Zeitschrift: Mitteilungen / Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker = Bulletin / Association des Actuaires Suisses = Bulletin / Association of Swiss Actuaries

Herausgeber: Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker

Band: 22 (1927)

Artikel: Die Krebssterblichkeit in der Schweiz : Beitrag zur Sterblichkeitsmessung nach Todesursachen

Autor: Wyss, Hans

DOI: https://doi.org/10.5169/seals-550893

Die Krebssterblichkeit in der Schweiz.

Beitrag zur Sterblichkeitsmessung nach Todesursachen.

Von Dr. **Hans Wyss**, Bern.

I. Messung der Sterblichkeit nach Todesursachen.

1. Allgemeines.

Heute sind wir über das Sterben unseres Volkes ziemlich genau orientiert. Enge Zusammenarbeit von lebendiger Beobachtung und exakter Theorie hat diesen Erfolg bewirkt. Der Mathematiker lieferte feines Werkgerät, womit das vom Statistiker gesammelte Material verarbeitet werden konnte. In recht zutreffenden Gesetzen wurde das Gesamtsterben charakterisiert, in zahlreichen Messgrössen seine Wirkung festgehalten, in Gegenüberstellungen von Absterbeordnungen das Schwanken und Abflauen der Sterblichkeit im Laufe der verschiedenen Volkszählungsperioden enthüllt. Eine ausserordentlich stattliche Zahl von Arbeiten befasst sich mit der Darstellung und Berechnung der Volkssterblichkeit, und schon frühzeitig wurden auch bestimmt ausgewählte Bevölkerungs- oder Berufsgruppen nach dieser Hinsicht untersucht und verglichen. So regen Prof. *Westergaard* [1]) in der Schrift «Die Lehre von der

[1]) *H. Westergaard,* Die Lehre von der Mortalität und Morbilität (Jena 1901).

Mortalität und Morbilität» und Prof. *Czuber* [1]) in der «Mathematischen Bevölkerungstheorie» an, die wissenschaftlichen Methoden der Sterblichkeitsmessung auf Einzelgruppen der Bevölkerung anzuwenden. Die Untersuchungen können aber noch tiefer dringen. So hat Prof. *Moser* [2]) in seiner Rektoratsrede vom «Leben und Sterben in der schweizerischen Bevölkerung» darauf hingewiesen, «dass auch die Lebensdauer unter Ausschluss gewisser Todesursachen, z. B. der Unfälle, der Lungentuberkulose, des Krebses, der verhütbaren ansteckenden Krankheiten usw., dargestellt werden könne»; und weiter fügte er bei: «Dann würden wir in Leben und Sterben der Bevölkerung noch tiefere Einblicke erhalten, Einblicke, wie sie namentlich auch vom Standpunkte der sozialen Gesetzgebung und der Prophylaxis aus je länger je mehr als höchst wünschenwert erscheinen.»

Im Sinne dieser Anregungen hat Herr *Steiner-Stooss* für die Periode von 1881 bis 1888 den Einfluss der Lungentuberkulose auf die Absterbeordnung der schweizerischen Bevölkerung bestimmt. Die Untersuchungsergebnisse teilt er mit im Heft 1 der Mitteilungen der Vereinigung schweizerischer Versicherungsmathematiker (1906) und erweitert sie durch die Fortsetzung der Arbeit über das Jahrzehnt 1901—1910 in Heft 20 derselben Publikation (1925).

Da wirklich ebenso wie die Gesamtsterblichkeit an sich auch die einzelnen Ursachen der Volkssterblichkeit nicht allein den Arzt, den Gesetzgeber oder den Volkswirt, sondern fast im selben Masse die Allgemeinheit interessieren, scheint es angezeigt zu sein, Methoden zu

---

[1]) *E. Czuber*, Mathematische Bevölkerungstheorie (Leipzig 1924).

[2]) *Chr. Moser*, Leben und Sterben in der schweizerischen Bevölkerung, Bern 1917.

suchen, nach denen eine knappe und klare Darstellung und Vergleichung der Sterblichkeit nach einzelnen Todesursachen möglich wird.

* * *

Die Darstellungen der einzelnen Teilsterblichkeiten in der Schweiz werden sich auf die Erhebungen stützen, die heute das eidgenössische statistische Amt in vorbildlicher Weise besorgt. Seit dem Jahre 1876 wird bekanntlich eine Statistik auch über die einzelnen Todesursachen geführt. Während aber anfänglich unsichere Diagnosen und eine störende Zahl von unbescheinigt gebliebenen Fällen in die Beobachtungsmaterialien eine gewisse Unzuverlässigkeit brachten, liefert heute die schweizerische Statistik sehr brauchbare Resultate, wofür ihr internationale Anerkennung zuteil wird.

* * *

Bei den beabsichtigten Untersuchungen muss man sich allerdings einer Tatsache bewusst bleiben: Es wird nicht möglich sein, die gesamte lebensschädigende Wirkung einer Krankheit zahlenmässig zu erfassen. Denn die Statistik verzeichnet bloss die Todesfälle, die auf diese oder jene Hauptursache zurückzuführen sind; über die schwächende und «vorarbeitende» Wirkung einer Krankheit gibt sie jedoch keinen Aufschluss. Da die Darstellung einer solchen Wirkung wohl überhaupt nicht möglich ist, müssen wir uns damit begnügen, für die einzelnen Ursachen ihre Kraft im Momente des Sterbens zu erfassen.

Damit ist kurz auf das Grundmaterial hingewiesen, aus dem mit mathematischen Hilfsmitteln Einsicht in die Volkssterblichkeit gewonnen werden soll. Es ist dabei selbstverständlich, dass durch die nachfolgenden exakten, mathematischen Überlegungen allfällige Unvollkommenheiten des Grundmaterials nicht beseitigt werden können.

2. Die Intensität einer einzelnen Todesursache.

Um das Sterben einer Gesamtheit während einer Zeitspanne einfach aber scharf zu charakterisieren, werden Überlebensordnungen konstruiert. Es ist zur Genüge bekannt, in welch praktischer und zutreffender Weise durch daraus gefolgerte Funktionszahlen die Sterblichkeit in ihrer Gesamtwirkung dargestellt wird.

Es erscheint deshalb auch zweckmässig, die lebensraubende Wirkung einer einzelnen Todesursache an ihrem Einfluss auf die allgemeine Absterbeordnung zu bemessen.

Diesen Einfluss aus dem statistischen Material allgemein gültig festzustellen, soll das Ziel der folgenden Ausführungen sein:

Die Kraft oder Intensität der Sterblichkeit wird definiert als Abnahme eines Bestandes B im Zeitpunkt t, bezogen auf den Bestand 1 und die Zeit 1.

Wenn also in der Zeit $\triangle t$ durch die Wirkung der Sterblichkeit der Bestand B zu B' vermindert wird, dann beträgt die Abnahme $\triangle A = B - B'$, und die Sterblichkeitskraft zur Zeit t wird nach dem Übergang zur Grenze $\triangle t \to 0$ dargestellt durch:

$$\mu_t = \lim_{\Delta t = 0} \frac{\triangle A}{B \triangle t}.$$

Die Abnahme $\triangle A$ rührt von der gemeinsamen Wirkung aller Todesursachen her. Ihre Gesamtzahl sei n. Einer einzelnen Ursache wird also bloss eine

Teilabnahme zur Last fallen, derart, dass die Summe aller Ursachen die ganze Abnahme $\triangle A$ bewirkt, wobei stets $\triangle t \rightarrow 0$.

In Übereinstimmung mit *Loewy*[1]) werden die Einzelursachen am besten durch eine Numerierung unterschieden. Das Gesamtsterben lässt sich dann zurückführen auf die Ursachen:

$$(1),\ (2),\ (3),\ \ldots,\ (i),\ \ldots,\ (n-1),\ (n).$$

Ganz allgemein können wir somit von der Ursache (i) sprechen, wobei (i) jeweils die Werte $i = 1, 2, 3, \ldots, n$ annehmen kann.

Eine Ursache (i) bewirkt nun eine Abnahme $\triangle A^{(i)}$ des Personenbestandes. Diese Ursache wird abgetrennt. Alle übrigen Ursachen zusammen werden bezeichnet mit $(-i)$, wobei das Vorzeichen auf das Fehlen der Ursache (i) hinweisen soll. Die Ursachen $(-i)$ haben dann eine Abnahme $\triangle A^{(-i)}$ zur Folge, so dass besteht:

$$\triangle A = \triangle A^{(i)} + \triangle A^{(-i)}.$$

Die Sterblichkeitskraft für die Ursache (i) ist genau so definiert wie die Intensität der Gesamtsterblichkeit; es gilt für sie:

$$\mu_t^{(i)} = \operatorname*{Lim}_{\triangle t = 0} \frac{\triangle A^{(i)}}{B \triangle t}.$$

Die Kraft aller übrigen Ursachen wird entsprechend dargestellt durch:

$$\mu_t^{(-i)} = \operatorname*{Lim}_{\triangle t = 0} \frac{\triangle A^{(-i)}}{B \triangle t}.$$

Man hat aber auch:

$$\mu_t = \operatorname*{Lim}_{\triangle t = 0} \frac{\triangle A^{(i)} + \triangle A^{(-i)}}{B \triangle t},$$

[1]) *Loewy*, Die Theorie und Anwendung der Intensitäten in der Versicherungsmathematik (Heidelberg 1917).

daher ist:

$$\mu_t = \mu_t^{(i)} + \mu_t^{(-i)}$$

Diese Überlegungen lassen sich ausdehnen auf beliebig viele Ursachen. In allgemeiner Darstellung gilt:

$$(1) \qquad \mu_t = \mu_t^{(1)} + \mu_t^{(2)} + \cdots + \mu_t^{(i)} + \cdots + \mu_t^{(n)}.$$

In symbolischer Formulierung lässt sich diese Beziehung schreiben als:

$$(1a) \qquad \mu_t = \mu_t^{(1,\, 2, \ldots,\, i, \ldots,\, n)}.$$

Für die Intensität eines abgetrennten Ursachenkomplexes $(i,\ k,\ \ldots,\ p)$ gilt jeweils:

$$\mu_t^{(i,\, k, \ldots, p)} = \mu_t - \mu_t^{(-i,\, -k,\, \ldots,\, -p)}.$$

Diese Überlegungen ergeben, dass die Wirkung einer einzelnen Todesursache durch eine Teilkomponente der Sterblichkeitsintensität gemessen werden kann.

3. Unabhängige Ordnung einer einzelnen Todesursache.

Wie aus der Sterblichkeitsintensität, gestützt auf die Beziehung

$$\mu_t = -\frac{d}{dt} \ln l_t,$$

eine Absterbeordnung

$$l_t = l_0\, e^{-\int_0^t \mu_v\, dv}$$

konstruiert werden kann, wird es auch möglich sein, eine Ordnung $l_t^{(i)}$ (bedingt durch die Ursache (i) allein) und eine Ordnung $l_t^{(-i)}$ (bedingt durch alle übrigen Ursachen) abzuleiten:

$$
l_t^{(i)} = l_0 \, e^{-\int_0^t \mu_v^{(i)} dv} ,
$$
(2)
$$
l_t^{(-i)} = l_0 \, e^{-\int_0^t \mu_v^{(-i)} dv} .
$$

Eine Kombination dieser drei Ordnungen führt zur Proportion:

(3) $$l_t : l_t^{(i)} = l_t^{(-i)} : l_0 .$$

Der allgemeinen Zerlegung der Sterblichkeit in n Einzelursachen entspricht die Darstellung:

(4) $$l_t = \frac{l_t^{(1)} \, l_t^{(2)} \cdots l_t^{(i)} \cdots l_t^{(n)}}{l_0^{n-1}} .$$

Ferner bewirkt der Ursachenkomplex (i, k, p) eine Ordnung $l_t^{(i, k, p)}$, die bestimmt ist durch:

$$l_t^{(i, k, p)} = \frac{l_t^{(i)} \, l_t^{(k)} \, l_t^{(p)}}{l_0^2} .$$

Alle übrigen Ursachen bedingen eine Ordnung $l_t^{(-i, -k, -p)}$, die dargestellt wird durch:

$$l_t^{(-i, -k, -l)} = \frac{l_0 \, l_t}{l_t^{(i, k, p)}} ,$$

welcher Hinweis darlegen mag, dass diese symbolische Bezeichnungsweise geeignet ist, alle Ursachenkombinationen einfach und eindeutig darzustellen.

Auch zwischen den entsprechenden Messgrössen, die sich aus den Ordnungen ableiten lassen, und einzelnen technischen Hilfszahlen bestehen einfache Beziehungen.

So gilt beispielsweise:

$$p_x = p_x^{(i)} \cdot p_x^{(-i)},$$

$$q_x = q_x^{(i)} + q_x^{(-i)} - q_x^{(i)} \cdot q_x^{(-i)},$$

ferner:

$$D_x : D_x^{(i)} = D_x^{(-i)} : v^x \, l_0 .$$

Die zwei ersten Beziehungen erweisen, dass die Wahrscheinlichkeiten $p_x^{(i)}$, $p_x^{(-i)}$, $q_x^{(i)}$ und $q_x^{(-i)}$ sogenannte unabhängige sind. Demnach sind auch die entsprechenden Ordnungen l_x, $l_x^{(i)}$ und $l_x^{(-i)}$ unabhängige, wie sie von Dr. *Friedli* [1]) eingeführt und behandelt worden sind.

4. Anwendungen.

Einige Beispiele mögen die Anwendungsmöglichkeiten der erreichten Resultate hervorheben:

a) Das Ausscheiden aus dem Aktivenbestand erfolgt aus zwei Ursachen; infolge Invalidität (i) und infolge Todes ($-i$). Bedingt durch beide Ursachen entsteht die Aktivitätsordnung l_x^a. Daneben können aber noch zwei unabhängige Ordnungen festgestellt werden, die eine bedingt durch die Ursache (i) (Invalidität) allein $=$ $l_x^{(i)}$, die andere durch die zweite Ursache ($-i$) (Tod) allein $= l_x^{(-i)}$. Zwischen den 3 Ordnungen besteht die Beziehung:

$$l_0 \, l_x^a = l_x^{(-i)} \cdot l_x^{(i)}$$

und für die entsprechenden Überlebenswahrscheinlichkeiten muss gelten:

---

[1]) *W. Friedli,* Intensitätsfunktion und Zivilstand. Mitteilungen der Vereinigung schweizerischer Versicherungsmathematiker, Heft 21, 1926.

$$p_x^a = \left(1 - q_x^{aa}\right) \left(1 - i_x\right).$$

b) Der Vergleich von Absterbeordnungen bietet ein weiteres Beispiel des tatsächlichen Ausschlusses einer Todesursache.

Für eine frühere Zeitspanne wurde eine Sterbetafel l_x berechnet. Seither ist aber die Sterblichkeit zurückgegangen; es wurde gewissermassen eine Todesursache (u), wenigstens für bestimmte Alter, unschädlich gemacht. Eine aus Beobachtungen der neueren Zeit hergeleitete Überlebensordnung wird bloss noch von den übrigen Todesursachen $(-u)$ verursacht, und wir bezeichnen sie deshalb mit $l_x^{(-u)}$.

Die überwundene Todesursache (u) würde allein eine Generation gemäss der Ordnung $l_x^{(u)}$ vermindern. Deren Verlauf vermittelt ein klares Bild von der Wirkung und Bedeutung der unschädlich gemachten Ursache (u) für die verschiedenen Altersstufen.

Berechnen lässt sich $l_x^{(u)}$ nach der Gleichung:

$$l_x^{(u)} = \frac{l_0 \, l_x}{l_x^{(-u)}},$$

und die überwundene Sterblichkeit besass die Intensität:

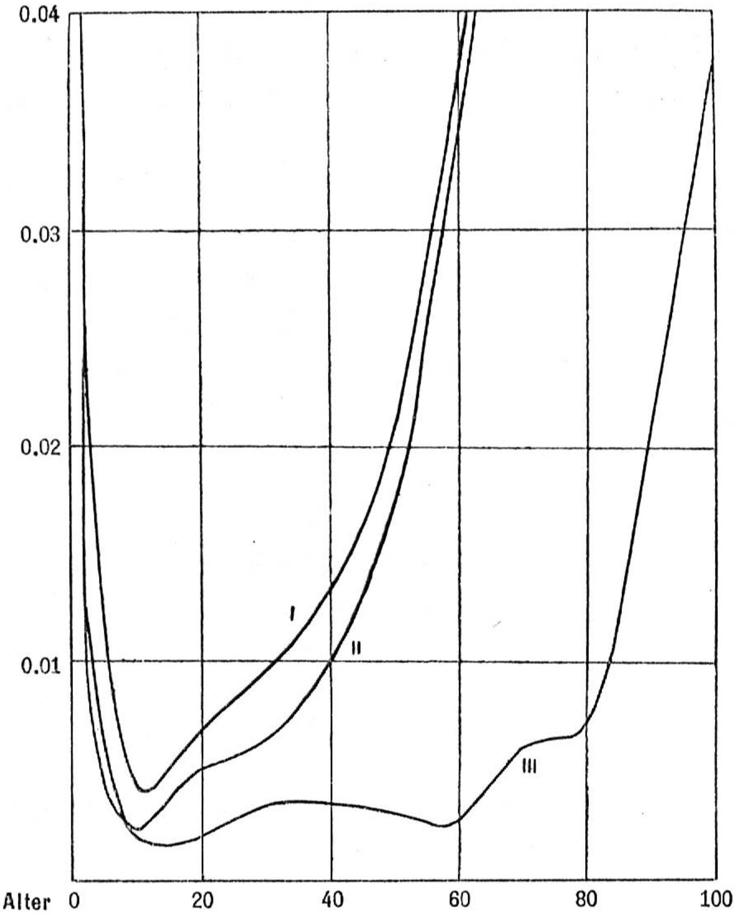
$$\mu_x^{(u)} = \mu_x - \mu_x^{(-u)}.$$

Als Zahlenbeispiel wurde ein Vergleich der Absterbeordnung der schweizerischen Männer für 1876 bis 1880 mit jener für 1901—1910 durchgeführt.

Die Zeichnung 1 stellt die erloschene Sterblichkeitsintensität $\mu_x^{(u)}$ dar.

Es zeigt sich, dass in den jüngsten Altern (vom ersten bis zehnten Lebensjahr) heute die Kraft der Sterb-

μ_x: **Sterblichkeitsintensität schweizerischer Männer.**



I: Sterblichkeitsintensität 1876—1880.
II: » 1901—1910.
III: inzwischen erloschene Sterblichkeitsintensität.

Figur 1.

lichkeit geringer ist als die seit 1880 vernichtete; ein ganz gewaltiger Erfolg des Kampfes gegen die Kindersterblichkeit!

c) Der theoretische Ausschluss einer Todesursache kann möglicherweise auch für die Versicherungstechnik eine praktische Bedeutung erhalten. Da beispielsweise die Versicherung gegen Tod durch Unglücksfall immer allgemeiner von vielen Versicherten auf äussere Veranlassung hin (Obligatorium, mit einer Versicherung gegen Unfallinvalidität zusammen etc.) abgeschlossen wird, könnte sich daneben eventuell das Bedürfnis geltend machen nach einer Versicherung, die nur Todesfälle aus andern Ursachen einschliesst. Aus der bekannten Sterblichkeitsintensität durch Unfall — $\mu_x^{(u)}$ — kann in diesem Falle eine nur durch Unfälle bedingte Absterbeordnung $l_x^{(u)}$ konstruiert werden, sowie eine Ordnung, welche den Einfluss des gewaltsamen Todes ausschliesst: $l_x^{(-u)}$.

Diese letztere würde berechnet nach der Beziehung:

$$l_x^{(-u)} = \frac{l_x\, l_0}{l_x^{(u)}}$$

und könnte als Grundlage zur Aufstellung eines Prämientarifes dienen, dessen Ansätze entsprechend billiger würden als diejenigen des allgemeinen Lebensversicherungstarifes.

d) Schliesslich sei noch hingewiesen auf die Darstellung der «Absterbeordnung der schweizerischen Bevölkerung als zusammengesetzte Ordnung», die Dr. Friedli in der bereits zitierten Arbeit «Intensitätsfunktion und Zivilstand» als 6. Beispiel gibt.

5. Berechnung der Sterblichkeitsintensität aus Beobachtungen.

In seinen Untersuchungen über die Gothaische Staatsdiener-Witwen-Societät zeigt *Karup* [1]), dass die Intensität in folgender Weise direkt aus den Beobachtungen abgeleitet werden kann:

[1]) *Karup*, Die Finanzlage der Gothaischen Staatsdiener-Witwen-Societät am 31. Dezember 1890 (Dresden 1893).

Der im Zeitpunkt t beobachtete Personenbestand sei P_t; aus diesem gehen im Zeitraume t bis $t+dt$ beobachtungsgemäss dT_t Sterbefälle hervor. Somit muss nach der Definition der Intensitätsfunktion bestehen:

$$dT_t = P_t \cdot \mu_t \, dt.$$

Durch Integration zwischen $x-1$ und $x+1$ wird:

$$\int_{x-1}^{x+1} dT_t = \int_{x-1}^{x+1} P_t \cdot \mu_t \, dt.$$

Nach dem ersten Mittelwertsatz der Integralrechnung gilt dann auch:

$$\int_{x-1}^{x+1} dT_t = \mu_\xi \int_{x-1}^{x+1} P_t \, dt,$$

wo $$x-1 < \xi < x+1.$$

Vereinfachend bezeichnen wir die Zahl der vom Alter x bis $x+1$ Gestorbenen mit S_x und die zwischen x und $x+1$ durchlebte Beobachtungszeit mit B_x. Dadurch wird ersetzt:

$$\int_{x}^{x+1} dT_t = S_x; \quad \int_{x}^{x+1} P_t \, dt = B_x,$$

und die oben erreichte Beziehung geht durch diese Einsetzung über in

$$S_{x-1} + S_x = \mu_\xi \, (B_{x-1} + B_x).$$

Näherungsweise darf hier für ξ zwischen $x-1$ und $x+1$ der mittlere Wert, also x, gesetzt werden. Diese Setzung entspricht den gebräuchlichen Näherungen, wie sie z. B. durch die Verwendung jährlicher Wahrscheinlichkeiten in die Rechnung eingeführt werden.

Demnach entsteht:

$$S_{x-1} + S_x = (B_{x-1} + B_x)\, \mu_x,$$

woraus sich ergibt:

$$\mu_x = \frac{S_{x-1} + S_x}{B_{x-1} + B_x}. \tag{5}$$

Für die Intensität der Sterblichkeit infolge einer Einzelursache (i) müssen wir eine ähnliche Beziehung erhalten:

$S_x^{(i)}$ bezeichnet die Zahl der im Alter x bis $x + 1$ der Ursache (i) zum Opfer Gefallenen; dann muss nach genau derselben Überlegung, wie sie Karup entwickelt, gelten:

$$\mu_x^{(i)} = \frac{S_{x-1}^{(i)} + S_x^{(i)}}{B_{x-1} + B_x}. \tag{6}$$

Eine Kombination dieser beiden Gleichungen führt zu:

$$\mu_x^{(i)} = \frac{S_{x-1}^{(i)} + S_x^{(i)}}{S_{x-1} + S_x} \mu_x.$$

Wir setzen noch:

$$\frac{S_{x-1}^{(i)} + S_x^{(i)}}{S_{x-1} + S_x} = \sigma_x^{(i)}. \tag{7}$$

Dieser Ausdruck stellt den Anteil an der Sterblichkeit der x-altrigen Personen dar, der auf die Todesursache (i) entfällt.

$\sigma_x^{(i)}$ nennen wir deshalb *Anteilsquotient* der Ursache (i) im Alter x.

Der Anteilsquotient aller übrigen Todesursachen $(-i)$ wird demnach dargestellt durch $\sigma_x^{(-i)}$, und die beiden Quotienten $\sigma_x^{(i)}$ und $\sigma_x^{(-i)}$ ergänzen sich für jedes Alter x zu 1.

Unter Benützung dieser Ergebnisse und Bezeichnungen sind in genügender Annäherung die Teilintensitäten bestimmt als:

$$\mu_x^{(i)} = \sigma_x^{(i)} \mu_x, \qquad (8)$$

$$\mu_x^{(-i)} = \sigma_x^{(-i)} \mu_x.$$

In diesem Zusammenhange sei erwähnt, dass aus dem Quotienten $\sigma_x^{(i)}$ bei der Variation des Alters x von 0 bis ω für jede Todesursache eine ganz charakteristische «Anteilskurve» entsteht, die für jedes Alter x die Wirkung der Ursache, bezogen auf das Gesamtsterben, veranschaulicht und eine die Wucht der Ursache darstellende «Anteilsfläche» einschliesst.

II. Die Krebssterblichkeit in der Schweiz.

1. Allgemeines.

Von den Todesursachen, die am meisten Opfer aus unserem Volke fordern, gilt neben der Tuberkulose der Krebs als besonders gefährlich. Es starben nämlich in den Jahren 1901—1905 durchschnittlich

infolge:	auf 100 Gestorbene
angeborener Lebensschwäche	6,7
Lungentuberkulose	10,7
anderer Tuberkulose	4,4
akuter Lungenerkrankung	15,0
Krebses und Sarkoms	7,1
gewaltsamen Todes	5,0
etc.	

Gerade in der letzten Zeit ist die Aufmerksamkeit nicht bloss der Mediziner, sondern auch der ganzen Öffentlichkeit auf die Wirkung und das Fortschreiten des Krebses gelenkt worden. Besondere Vereinigungen stellen sich zur Aufgabe, in breiteste Schichten hinaus Aufklärung zu tragen über sein Wesen und Auftreten;

sie wollen die Wirksamkeit seiner Bekämpfung zeigen und die drückende Krebsfurcht scheuchen. Recht umfangreich ist bereits die Literatur über Ausbreitung und Spezialisierung des Krebses, aber oft widersprechen sich die Untersuchungen über sein Anwachsen oder Nachlassen seit früheren Zeiten.

Auch im Vergleich mit den Beobachtungen in anderen Staaten mahnt die Krebssterblichkeit in der Schweiz zum Aufsehen. Der bekannte amerikanische Statistiker Hoffman [1]) weist in seinem trefflichen Buche über die Krebsmortalität nach, dass die Sterblichkeitsrate des Krebses in der Schweiz jene in allen übrigen Staaten bedeutend überragt. Im Beobachtungszeitraum 1908—1912 beträgt nämlich diese Krebsrate (Zahl der Krebstodesfälle auf eine Bevölkerung von 100,000 Personen bezogen):

In der Schweiz	124,3
» Holland	106,4
» Schottland	103,0
» Schweden	98,3
» England	97,6
» Deutschland	87,1
» Frankreich	78,4

In der vorliegenden Arbeit haben wir uns auf die Darstellung der Krebssterblichkeit in der Schweiz beschränkt, uns aber zur Aufgabe gestellt, die Wucht des Krebses als direkte Todesursache in ihrer Wirkung in den *verschiedenen Altersstufen* darzustellen. Im Anschluss an die im ersten Teile der vorliegenden Ausführungen entwickelten Grundsätze, glauben wir eine eingehendere Untersuchung durchführen zu können, als sie durch die

[1]) *Hoffman*, The mortality from cancer throughout the world, Newark 1915.

gewöhnlich benutzten, alle Alter umfassenden Vergleichsquotienten ermöglicht wird.

2. Die Krebssterblichkeit in der Schweiz 1901—1910.

Zu eingehenderen Untersuchungen über die Altersverteilung der Krebsopfer standen zunächst die Angaben aus der Publikation: «Die Bewegung der Bevölkerung in der Schweiz 1901—1910» zur Verfügung, die feststellen, dass im Jahrzehnt 1901—1910 dem Krebs erlagen:

im Alter	0—1	1—4	5—14	15—19	20—29	30—39
Männer . .	1	6	7	10	74	425
Frauen . .	2	7	7	13	134	772

im Alter	40—49	50—59	60—69	70—79	80—ω	0—ω
Männer . .	2095	5192	7773	4844	797	21 224
Frauen . .	2653	4848	7064	4842	1074	21 416

In diesen Zahlen sind die 2317 Fälle infolge Sarkoms nicht inbegriffen.

Dank des Entgegenkommens des Direktors des eidgenössischen statistischen Bureaus, des Herrn Dr. *Ney*, war es uns möglich, unsere Untersuchung gestützt auf die Originalkarten für drei Jahre durchzuführen. Es war dies allerdings der mühsamste Teil unserer Arbeit, indem aus der Gesamtheit der Sterbekarten der Jahre 1901, 1906 und 1911 12,718 Karten von infolge Krebses verstorbenen Männern und Frauen herausgelesen, ausgezählt, nach Geschlechtern getrennt und nach Altersjahren geordnet werden mussten. Diesen Ergebnissen gemäss teilten wir die oben angeführten Gruppen auf und glichen die jährlichen Zahlen nach dem Verfahren von *King* [1]) aus. Auf diese Weise ergab sich die Zahl der in jedem Alter x bis $x + 1$ während des Jahrzehntes 1901/10 dem Krebs Erlegenen — $S_x^{(K)}$ —, eine Zahlenreihe, die aus Tabelle 1 ersichtlich ist.

Als bemerkenswert und charakteristisch für den Krebs sei hervorgehoben:

a) In den jüngeren Jahren, bis gegen das Alter 30, fordert der Krebs nur vereinzelte Opfer. Deren Zahl steigt von den 30er Jahren hinweg ganz rapid an zu einem Höchststand im Alter 65.

b) Die Zahl der weiblichen Opfer übersteigt bis zum Alter 51 jene der männlichen, bleibt aber für höhere Alter, bis etwa zum 75. Jahre, also auch im Höchstwert, hinter jenen zurück, so dass ihre Summe mit der Gesamtzahl der männlichen Opfer nahezu übereinstimmt.

Im weiteren wurde die Zahl der in jedem Alter während der Jahre 1901—1910 überhaupt Gestorbenen ermittelt und gleichfalls ausgeglichen. Mit deren Hilfe konnte der oben eingeführte Anteilsquotient des Krebses im Jahrzehnt 1901—1910

$$\sigma_x^{(K)} = \frac{S_{x-1}^{(K)} + S_x^{(K)}}{S_{x-1} + S_x}$$

berechnet werden. In Tabelle 2 und der entsprechenden Figur wird dieser dargestellt.

[1]) *King*, On a New Method of Constructing and of graduating mortality and other Tables. J. I. A., vol. XLIII.

Tabelle 1.

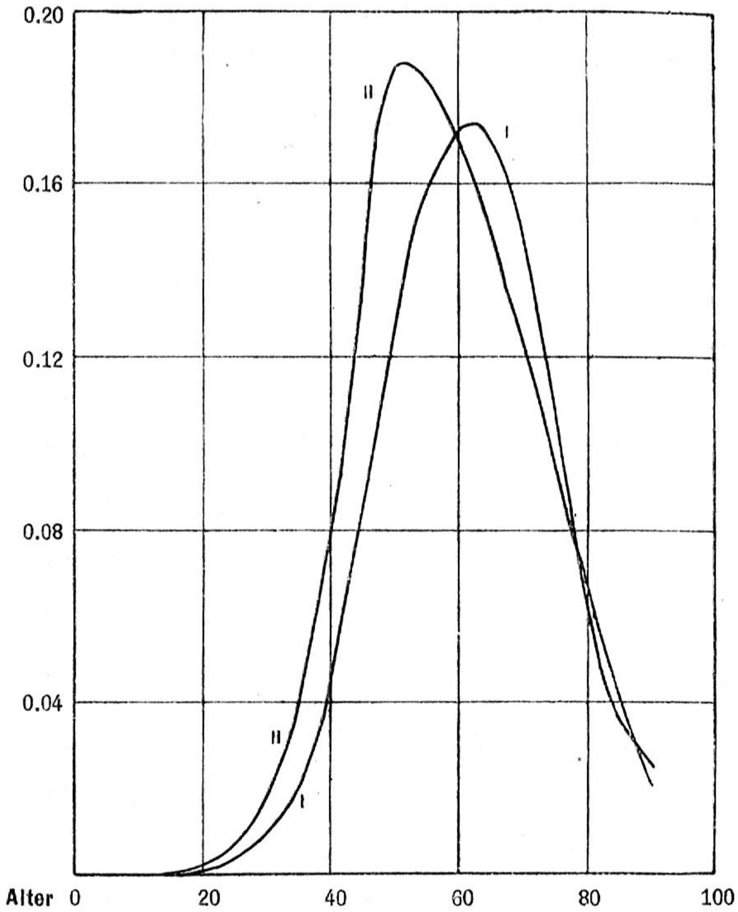
Im Zeitraum 1901—1910 erlagen dem Krebs in der Schweiz $S_x^{(k)}$ Personen vom Alter x

x	Männer	Frauen	x	Männer	Frauen	x	Männer	Frauen
0	1	2	35	39	76	70	715	657
1	2	2	36	47	86	71	674	617
2	2	2	37	58	99	72	629	578
3	1	2	38	71	115	73	579	543
4	1	1	39	88	133	74	520	507
5	1	1	40	106	153	75	458	471
6	1	1	41	126	174	76	397	432
7	0	0	42	147	197	77	342	393
8	0	0	43	168	223	78	290	349
9	0	0	44	191	251	79	240	301
10	0	1	45	214	280	80	193	252
11	0	1	46	240	308	81	151	207
12	1	1	47	269	333	82	116	166
13	1	1	48	301	354	83	89	132
14	1	1	49	338	372	84	69	101
15	2	2	50	375	388	85	54	74
16	2	2	51	413	405	86	42	51
17	2	2	52	447	425	87	31	33
18	2	3	53	477	446	88	22	20
19	1	3	54	506	469	89	15	14
20	1	4	55	533	493	90	10	11
21	1	5	56	561	517	91	7	10
22	2	6	57	592	543	92	4	7
23	3	8	58	628	571	93	2	5
24	5	10	59	668	601	94	0	3
25	8	12	60	708	631	95	0	2
26	10	15	61	744	658	96	0	1
27	12	19	62	771	682		21 224	21 416
28	14	25	63	789	702			
29	16	31	64	801	722			
30	18	37	65	808	738			
31	21	44	66	807	746			
32	24	53	67	798	743			
33	29	60	68	778	725			
34	33	68	69	750	695			

Tabelle 2.

Schweizerbevölkerung 1901—1910 $100\,\sigma_x^{(k)}$ = Anteilsquotient des Krebses in %		
x	Männer	Frauen
0	0,002	0,004
5	0,055	0,057
10	0,000	0,060
15	0,157	0,128
20	0,067	0,208
25	0,381	0,601
30	0,988	1,849
35	1,972	4,017
40	4,623	7,989
45	8,503	14,540
50	13,111	18,733
55	16,009	18,475
60	17,206	17,099
65	16,992	15,283
70	14,761	12,380
75	10,598	9,303
80	6,232	6,925
85	3,528	4,259
90	2,612	2,042

$\sigma_x^{(K)}$ **Anteilsquotient des Krebses. Schweiz 1901—1910.**



I: männliche Bevölkerung.
II: weibliche Bevölkerung.

Figur 2.

Aus einem Vergleiche ergibt sich:

a) Der Anteil des Krebses am Sterben der noch nicht Zwanzigjährigen ist verschwindend klein; nach den dreissiger Jahren wächst er aber sehr rasch und beträgt im Höchstwert fast $^1/_5$ des Gesamtsterbens; gegen das höchste Alter hin nimmt er wieder ab.

b) Am Sterben der Frauen kommt dem Krebs der grössere Anteil zu als am Sterben der Männer. Der Quotient für das weibliche Geschlecht übertrifft jenen für das männliche vom zwanzigsten Altersjahre hinweg bis zum Alter 59 ganz bedeutend und erreicht für das Alter 52 schon ein Maximum von 0,19, während jener erst im Alter 62 mit 0,175 den höchsten Wert aufweist.

Gehen wir von den Relativzahlen, als welche die Anteilsquotienten zu betrachten sind, zur Messgrösse $\mu_x^{(K)}$ über.

Die gefundenen Intensitäten der Krebssterblichkeit für jedes Altersjahr werden in beiliegender Tabelle wiedergegeben.

Daraus konnten die beiden unabhängigen Ordnungen (Absterbeordnung bei alleiniger Wirkung des Krebses $= l_x^{(K)}$ und Absterbeordnung bei Ausschluss des Krebses als Todesursache $= l_x^{(-K)}$) berechnet werden.

Vergleiche aus diesen Detailzahlen ergeben das Folgende:

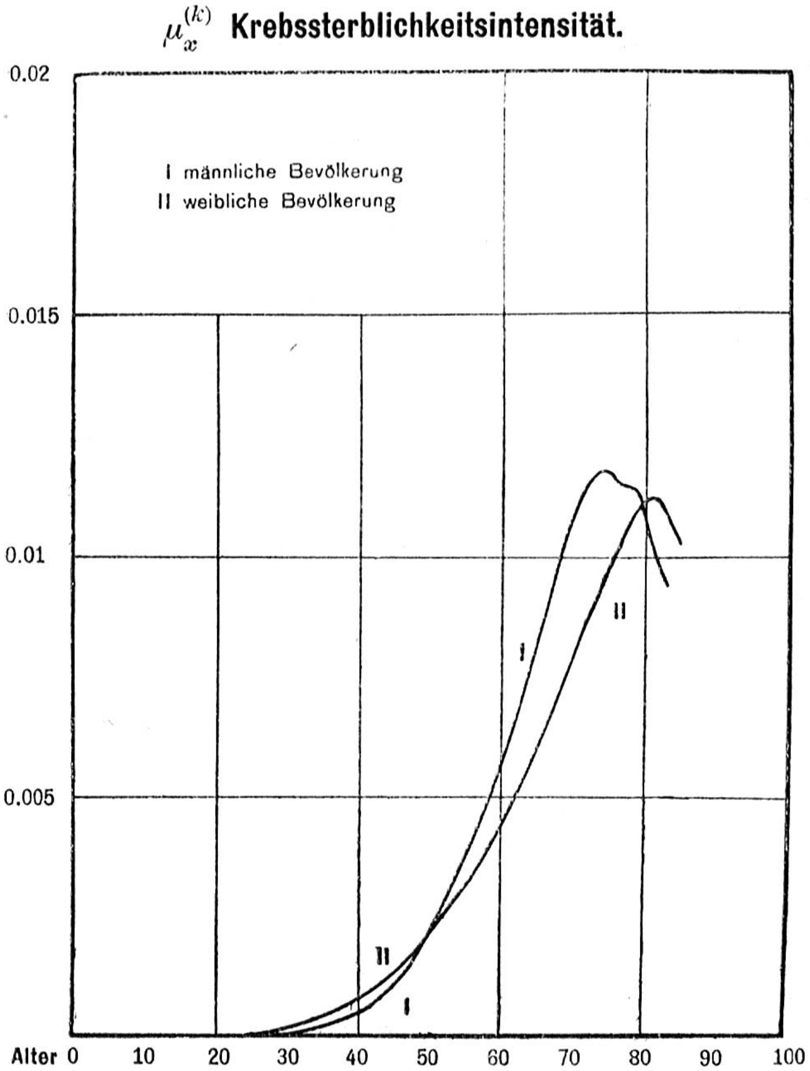
a) Durch den Ausschluss der tödlichen Wirkung des Krebses würde die allgemeine Absterbeordnung l_x übergeführt in die Ordnung $l_x^{(-K)}$, wodurch einer Generation von 100,000 nulljährigen Personen im Laufe von 100 Jahren eine Lebenszeit von mehr als 110,000 Jahren gewonnen würde.

Gemäss der Ordnung $l_x^{(K)}$ vermindert der Krebs allein, wie er in der Epoche 1901—1910 gewirkt hat, eine Generation während 100 Lebensjahren um mehr als 30 %.

Tabelle 3.

1000 μ_x = tausendfache Intensität der Krebssterblichkeit.
Schweizerbevölkerung 1901—1910

x	Männer	Frauen	x	Männer	Frauen	x	Männer	Frauen
0	0	0	35	0.15	0.29	70	10.90	8.22
1	0	0	36	0.18	0.33	71	11.23	8.43
2	0	0	37	0.22	0.39	72	11.50	8.66
3	0	0	38	0.28	0.46	73	11.70	8.97
4	0	0	39	0.36	0.55	74	11.76	9.35
5	0	0	40	0.44	0.65	75	11.68	9.76
6	0	0	41	0.54	0.76	76	11.53	10.15
7	0	0	42	0.66	0.87	77	11.41	10.52
8	0	0	43	0.78	0.99	78	11.33	10.82
9	0	0	44	0.93	1.13	79	11.20	11.03
10	0	0	45	1.09	1.30	80	10.91	11.15
11	0	0	46	1.26	1.49	81	10.43	11.14
12	0	0	47	1.46	1.70	82	9.81	11.00
13	0	0	48	1.69	1.91	83	9.22	10.79
14	0	0	49	1.97	2.09	84	8.91	10.57
15	0	0	50	2.28	2.25	85	9.05	10.22
16	0.01	0.01	51	2.61	2.41	86	9.42	9.66
17	0.01	0.01	52	2.95	2.57	87	9.94	8.80
18	0.01	0.01	53	3.27	2.75	88	10.17	7.66
19	0.01	0.01	54	3.59	2.93	89	10.07	6.90
20	0	0.01	55	3.90	3.14	90	9.71	7.26
21	0	0.01	56	4.22	3.36	91	9.64	8.89
22	0	0.02	57	4.58	3.62	92	9.67	10.79
23	0.01	0.02	58	5.00	3.90	93	8.92	11.95
24	0.01	0.03	59	5.48	4.19	94	5.42	13.09
25	0.02	0.04	60	5.99	4.48			
26	0.03	0.05	61	6.48	4.80			
27	0.04	0.06	62	6.97	5.16			
28	0.05	0.08	63	7.44	5.56			
29	0.05	0.10	64	7.93	6.00			
30	0.06	0.12	65	8.45	6.45			
31	0.07	0.15	66	8.99	6.88			
32	0.08	0.18	67	9.53	7.29			
33	0.10	0.22	68	10.04	7.66			
34	0.12	0.25	69	10.50	7.97			



Figur 3.

b) In bezug auf die beiden Geschlechter zeigt sich, dass die Intensitäten der Krebssterblichkeit der weiblichen Bevölkerung bis etwa zum Alter 50 grösser und dann geringer sind als für das männliche Geschlecht.

3. Änderung der Krebssterblichkeit seit 1880.

Speziell über die Frage nach dem Anwachsen oder Zurückgehen der Krebssterblichkeit bestehen recht

Tabelle 4.

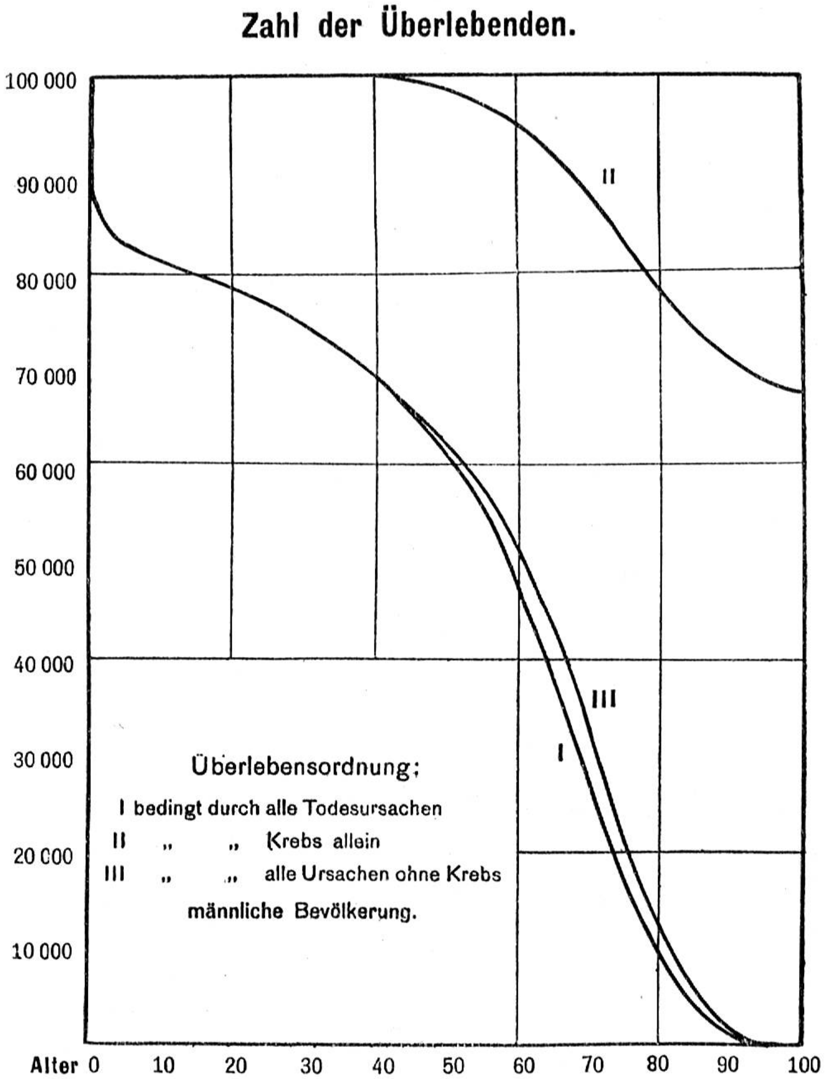
Schweizerische Bevölkerung 1901—1910
Überlebensordnung

l_x : bedingt durch alle Todesursachen

$l_x^{(k)}$: » » Krebs allein

$l_x^{(-k)}$: » » alle übrigen Todesursachen

Männer				Frauen			
x	l_x	$l_x^{(k)}$	$l_x^{(-k)}$	x	l_x	$l_x^{(k)}$	$l_x^{(-k)}$
0	100 000	100 000	100 000	0	100 000	100 000	100 000
5	82 469	100 000	82 469	5	85 054	100 000	85 054
10	81 201	100 000	81 201	10	83 760	100 000	83 760
15	80 335	100 000	80 335	15	82 686	100 000	82 686
20	78 797	99 996	78 800	20	80 778	99 995	80 782
25	76 718	99 993	76 723	25	78 489	99 985	78 501
30	74 506	99 972	74 527	30	76 025	99 948	76 065
35	72 060	99 924	72 115	35	73 456	99 847	73 569
40	69 100	99 791	69 245	40	70 706	99 628	70 970
45	65 364	99 425	65 742	45	67 766	99 159	68 341
50	60 692	98 627	61 537	50	64 362	98 273	65 493
55	54 703	97 109	56 332	55	59 931	96 970	61 804
60	47 298	94 784	49 901	60	53 897	95 156	56 641
65	38 402	91 429	42 002	65	45 607	92 623	49 239
70	28 306	87 080	32 506	70	34 922	89 246	39 130
75	18 014	82 216	21 911	75	22 944	85 370	26 876
80	8 928	77 679	11 493	80	11 903	80 965	14 701
85	3 068	74 012	4 145	85	4 396	76 695	5 732
90	645	70 474	915	90	1 023	73 558	1 391
95	75	67 813	111	95	129	69 607	185
100	2	67 813	3	100	5	67 685	7



Figur 4.

verschiedene Meinungen. So gelangen einige Autoren zum Ergebnis, dass der Krebs im Zunehmen begriffen sei; wieder andere folgern aus dem statistischen Material nach gewissen Überlegungen das Gegenteil. Abgesehen von Schlüssen, die aus einigen willkürlich gewählten Zahlen gezogen werden oder aus direkt fehlerhaften Lesungen stammen, leiden die meisten diesbezüglichen Untersuchungen an Mängeln, die schon dem Zahlenmaterial anhaften.

Dr. *Aebly* schildert in einer Abhandlung «Untersuchungen über die Bewegung der Krebsmortalität in der Schweiz in den Jahren 1880—1915» [1]) die Schwierigkeiten und Fehlerquellen einer Lösung dieser Probleme.

Wir möchten hier versuchen, einen einfachen Weg zu deren rechnerischen Durchführung zu zeigen:

Zur Behandlung dieser Frage benötigen wir eine Masszahl, die nicht nur in globo, sondern für *jedes Altersjahr* die Verhältnisse charakterisiert und welche die Sterblichkeit in verschiedenen Gesamtheiten und Zeiten zu vergleichen imstande ist. Es ist klar, dass der früher eingeführte Anteilsquotient $\sigma_x^{(i)}$ nicht zu solchen Vergleichen ausreicht, denn er enthält ja bloss den Anteil, den die betreffende Ursache am Gesamtsterben besitzt, misst aber nicht das gesamte Sterben selbst. Hingegen wird durch die Beziehung der Todesfälle infolge der Ursache (i) auf die gesamten Todesfälle der Einfluss der Altersverteilung der beobachteten Bevölkerung unschädlich gemacht. Zu stichhaltigen Vergleichen der Teilsterblichkeit in verschiedenen Beobachtungskreisen und -zeiträumen muss eine Quote gebildet werden, die sowohl den Anteil der Ursache (i) am Sterben wie die Sterblichkeit selbst charakterisiert.

Als geeignetste Messgrösse muss die Intensität der Ursache (i) erscheinen. Wurde in einem gewissen Zeitraum (1) diese Intensität bestimmt als ${}_1\mu_x^{(i)}$, in einer späteren Epoche aber zu ${}_2\mu_x^{(i)}$, dann lässt sich die *Variation der Intensität* von der 1. bis zur 2. Beobachtungszeit (bezeichnet mit $1/2\varepsilon_x^{(i)}$) wohl am besten darstellen

[1]) Heft 14, Mitteilungen der Vereinigung schweizerischer Versicherungsmathematiker, 1919.

als Veränderung der Sterblichkeitskraft, bezogen auf ihr ursprüngliches Mass. Demnach wird:

$$(9) \qquad {}_{1/2}\varepsilon_x^{(i)} = \frac{{}_2\mu_x^{(i)} - {}_1\mu_x^{(i)}}{{}_1\mu_x^{(i)}}.$$

Diese Variation der Sterblichkeitsintensität der Ursache (i) kann positiv, null oder negativ sein. Es bedeutet:

${}_{1/2}\varepsilon_x^{(i)} > 0$: Die Intensität der Ursache (i) nahm von der Epoche 1 bis 2 um 100 $\varepsilon_x^{(i)}$% zu.

${}_{1/2}\varepsilon_x^{(i)} = 0$: Während der Zeit 2 wurde dieselbe Intensität festgestellt wie zur Zeit 1.

${}_{1/2}\varepsilon_x^{(i)} < 0$: Die Intensität ging seit der Beobachtungsfrist 1 um 100 $\varepsilon_x^{(i)}$ % zurück.

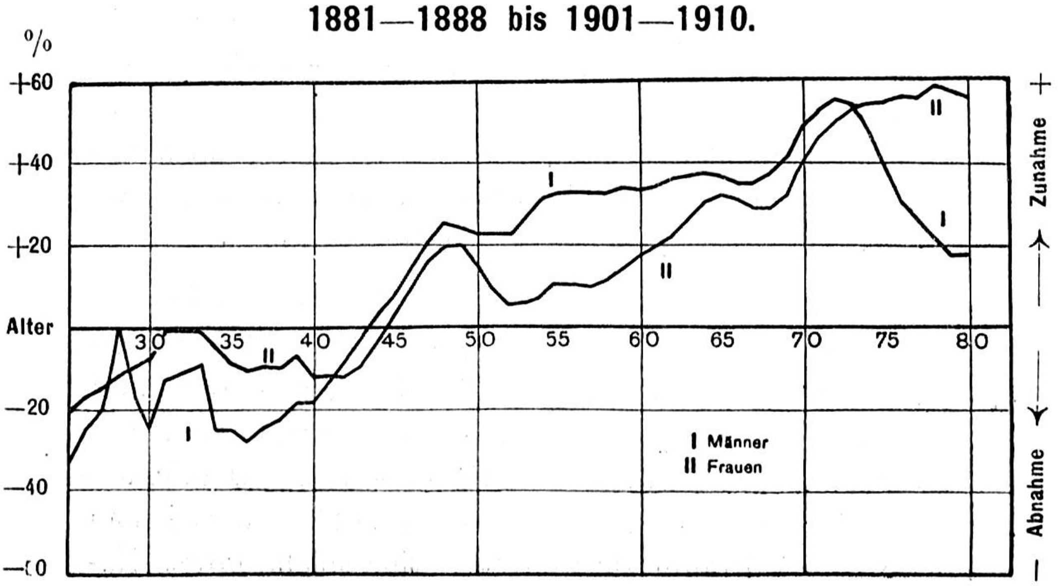
Gestützt auf diese Überlegungen wurde die Variation der Krebsintensität 1881—1888/1901—1910 berechnet, und in Tabelle 5 werden ihre Werte dargestellt. Die Ausrechnung liefert im vorliegenden Fall für die jüngsten und höchsten Alter infolge der Kleinheit der entsprechenden Krebsintensitäten sprunghafte Werte, die deshalb nicht angeführt wurden. Es sei noch bemerkt, dass auch für die frühere Epoche nur die Krebsfälle, ohne Sarkome, berücksichtigt wurden.

Vor allem fällt die grosse Sterblichkeitszunahme im höhern Alter auf. Schon ein Vergleich der Opferzahlen des Krebses für die beiden Epochen 1881—1888 und 1901—1910 zeigt ganz übermässige Differenzen der entsprechenden Zahlen: Der Höchstwert des Quotienten für die Dekade 1901—1910 steht zirka 30 % über jenem für den Zeitraum 1881—1888. Eine solche grosse Zu-

1881—1888/1901—1910 $\varepsilon_x^{(k)} \cdot 100$ *Tabelle 5.*

Variation der Krebssterblichkeit in der Schweiz 1881—1888 bis 1901—1910 in Prozenten			
x	Männer	x	Frauen
25	— 33,3	25	— 20,0
30	— 25,0	30	— 7,7
35	— 25,0	35	— 9,4
40	— 18,5	40	— 12,2
45	7,9	45	3,2
50	22,6	50	14,8
55	33,1	55	10,6
60	32,8	60	17,9
65	37,0	65	32,4
70	48,3	70	40,5
75	38,2	75	54,5
80	17,6	80	55,5

Variation der Krebssterblichkeit in der Schweiz 1881—1888 bis 1901—1910.



nahme darf aber nicht allein durch eine Erhöhung der Krebssterblichkeit erklärt werden.

Man muss bedenken, dass vor 40 Jahren der Feststellung der Todesursache nicht so grosse Wichtigkeit beigemessen wurde und dass speziell der Krebs nicht zuverlässig erkannt werden konnte. Auch war überhaupt die Bescheinigung der Todesursachen eine noch mangelhafte.

Es wurden nämlich an Krebstodesfällen (Sarkome inbegriffen) festgestellt:

durchschnittlich in den Jahren	Fälle	auf 100 Todesfälle
1881—1885	2971	4,8
1886—1890	3344	5,6
1891—1895	3702	6,1
1896—1900	4109	7,0
1901—1905	4399	7,1
1906—1910	4593	7,9

aber gar nicht bescheinigt oder ungewiss blieben:

in den Jahren	Fälle	auf 100 Todesfälle
1881—1885	7881	12,9
1886—1890	5888	9,9
1891—1895	4895	8,1
1896—1900	3575	6,1
1901—1905	3021	5,1
1906—1910	2510	4,3

Bedenkt man, dass von diesen unbescheinigten und ungewissen Todesfällen wohl eine recht grosse Zahl auf Krebs zurückzuführen ist, so wird klar, dass wir eben für die Krebsfälle bloss Minimalzahlen besitzen, die für frühere Zeiten recht bedeutend hinter den wirklichen Zahlen zurückgeblieben sein müssen. Dieser

Umstand, der auch von Dr. *Aebly* nicht genügend berücksichtigt worden ist, verunmöglicht aber eine detaillierte und zuverlässige Verfolgung der Entwicklung der Krebssterblichkeit.

Auch die Zahlenvergleiche, die *Hoffman* in seinem oben zitierten Werke «The mortality from cancer throughout the world», durchführt, müssen mit diesen Vorbehalten versehen werden; denn beispielsweise könnte eine Einreihung der verschiedenen Staaten nach der Grösse ihrer Krebsquote ohne Berücksichtigung der Zuverlässigkeit bzw. Unvollkommenheit des jeweiligen statistischen Grundmaterials zu falschen Schlüssen führen.

Wie gross der Anteil der Material- und Diagnosenunsicherheit am scheinbaren Anwachsen der Krebssterblichkeit ist, kann nicht von uns entschieden werden. Auch über diesen Punkt bestehen sehr verschiedene Ansichten. Im Gegensatz zu anderen Autoren weist Dr. Aebly in der zitierten Arbeit nach, dass entschieden eine Zunahme der Krebsmortalität zu konstatieren sei, indem er das Anwachsen seiner Vergleichszahlen zur Hauptsache auf das Zunehmen des Krebses zurückführt. Da sich solche Beweisführungen zum grossen Teil auf medizinische Gründe stützen, muss diese Frage hier offen bleiben.

Wir sind uns also bewusst, dass das verfügbare Material für die frühere Epoche 1881—1888 die Wirklichkeit nicht genau darzustellen vermag, so dass alle daraus gefolgerten Zahlwerte ungenau werden. Doch kennen wir den Sinn ihrer Abweichungen:

Die Krebsintensität 1881—1888 kann in Wirklichkeit nur *grösser* sein. Daraus folgt, dass die Differenz

$$ {}_{1901-1910}\mu_x^{(K)} - {}_{1881-1888}\mu_x^{(K)} $$

und mit ihr die Variation der Krebssterblichkeit

$$_{1881-1888/1901-1910}\varepsilon_x^{(K)}$$

tatsächlich nur *kleiner* sein kann als unsere diesbezüglichen Rechnungsergebnisse, d. h. die Variationskurve in Figur 5 könnte, aus genaueren Daten berechnet, nur *tiefer* verlaufen. Dadurch aber würde der Schnittpunkt der Kurve mit der 0-Axe nach rechts, in ein noch höheres Alter, verschoben.

Nach diesen Überlegungen kann über das Mass der Veränderung der Krebssterblichkeit in der Schweiz nichts Bestimmtes ausgesagt werden, denn es bleibt ungewiss, wie gross der Einfluss der Ungenauigkeit des Materials ist und für welche Alter er besonders störend wirkt. Aber ein nicht unwesentlicher Schluss kann aus unserer Darstellung der Krebssterblichkeits-Variation doch gezogen werden:

Es kann aus den Beobachtungen des Jahrzehntes 1901/10 festgestellt werden, dass seit der Epoche 1881—1888 für die weniger als 45jährige Bevölkerung in der Schweiz die Krebssterblichkeit zurückgegangen ist.

Die Variation der Krebssterblichkeit erreicht erst in den höhern Altern grössere positive Werte, was vermuten lässt, dass früher der Krebs als Todesursache hauptsächlich in den höhern Altern nicht erkannt oder nicht bescheinigt wurde.

Wenn auch die soeben für gewisse Altersstufen festgestellte Besserung der Krebssterblichkeit, was wohl anzunehmen ist, von uns aber nicht entschieden werden kann, bloss auf einer Aufschiebung der tödlichen Wirkung des Krebses beruht, so ist ein solcher Erfolg der Aufklärung, Pflege und Heilung doch sehr bemerkenswert.

Dies ist vorderhand der einzige Schluss, den wir unseres Erachtens aus jener vergleichenden Darstellung ziehen dürfen. Dagegen versprechen wir uns von einer Fortsetzung der Untersuchung für künftige Dezennien und einem Vergleich der Untersuchungsergebnisse mit jenen der Jahre 1901—1910 doch beachtenswerte Einblicke in die Bewegung der Krebssterblichkeit in den einzelnen Altersstufen. Ferner behalten wir uns vor, unsere Betrachtungsweise auch auf einige andere Gruppen von Sterbensursachen auszudehnen, um so eine Reihe von typischen Todesursachenkurven zu konstruieren.

Gerade die letzte Folgerung über die Bewegung der Krebsmortalität wird nur durch eine vom Alter abhängige Masszahl ermöglicht. Dieses Beispiel dürfte zur Genüge klarlegen, welche Verfeinerung eine solche Kurvendarstellung gegenüber einer einzigen, alle Alter umfassenden Sterblichkeitsquote bedeutet.

In der allgemeinen Sterblichkeitsmessung wurde längst erkannt, dass eine einzige Mortalitätsziffer zur Berechnung und Vergleichung gänzlich unzureichend ist. Erst die Darstellung all der mit der Sterblichkeit verknüpften Erscheinungen und Vorgänge als Funktionen des Alters hat zu den Ergebnissen geführt, welche heute als wissenschaftlich gesichert gelten und für die Grundlagen der Lebensversicherung unentbehrlich sind. Trotzdem werden zu Untersuchungen einzelner Todesursachen heute noch fast ausnahmslos «Gesamtdurchschnitte», die ohne Berücksichtigung des Alters eine Todesursache charakterisieren sollen, benutzt, und zwar in wissenschaftlichen wie in populären Darstellungen. Wir möchten aber hervorheben, was schon *Westergaard* betonte, dass solche Zahlen zu Fehlschlüssen führen können und zu stichhaltigen Vergleichen nicht taugen.

Es erscheint uns deshalb nicht nur empfehlenswert, sondern auch naheliegend, die erprobten Prinzipien der allgemeinen Sterblichkeitsmessung auf die Betrachtung der einzelnen Sterblichkeitskomponenten zu übertragen, wie es in den vorliegenden Ausführungen, vorerst rein theoretisch und dann am praktischen Beispiele der Krebssterblichkeit, versucht wurde.