit dafür, dass eine x -jährige Person im nächsten Jahre stirbt, aber unter Ausschluss von i als mögliche Todesursache; die Berechnung erfolgt nach der Näherungsformel:

$$q_x^{(-i)} = (q_x - {}^*q_x^{(i)}) \left(1 + \frac{1}{2} {}^*q_x^{(i)} \right)$$

Ausgehend von $l_0^{(-i)} = 10\,000$ Personen im Alter 0 ermitteln wir nach der Rekursionsformel

$$l_{x+1}^{(-i)} = l_x^{(-i)} \left(1 - q_x^{(-i)} \right)$$

die Reihe

$$l_1^{(-i)} = l_0^{(-i)} \left(1 - q_0^{(-i)} \right)$$

$$l_2^{(-i)} = l_1^{(-i)} \left(1 - q_1^{(-i)} \right)$$

usw. bis

$$l_{w+1}^{(-i)} = 0.$$

Die Reihe

$$l_0^{(-i)}, l_1^{(-i)}, \dots, l_w^{(-i)}$$

ist die gesuchte Absterbeordnung, aus der die Todesursache i eliminiert ist.

In der Tabelle 1 sind, getrennt nach Geschlecht, für einige Alter die unter Ausschluss der sub (a), (b) und (c) genannten Todesursachen ermittelten Werte $l_x^{(-i)}$ angegeben sowie sub (d) die entsprechenden Werte l_x der Sterbetafel 1978/83.

- (a) Gut- und bösartige Neubildungen
- (b) Ischämische Herzkrankheiten und andere Kreislauferkrankungen
- (c) Gewaltsamer Tod
- (d) Sterbetafel 1978/83

Tabelle 1

Absterbeordnungen

Alter	Männer				Frauen			
	(a)	(b)	(c)	(d)	(a)	(b)	(c)	(d)
0	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000
10	9 868	9 864	9 884	9 862	9 905	9 901	9 914	9 900
20	9 810	9 801	9 867	9 799	9 878	9 872	9 901	9 870
35	9 618	9 597	9 810	9 586	9 812	9 794	9 863	9 787
50	9 338	9 308	9 549	9 215	9 694	9 601	9 691	9 574
65	8 313	8 236	8 116	7 689	9 289	8 982	8 975	8 810
80	4 858	5 139	3 919	3 597	6 906	6 973	6 071	5 871
90	1 347	2 114	857	740	2 550	3 808	2 013	1 849

Aus der Tabelle 1 kann man u. a. ablesen, dass im Jahrfünft 1978/83, ohne Tumoren als Todesursache, für neugeborene Knaben die Chance, das Alter 65 zu erreichen, 83,13 % betragen hätte, nach der Absterbeordnung 1978/83 aber nur 76,89 %.

Nach der Formel

$$e_x^{(-i)} = \frac{\sum_x^w l_t^{(-i)}}{l_x^{(-i)}} - \frac{1}{2}$$

berechnen wir nun die entsprechende mittlere Lebenserwartung, gültig unter Ausschaltung der Todesursache i . In der Tabelle 2 sind die Rechenergebnisse zusammengefasst, wobei (a), (b), (c) und (d) die gleiche Bedeutung haben wie in der Tabelle 1.

Tabelle 2

Mittlere Lebenserwartungen

Alter	Männer				Frauen			
	(a)	(b)	(c)	(d)	(a)	(b)	(c)	(d)
0	75,81	76,93	74,55	72,40	82,05	83,23	80,11	79,08
10	66,80	67,97	65,41	63,39	72,82	74,04	70,79	69,86
20	57,15	58,36	55,51	53,76	63,00	64,24	60,88	60,06
35	43,16	44,45	40,79	39,80	48,37	49,69	46,08	45,50
50	29,18	30,55	26,64	26,03	33,86	35,51	31,73	31,31
65	16,66	18,35	14,71	14,40	19,93	22,35	18,53	18,25
80	7,25	9,25	6,46	6,29	8,45	11,17	7,96	7,76
90	3,64	5,42	3,40	3,31	3,99	6,04	3,89	3,77

Die Differenz ($e_x^{(-i)} - e_x$) ist gleich dem Zuwachs der mittleren Lebenserwartung, der sich rechnermässig bei Ausschluss der Todesursache i ergibt; er beträgt beispielsweise für Knaben im Alter 0 bei Ausschluss von Tumoren $(75,81 - 72,40) = 3,41$ Jahre. Tabelle 2 bestätigt die grössere Lebenserwartung von Frauen gegenüber Männern sowie die überragende Stellung von Kreislaufkrankungen und die geringe Auswirkung von Gewalt als Todesursachen.

Robert Picard
Chemin des Palettes 3
1212 Grand-Lancy

