

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

**Herausgeber:** Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker

**Band:** 54 (1954)

**Artikel:** Beobachtungen über die Sterblichkeit bei den Einzel-  
Kapitalversicherungen der Schweizerischen Lebensversicherungs- und  
Rentenanstalt

**Autor:** Frauenfelder, W.

**DOI:** <https://doi.org/10.5169/seals-554986>

### **Nutzungsbedingungen**

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. [Mehr erfahren](#)

### **Conditions d'utilisation**

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. [En savoir plus](#)

### **Terms of use**

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. [Find out more](#)

**Download PDF:** 13.01.2026

**ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>**

B

## Wissenschaftliche Mitteilungen

---

### Beobachtungen über die Sterblichkeit bei den Einzel-Kapitalversicherungen der Schweizerischen Lebensversicherungs- und Rentenanstalt

Von *W. Frauenfelder*, Zürich

Sterblichkeitsmessungen sind dankbare Arbeiten. Trotzdem sie mit viel zeitraubender Kleinarbeit verbunden sind, wird man nach wie vor auf ihre Durchführung nicht verzichten, gehört doch die Erfassung der Sterblichkeit zu den charakteristischen Merkmalen der Lebensversicherung. Zudem ist die Sterblichkeit diejenige Rechnungsgrundlage, deren Grösse und zukünftige Entwicklung noch am ehesten zuverlässig geschätzt werden kann. Beim Zinsertrag ist die Entwicklung unregelmässiger, und auch bei den Kostensätzen können im Zusammenhang mit Veränderungen des Geldwertes Schwankungen auftreten, die menschlicher Voraussicht und rechnungsmässiger Erfassung entgehen.

Es ist daher zu begrüessen, dass die Geschäftsleitung der Schweizerischen Lebensversicherungs- und Rentenanstalt ihre frühere Gepflogenheit fortsetzt und die Resultate ihrer Untersuchungen über die Sterblichkeit bei den Einzel-Kapitalversicherungen einem weiteren Kreis von Fachleuten zugänglich werden lässt. Dieses Entgegenkommen ist anerkennenswert, sind doch ähnliche Veröffentlichungen eher spärlich zu nennen.

Die vorliegenden neuen Beobachtungen der Jahre 1940 bis 1950 sind nach den gleichen Regeln gesammelt wie die früheren Messungen der Rentenanstalt. Auch das Beobachtungsmaterial stammt aus den gleichen Versichertenbeständen wie bei den früheren Messungen. Die Resultate der verschiedenen Beobachtungsabschnitte können daher ohne weiteres miteinander verglichen werden (Abschnitt III), was den Vorteil hat, dass einerseits die zeitliche Entwicklung des untersuchten

Merkmals dargestellt werden kann und anderseits über die auch in grösseren Beständen immer wieder auftretenden Schwankungen der beobachteten Resultate gewisse Anhaltspunkte gegeben werden.

## I. Die Sterblichkeitsmessung in den Jahren 1940 bis 1950

### 1. Statistische Festsetzungen

- a) Als Zähleinheit dient die Police.
- b) Die Policen stehen vom Zeitpunkt des tatsächlichen Abschlusses an bis zu ihrem Erlöschen unter Beobachtung.
- c) Als Beobachtungsjahr wird das Versicherungsjahr gewählt.  
Unter Beobachtungsjahre 1940 bis 1950 wird im folgenden jener Zeitabschnitt verstanden, der mit dem im Jahre 1940 beginnenden Versicherungsjahr seinen Anfang nimmt und mit dem im Jahre 1950 ablaufenden Versicherungsjahr endigt.
- d) Das Alter zu Beginn des  $(t+1)$ ten Beobachtungsjahres wird mit  $(x+t)$  angesetzt, wenn  $x$  das tarifmässige Eintrittsalter und  $t$  die Zahl der ganz abgelaufenen Versicherungsjahre bezeichnet.
- e) Sterbefälle, die während der Beobachtungsperiode 1930/40 eingetreten sind, jedoch erst während der Beobachtungsperiode 1940/50 bekannt geworden sind, werden als Sterbefälle des Beobachtungsjahres 1940 mit dem tatsächlichen Sterbealter behandelt.
- f) Die vereinzelt beobachteten Kriegsterbefälle werden nicht gezählt, die betreffende Police wird aus dem Stand zu Beginn des Sterbejahres ausgeschieden.
- g) Bei Versicherungen auf mehrere Leben zählt jede versicherte Person als Police; für die Altersbestimmung wird je vom individuellen Tarifalter ausgegangen. Eine Ausnahme bilden die Versorger-Versicherungen, bei denen nur die erwachsene Person unter Beobachtung steht.
- h) Der Stand  $B_{[x]+t+1}$  an beobachteten Versicherungen zu Beginn des  $(t+2)$ ten Versicherungsjahres, die seinerzeit auf das Leben von  $x$ -jährigen Personen abgeschlossen wurden, lässt sich aus folgender Rekursionsformel bestimmen:

$$B_{[x]+t+1} = B_{[x]+t} - A_{[x]+t} - L_{[x]+t} - T_{[x]+t},$$

wobei bezeichnet

$A_{[x]+t}$  den vorzeitigen Abgang  
(Verzicht, Rückkauf, Aufhebung, Umwandlung in eine andere Versicherungsart, Auswanderung in einen anderen Versicherungsbestand, Anormalerklärung des Risikos. Negativ werden daran die Reaktivierungen, Einwanderungen aus anderen Versicherungsbeständen und Normalerklärungen des Risikos verrechnet),

$L_{[x]+t}$  die Zahl der am Ende des  $(t+1)$ ten Versicherungsjahres abgelaufenen Versicherungen,

$T_{[x]+t}$  die Zahl der im  $(t+1)$ ten Versicherungsjahr durch Tod erloschenen Versicherungen.

- i) Die Zahl  $R_{[x]+t}$  der im  $(t+1)$ ten Versicherungsjahr unter einjährigem Risiko gestandenen Policen von Versicherten mit dem Abschlussalter  $x$  wird berechnet als

$$R_{[x]+t} = B_{[x]+t} - \frac{1}{2} \cdot A_{[x]+t}.$$

- k) Die einjährige Sterbenswahrscheinlichkeit für die mit dem Tarifalter  $x$  aufgenommenen Versicherten im  $(t+1)$ ten Versicherungsjahr bestimmt sich aus

$$q_{[x]+t} = \frac{T_{[x]+t}}{R_{[x]+t}}.$$

## 2. Das Beobachtungsmaterial

Die Untersuchung erstreckt sich auf ein Beobachtungsmaterial, das schon in früheren Jahrzehnten unter Beobachtung stand. Es sei in diesem Zusammenhang auf die Festschrift «Fünfundsiebzig Jahre Schweizerische Lebensversicherungs- und Rentenanstalt, Zürich, 1857 bis 1932» und auf den in Band 1942 der «Mitteilungen» erschienenen Aufsatz von Wyss, «Beobachtungen über die Sterblichkeit bei den Einzel-Kapitalversicherungen der Schweizerischen Lebensversicherungs- und Rentenanstalt», verwiesen. Das Beobachtungsmaterial umfasst sämtliche mit Anteil an den Überschüssen abgeschlossene Einzel-Kapitalversicherungen des Schweizergeschäftes.

Der Bestand der unter Beobachtung stehenden Versicherungen ist von 287 242 Policen mit rund 1 070 Millionen Franken Versicherungssumme Ende 1940 auf 431 321 Policen mit rund 1 660 Millionen Franken Versicherungssumme Ende 1950 angewachsen. Die Zunahme des Bestandes entfällt vor allem auf die Versicherungen ohne ärztliche

Untersuchung, für welche im Jahre 1942 die Höchstversicherungssumme von Fr. 5000 auf Fr. 15 000 erhöht werden konnte.

Aus praktischen Gründen werden die vor 1894 abgeschlossenen Versicherungen sowie sämtliche Risikoanfangsversicherungen aus der Beobachtung ausgeschieden, ebenso die wenigen vor 1948 abgeschlossenen Versicherungen auf mehrere Leben. Da diese mit der Einführung neuer Tarife im Jahre 1948 in vermehrtem Masse beantragt werden, sind die seit 1948 abgeschlossenen Policen auf mehrere Leben in die Beobachtung eingeschlossen.

Vom verbleibenden Restbestand werden alle zu erschwerten Bedingungen abgeschlossenen Versicherungen ausgeschieden; kann die beim Abschluss ausbedungene Zuschlagsprämie in späteren Jahren fallen gelassen werden, wird die Versicherung fortan als normales Risiko behandelt und in das Beobachtungsmaterial einbezogen.

In früheren Messungen war das Beobachtungsmaterial jeweilen in Versicherungen des Hauptzweiges und in Volksversicherungen aufgeteilt worden, was sich aus der getrennten Verwaltung der beiden Bestände ergeben hatte. Da seit dem Jahre 1948 auf diese administrative Unterteilung verzichtet wird, tritt in der vorliegenden Messung an Stelle der früher üblichen Aufteilung nach Versicherungen des Hauptzweiges und nach Volksversicherungen die Aufteilung nach Versicherungen mit und ohne ärztliche Untersuchung.

Das beobachtete Material ergab folgende Schlusszahlen:

Unter einjährigem Risiko stehende Policen	3 561 204,5
Beobachtete Policen-Sterbefälle	11 833

Dieser Gesamtbestand unterteilt sich nach:

*Beobachtungsjahre 1940–1945*

Unter einjährigem Risiko stehende Policen	1 558 559,0
Beobachtete Policen-Sterbefälle	5 673

*Beobachtungsjahre 1945–1950*

Unter einjährigem Risiko stehende Policen	2 002 645,5
Beobachtete Policen-Sterbefälle	6 160

und nach:

*Versicherungen mit ärztlicher Untersuchung*

Unter einjährigem Risiko stehende Policen	815 303,5
Beobachtete Policen-Sterbefälle	3 625

*Versicherungen ohne ärztliche Untersuchung*

Unter einjährigem Risiko stehende Policen	2 745 901,0
Beobachtete Policen-Sterbefälle	8 208

Die Versicherungen ohne ärztliche Untersuchung setzen sich zusammen aus:

Unter einjährigem Risiko stehende Policen

im 1. Versicherungsjahr	251 739,0
im 2. »	235 472,0
im 3. »	228 441,5
im 4. »	214 325,5
im 5. »	194 743,5
im 6. und folgenden Versicherungsjahr	1 621 179,5

Beobachtete Policen-Sterbefälle

im 1. Versicherungsjahr	472
im 2. »	486
im 3. »	531
im 4. »	496
im 5. »	453
im 6. und folgenden Versicherungsjahr	5 770

Ein Teilbestand, der die vor 1948 abgeschlossenen Versicherungen ohne ärztliche Untersuchung und sämtliche seit 1948 abgeschlossenen Versicherungen umfasst, konnte nach Geschlechtern aufgeteilt werden. Der Bestand ergab:

Unter einjährigem Risiko stehende Policen	2 748 196,0
Beobachtete Policen-Sterbefälle	8 210

Davon sind

<i>Männer</i>	Unter einjährigem Risiko stehende Policen	1 892 272,0
	Beobachtete Policen-Sterbefälle	6 220
<i>Frauen</i>	Unter einjährigem Risiko stehende Policen	855 924,0
	Beobachtete Policen-Sterbefälle	1 990

### 3. Beobachtungsergebnisse

Die Beobachtungsergebnisse wurden nach dem erreichten Alter geordnet; die entsprechenden Werte sind auf Seite 36 zusammengestellt.

Die stärkste Besetzung der unter einjährigem Risiko stehenden Versicherungen liegt beim Alter 35 mit über 100 000 Einheiten; für die niedrigeren Alter sinken die Werte bis gegen 10 000 Einheiten, was für eine Ausgleichung genügend sein wird. In den höheren Alter sind die Beobachtungen bis zum Alter 65 ziemlich zahlreich vertreten, anschliessend sinken sie, als Folge der selteneren lebenslänglichen Versicherungen, rasch auf spärliche Werte.

Die beobachteten einjährigen Sterbenswahrscheinlichkeiten sind in der graphischen Darstellung auf Seite 35 eingetragen, sie zeigen – wie schon bei früheren Messungen – in grossen Zügen den von einer Sterblichkeitskurve erwarteten Verlauf. Nach einem absoluten Minimum im Alter 12 steigen die Werte ziemlich regelmässig bis zum Alter 20 an und verbleiben dann bemerkenswerterweise bis zum Alter 35 ungefähr auf gleicher Höhe. Dem Alter 40 kommt eine besondere Stellung zu, wachsen doch die Sterbenswahrscheinlichkeiten für höhere Alter rasch an.

Bei der Betrachtung der Kurve fällt die exponierte Stellung des Alters 20 auf. Es liegt im Wesen jeder Ausgleichsrechnung, dass solche Beobachtungswerte ihren Charakter und ihre Stellung, die ihnen in den Beobachtungen und möglicherweise auch in Wirklichkeit zukommt, in der Ausgleichsrechnung teilweise verlieren. Dies ist zu bedauern, wird aber aus später zu erläuternden praktischen Gründen sich nicht umgehen lassen.

## II. Die Sterbe-Aggregattafel RAE 1940/50

Für die Ausgleichung wurde das gesamte in Abschnitt I beschriebene über alle Versicherungsjahre sich erstreckende Material herangezogen. Die ausgeglichene Tafel stützt sich demnach – im Gegensatz zu früheren Tafeln der Rentenanstalt – auf Versicherungen mit und ohne ärztliche Untersuchung, auf Grosslebens- wie auch auf Kleinlebens- und Volksversicherungen und auf männliche und weibliche Versicherte. Die ausgeglichene Tafel ist zusammen mit der Überlebensordnung auf Seite 37 angegeben.

Bei Versicherten-Sterblichkeitsmessungen, die sich auf beschränkte Beobachtungs-Materialien beziehen, ist von entscheidendem Einfluss, ob die festgestellten Unregelmässigkeiten der Beobachtungswerte als Launen der Natur unberücksichtigt gelassen werden oder inwieweit

ihnen eine tiefere strukturelle Bedeutung zugemessen werden soll. Die Entscheidung dieser Frage, oder mit anderen Worten, der Grad der Glätte der Ausgleichung wird später bei versicherungsmathematischen Berechnungen die praktischen Auswirkungen zeigen.

Da versicherungstechnische Werte, wie beispielsweise die Prämien, aus verschiedenen Gründen einen glatten Verlauf nehmen sollen, wurde bei der vorliegenden Ausgleichung dem Kriterium der Glätte hohe Beachtung geschenkt. Das wirkte sich dahin aus, dass zur Ausgleichung nur analytische Methoden herangezogen wurden, da sich diese zur Glättung eher unregelmässiger Beobachtungsreihen besser als mechanische Methoden eignen. Immerhin konnte eine einzige Formel den Verlauf der Sterblichkeit nicht in allen Altersstufen wiedergeben, weshalb die Beobachtungsreihe zur Ausgleichung in einen unteren Ast und einen oberen Ast unterteilt wurde.

Bei der Ausgleichung des unteren Astes konnten im Alter 0 und 1 die beobachteten Werte übernommen werden. Die folgenden Werte bis zum Alter 33 wurden durch eine Parabel 4. Grades aus dem Intervall  $2 \leq x \leq 34$ , konstruiert nach dem System der orthogonalen Polynome, ausgeglichen. Die Parabel erreicht im Alter 10 das absolute Minimum mit 0,75 ‰, sie steigt dann an und kommt in das Gebiet, in dem bei Versichertentafeln ein zweites Minimum aufzutreten pflegt. Wieder aus Gründen der Glätte und der Monotonie des Prämienverlaufes wünschte man das zweite Minimum nicht in störendem Ausmass in Erscheinung treten zu lassen. So war die Wahl für die Ausgleichung auf die Parabel 4. Grades gefallen, die auf ein relatives Maximum von 1,84 ‰ im Alter 27 ein relatives Minimum von 1,83 ‰ im Alter 31 folgen lässt. Eine Parabel beispielsweise 6. Grades hätte ein ebenfalls bedeutungsloses zweites Minimum in Form einer Senkung von 0,15 ‰ ergeben (in der schweizerischen Bevölkerung ist gemäss den provisorischen Tafeln 1941/50 bei der weiblichen Bevölkerung kein zweites Minimum vorhanden, bei der männlichen Bevölkerung tritt es in Form einer Senkung von 0,04 ‰ auf).

Durch die Wahl einer Parabel 4. Grades unterscheiden sich die Sterbenswahrscheinlichkeiten in der Altersgruppe 25 bis 34 nur sehr wenig voneinander.

Im oberen Ast wurden der Ausgleichung die Beobachtungswerte der Alter 40 bis 84 zugrunde gelegt. Den bekanntesten Ansatz zur Ausgleichung monoton zunehmender Sterbenswahrscheinlichkeiten

hätte die Formel von Makeham geliefert. Ihre Eignung zur Darstellung der Sterbenswahrscheinlichkeiten in hohen Altern ist jedoch umstritten, führt sie doch auf hohe  $q_x$ -Werte. Es wurde daher die Perkssche Formel

$$q_x = \frac{A + B \cdot c^x}{1 + D \cdot c^x}$$

herangezogen, die beispielsweise für die Aufstellung englischer Rentner-  
tafeln benützt wurde. Den Grössen  $A$ ,  $B$ ,  $c$  und  $D$  kommt in der Formel die Bedeutung von Parametern zu.

Die Parameter  $A$ ,  $B$  und  $D$  wurden durch die Momentenmethode aus dem Intervall 40 bis 84 bestimmt. Den Wert für  $c$  wird man theoretisch am vorteilhaftesten durch die  $\chi^2$ -Minimum-Methode bestimmen; im vorliegenden Falle wurde jedoch darauf verzichtet, da einerseits auf die Möglichkeit eines harmonischen Überganges in den unteren Ast zu achten war, und anderseits eine Extrapolation in Alter, in denen keine ausreichenden Betrachtungswerte zur Verfügung stehen, vernünftige  $q_x$ -Werte liefern soll. Diesen beiden Bedingungen konnte die  $\chi^2$ -Minimum-Methode nicht genügen, weshalb die Konstante  $c$  unter Vernachlässigung dieses Kriteriums mit 1,1075 angesetzt wurde. Der Wert von  $c = 1,1075$  lässt den unteren Ast durch eine Parabel 3. Grades aus den Punkten  $x = 32, 33, 41$  und  $42$  in geschmeidiger Art in den oberen Ast übergehen. Im Intervall 40 bis 84 selbst schmiegt sich die ausgeglichene Kurve in durchaus genügendem Masse an die beobachteten Werte an. Was nun die Extrapolation über das Alter 84 hinaus betrifft, liegt der Vorteil der Perksschen Formel darin, dass sie die  $q_x$ -Werte nicht wie bei Makeham gegen 1, sondern asymptotisch gegen den Quotienten  $B/D$  verlaufen lässt. Der Quotient  $B/D$ , dem formal die Bedeutung eines  $q_\infty$  zukommt, erreicht den Wert von 0,844. Das  $q_{100}$  wurde tiefer, nämlich mit 0,453 berechnet und hat – nicht unbeabsichtigt – das Niveau der provisorischen Tafel SM 1941/50.

Die ausgeglichenen Werte bestimmen sich demnach aus folgenden Ansätzen:

Altersjahre	Ausgleichsmethode
0– 1	Beobachtete Werte
2–33	Parabel 4. Grades für das Intervall $2 \leq x \leq 34$
34–40	Verbindungsparabel 3. Grades durch die ausgeglichenen Werte der Punkte $x = 32, 33, 41, 42$

41-ω Formel von Perks

$$q_x = \frac{A + B \cdot c^x}{1 + D \cdot c^x}, \quad c = 1,1075,$$

mit den durch die Momentenmethode aus dem Intervall  
 $40 \leq x \leq 84$  berechneten Konstanten

$A = 0,000\,219\,252$ ,  $B = 0,020\,196\,498$ ,  $D = 0,023\,926\,554$ .

Auf Grund der ausgeglichenen einjährigen Sterbenswahrscheinlichkeiten lassen sich die nach RAE 1940/50 zu erwartenden Sterbefälle berechnen, die in der folgenden Tabelle in Fünfer-Altersgruppen den beobachteten Sterbefällen gegenübergestellt sind:

*Beobachtungsjahre 1940–1950*

Altersgruppe	Unter einjährigem Risiko stehende Policen	Policen-Sterbefälle		
		beobachtet	berechnet nach RAE 1940/50	beobachtete in % der berechneten
0– 4	99 615,5	296	296,9	99,7
5– 9	132 388,5	135	126,5	106,7
10–14	138 202	108	118,1	91,4
15–19	211 661	251	277,5	90,5
20–24	362 646	674	614,9	109,6
25–29	434 903,5	785	798,6	98,3
30–34	481 305,5	876	884,8	99,0
35–39	494 746,5	1 063	1 001,4	106,2
40–44	442 132,5	1 252	1 258,1	99,5
45–49	347 257,5	1 539	1 580,3	97,4
50–54	227 890	1 753	1 679,8	104,4
55–59	122 028,5	1 477	1 461,8	101,0
60–64	48 782,5	905	947,3	95,5
65–69	13 901	420	434,9	96,6
70–74	2 253,5	111	115,5	96,1
75–79	925	84	76,5	109,8
80–84	439,5	66	56,6	116,6
85–89	114	35	21,6	162,0
90–94	7	2	1,9	105,3
95–99	5	1	1,9	52,6
20–59	2 912 910	9 419	9 279,7	101,5
0–99	3 561 204,5	11 833	11 754,9	100,7

### III. Besondere Untersuchungen

Das Beobachtungsmaterial kann gemäss Abschnitt I/2 nach verschiedenen Gesichtspunkten aufgeteilt werden. Die Aufteilungen lassen die Besetzungsziffern der einzelnen Alter rasch sinken, so dass, um grössere Sprünge in den Resultaten zu vermeiden, die einzelnen Alter in Zehnergruppen anstatt der üblichen Fünfergruppen zusammengefasst werden.

Im weiteren sind den Resultaten der Messung 1940/50 gleich auch die entsprechenden Werte der früheren Untersuchungen beigelegt, ob-  
schon diese nicht durchwegs nach den gleichen Methoden bestimmt worden sind. Durch die Gegenüberstellung ergeben sich aber trotzdem Anhaltspunkte zur Beurteilung der zeitlichen Entwicklung des untersuchten Merkmals und der Zufälligkeit der einzelnen Resultate.

#### 1. Die Sterblichkeit bei ärztlich untersuchten und ärztlich nicht untersuchten Versicherten

*Die Sterblichkeit der Versicherungen mit ärztlicher Untersuchung  
in Prozenten derjenigen ohne ärztliche Untersuchung*

Beobachtungsjahre	Altersgruppe				
	10-19 %	20-29 %	30-39 %	40-49 %	50-59 %
1911-1921 . . . . .	98	78	89	83	93
1921-1931 . . . . .	99	79	84	89	105
1930-1940 . . . . .	87	94	88	103	105
1940-1950 . . . . .	97	96	99	93	104

Die schon mehrfach beobachtete und auch hier deutlich sichtbare Erscheinung, dass die Sterblichkeit der Versicherten ohne ärztliche Untersuchung sich derjenigen der Versicherten mit ärztlicher Untersuchung angleicht, mag ihre verschiedensten Ursachen haben. Am wahrscheinlichsten wird wohl diejenige sein, dass zusammen mit den vermehrten staatlichen Sozialeinrichtungen die in den letzten Jahrzehnten eingetretene Erhöhung des Realeinkommens auch bei den weniger bemittelten Bevölkerungsschichten erhöhte Aufwendungen für Gesundheitspflege und Hygiene gestattet.

Daneben wird auch der Ausbau des Antragsformulars zu erwähnen sein, welches durch seine heutige Fragestellung ebenfalls eine Auslese ermöglicht. Immerhin darf man diesen Faktor nicht überschätzen, ist doch die Zahl der abgelehnten oder nur zu erschwerten Bedingungen angenommenen Risiken auch in der jüngeren Vergangenheit unbedeutend geblieben.

Im weiteren ist zu berücksichtigen, dass bei den Versicherungen ohne ärztliche Untersuchung der Anteil der weiblichen Versicherten grösser ist als bei den Versicherten mit ärztlicher Untersuchung, was sich in den neueren Beobachtungsabschnitten im Sinne einer leichten Senkung der Sterblichkeit der Versicherungen ohne ärztliche Untersuchung auswirken wird.

Auffallend ist die Übersterblichkeit der Versicherten mit ärztlicher Untersuchung der Altersstufe 50 bis 60. Diese Erscheinung, die auch aus den Berichten des holländischen Versicherungsamtes herausgelesen werden kann, würde wohl durch eine Untersuchung und Aufteilung der Todesursachen nach Versicherungen mit und ohne ärztliche Untersuchung oder nach der Höhe der Versicherungssumme ihre Erklärung finden.

## 2. Die zeitliche Wirkung

### der Auslese bei den Versicherungen ohne ärztliche Untersuchung

*Sterblichkeit der einzelnen Versicherungsjahre  
in Prozents der Sterblichkeit aller Versicherungsjahre*

*Versicherungen ohne ärztliche Untersuchung,  
Altersgruppe 20 bis 39 Jahre*

Beobachtungsjahre	Versicherungsjahr					
	1.	2.	3.	4.	5.	6. und folgende
	%	%	%	%	%	%
1911–1921	76	113	94	131	84	103
1921–1931	73	92	91	99	112	107
1930–1940	71	81	90	89	109	110
1940–1950	75	91	104	96	100	107

Die ungenügende Besetzung der einzelnen Untergruppen lässt einen Zusammenzug des 2. bis 5. Versicherungsjahres als angebracht erscheinen:

Beobachtungsjahre	Versicherungsjahr		
	1. %	2. bis 5. %	6. und folgende %
1911–1921 . . . . .	76	107	103
1921–1931 . . . . .	73	98	107
1930–1940 . . . . .	71	91	110
1940–1950 . . . . .	75	98	107

Die Tabelle ist auf die Altersgruppen 20–39 Jahre beschränkt, welche den weitaus grössten Teil der Neuabschlüsse einschliesst. Da in dieser Altersgruppe die Sterbenswahrscheinlichkeiten, absolut gesehen, wenig variieren, sind durch die Zusammenfassung von 20 Altersjahren kaum nachteilige Wirkungen zu erwarten.

Als eindeutiges Resultat verdient festgehalten zu werden, dass die Sterblichkeit des ersten Versicherungsjahres nach wie vor 70 %–75 % der durchschnittlichen Sterblichkeit aller Versicherungsjahre beträgt.

In den 2. bis 5. Versicherungsjahren erfolgt sehr rasch die Angleichung an die durchschnittliche Sterblichkeit aller Versicherungsjahre, um dann in den 6. und allen folgenden Versicherungsjahren beispielsweise bei der neuesten (und am besten besetzten) Messung auf 107 % anzusteigen. Ein zeitlicher Trend für die Wirkung der Auslese wird aus den Beobachtungen nicht herauszulesen sein.

### 3. Die Sterblichkeit nach Geschlechtern

*Die Sterblichkeit der weiblichen Versicherten in Prozenten  
der Sterblichkeit der männlichen Versicherten*

Beobachtungs- jahre	Altersgruppe					
	10-19 %	20-29 %	30-39 %	40-49 %	50-59 %	60-69 %
1911-1921	92	97	117	116	69	87
1921-1931	88	102	103	89	69	87
1930-1940	68	80	113	72	76	83
1940-1950	55	70	86	84	77	75

Zum Vergleich seien die Sterblichkeitsverhältnisse der beiden Geschlechter in der schweizerischen Bevölkerung herangezogen:

*Verhältnis der einjährigen ausgeglichenen Sterbewahrscheinlichkeiten der weiblichen Bevölkerung zu denjenigen der männlichen Bevölkerung*

Sterbetafel SF zu SM	Alter $x = y$					
	15 %	25 %	35 %	45 %	55 %	65 %
1901/10	141	111	96	69	71	86
1921/30	108	101	91	71	71	79
1931/41	86	87	81	70	67	74
1941/50 (provisorisch)	76	71	82	69	65	72

Während in der ältesten Versicherten-Messung bei den mittleren Altersgruppen die weibliche Sterblichkeit höher war als die männliche, hat sie sich im Laufe der Jahrzehnte durchwegs unter diejenige der männlichen Versicherten gesenkt. Sie hat damit, vor allem in den unteren und mittleren Altersgruppen, in grösserem Masse als die männliche Sterblichkeit von der Verbesserung der Sterbeverhältnisse profitiert.

Die Resultate der neuesten Versicherten-Messung finden ihre Parallele in den Untersuchungen innerhalb der schweizerischen Bevölkerung. Das gleiche kann von den älteren Untersuchungen nicht gesagt werden, zeigen doch die Prozentsätze der Versichertenbestände

einerseits und der Bevölkerung anderseits einen ausgesprochen verschiedenartigen Verlauf. Es wird schwer halten, eine naheliegende Begründung dafür anzugeben, um so mehr, als ja der untersuchte Versicherungsbestand die frühere Volksversicherung umfasst. Anderseits ist der zeitliche Verlauf der Prozentsätze nicht derart, dass die einzelnen Resultate alle durch Zufälligkeit erklärt werden dürften; es wäre vielleicht wiederum eine Untersuchung nach Todesursachen, die die Verhältnisse etwas läutern könnte.

#### 4. Die zeitliche Veränderung der Sterblichkeit

Zur Untersuchung der zeitlichen Veränderung der Sterblichkeit werden für alle Vergleichsabschnitte die nach der Sterbetafel RAE 1940/50 zu erwartenden Sterbefälle berechnet. Der Quotient der beobachteten zu den nach RAE 1940/50 zu erwartenden Sterbefällen gibt eine Masszahl der Sterblichkeit der betreffenden Altersgruppe im beobachteten Zeitabschnitt. Die zeitliche Entwicklung der Sterblichkeit stellt sich durch die Verhältnisse der Masszahlen einer bestimmten Untergruppe zu derjenigen des Jahrzehnts 1940/50 dar. Die Masszahlen werden für die Versicherungen mit und ohne ärztliche Untersuchung zusammen gebildet mit Ausnahme der Jahre 1901 bis 1910, in denen nur Beobachtungen über Versicherungen mit ärztlicher Untersuchung zur Verfügung stehen.

*Beobachtete Sterblichkeit der Einzel-Kapitalversicherungen, bezogen auf die Sterblichkeit des Jahrzehnts 1940/50 (Graphik Seite 34)*

Altersgruppe	Beobachtungsjahre				
	1901–1910 %	1911–1921 %	1921–1931 %	1930–1940 %	1940–1950 %
0– 9 . . . . .	213	196	160	133	100
10–19 . . . . .	203	207	171	143	100
20–29 . . . . .	145	150	148	132	100
30–39 . . . . .	206	186	149	135	100
40–49 . . . . .	243	219	166	142	100
50–59 . . . . .	171	161	148	130	100
60–69 . . . . .	155	167	149	126	100
20–59 . . . . .	195	182	153	135	100

In den letzten zwanzig Jahren werden noch Jahrfünfte als Beobachtungsintervalle gewählt, um den zeitlichen Ablauf der Sterblichkeitsentwicklung in der jüngsten Vergangenheit näher zu erfassen:

*Beobachtete Sterblichkeit der Einzel-Kapitalversicherungen,  
bezogen auf die Sterblichkeit des Jahrzehnts 1940/50*

Altersgruppe	Beobachtungsjahre			
	1930–1935 %	1935–1940 %	1940–1945 %	1945–1950 %
0– 9. . . . .	133	132	109	90
10–19. . . . .	146	138	103	96
20–29. . . . .	139	126	115	89
30–39. . . . .	146	125	111	92
40–49. . . . .	154	134	109	93
50–59. . . . .	136	125	107	95
60–69. . . . .	141	117	110	92
20–59. . . . .	144	128	109	93

Der allgemein festgestellte Rückgang der Sterblichkeit hat auch im Versicherungsbestand der Rentenanstalt seinen Niederschlag gefunden, ist doch die Versicherten-Sterblichkeit seit Beginn des Jahrhunderts um rund die Hälfte gefallen. Wenn die Abnahme auch nicht linear genannt werden kann, ist sie doch bemerkenswert regelmässig und hat sich auffallenderweise zwischen den beiden letzten Jahrzehnten eher verstärkt. Die Sterblichkeitsabnahme ist auch im Jahrzehnt 1940/50 noch nicht zum Stillstand gekommen, wie die Untersuchung über die Sterblichkeit der Jahrfünfte 1940/45 und 1945/50 deutlich zeigt. Die Sterbetafel RAE 1940/50 schliesst damit bereits wieder eine, absolut genommen, allerdings bescheidene Sicherheitsmarge gegenüber den mutmasslichen heutigen Verhältnissen ein.

Um die Sterblichkeitsabnahme der Versicherten beurteilen zu können, soll die Sterblichkeit der Versicherten in bezug auf diejenige der schweizerischen Bevölkerung untersucht werden. Der Einfachheit halber werden zu diesem Zwecke wiederum nur Quotienten der ausgeglichenen einjährigen Sterbewahrscheinlichkeiten gebildet.

*Einjährige ausgeglichene Sterbewahrscheinlichkeiten  
der Versichertentafeln der Rentenanstalt, bezogen auf diejenigen  
der schweizerischen männlichen Bevölkerung*

Sterbetafeln	Alter						
	$x = 5$ %	$x = 15$ %	$x = 25$ %	$x = 35$ %	$x = 45$ %	$x = 55$ %	$x = 65$ %
RAH 1901/10 zu SM 1901/10	48	69	47	56	68	71	72
RAH 1921/31 zu SM 1921/31	88	75	58	55	62	83	108
RAH 1930/40 zu SM 1931/41	79	77	71	60	70	81	85
RAE 1940/50 zu SM 1941/50 (provisorisch)	84	88	67	63	63	70	79

Die Verhältniszahlen in der Tabelle sind durch die Art der Ausgleichsmethode der Versichertentafel, vor allem in den schlecht besetzten niederen und hohen Altersstufen, beeinflusst. Ausserdem muss daran erinnert werden, dass die Versichertentafeln der Rentenanstalt vor 1940 aus den Versichertenbeständen mit ärztlicher Untersuchung abgeleitet wurden. Die neueste Tafel hingegen stammt aus dem gesamten Versicherungsbestand mit und ohne ärztliche Untersuchung; die Verhältniszahlen für das Jahrzehnt 1940/50 werden deshalb im Vergleich zu den übrigen Jahrzehnten im Durchschnitt etwas zu hoch liegen.

Bei aller Vorsicht, die einer derartigen Tabelle gegenüber zu wahren ist, wird man aus ihr doch ableiten können, dass in den unteren Altersstufen die Versichertensterblichkeit und die Volkssterblichkeit sich prozentual anzunähern beginnen. So hat sich der tiefste Quotient zwischen Versicherter- und Volkssterblichkeit von der Altersgruppe 20 bis 30 zu Beginn des Jahrhunderts auf die Altersgruppe 30 bis 50 in der neuesten Messung verschoben. In den mittleren und oberen Altern der Tabelle ist hingegen kein Angleichungsprozess zu beobachten. Man muss daher annehmen, dass die beim Abschluss einer Versicherung getroffene Auslese erst in den späteren Jahren und damit vor allem in den mittleren Altern wirksam wird und dass durch diese Auslese

eine Bevölkerungsschicht mit ungünstigen Sterblichkeitsverhältnissen trotz zunehmender Versicherungsdichte nach wie vor keinen Eingang in die Versichertenbestände nimmt.

## 5. Todesursachen

*Versicherungen mit ärztlicher Untersuchung, Altersjahre 20–59*  
*Gliederung der Sterbefälle nach Todesursachen*

Todesursache	Jahrzehnt 1921–1931 %	Jahrzehnt 1930–1940 %	Jahrzehnt 1940–1950 %
Tuberkulose . . . . .	15	10	8
Infektionskrankheiten . . . . .	17	16	8
Krebs . . . . .	12	13	19
Erkrankungen des Kreislaufapparates .	19	21	28
Erkrankungen des Ernährungsapparates	7	6	5
Erkrankungen des Harnapparates . . .	5	5	5
Unfall . . . . .	13	11	13
Selbsttötung . . . . .	6	7	6
Übrige Ursachen . . . . .	6	11	8
Total	100	100	100

Die Tabelle umfasst die Altersjahre 20 bis 59 und schliesst damit die eigentlichen Alterskrankheiten aus. Von den übrigen Krankheiten sind es vor allem die Tuberkulose und die Infektionskrankheiten, die durch ärztliche Kunst und Ausbau der sozialen Einrichtungen stark eingedämmt werden konnten und damit in hohem Masse zum Rückgang der Sterblichkeit beitrugen.

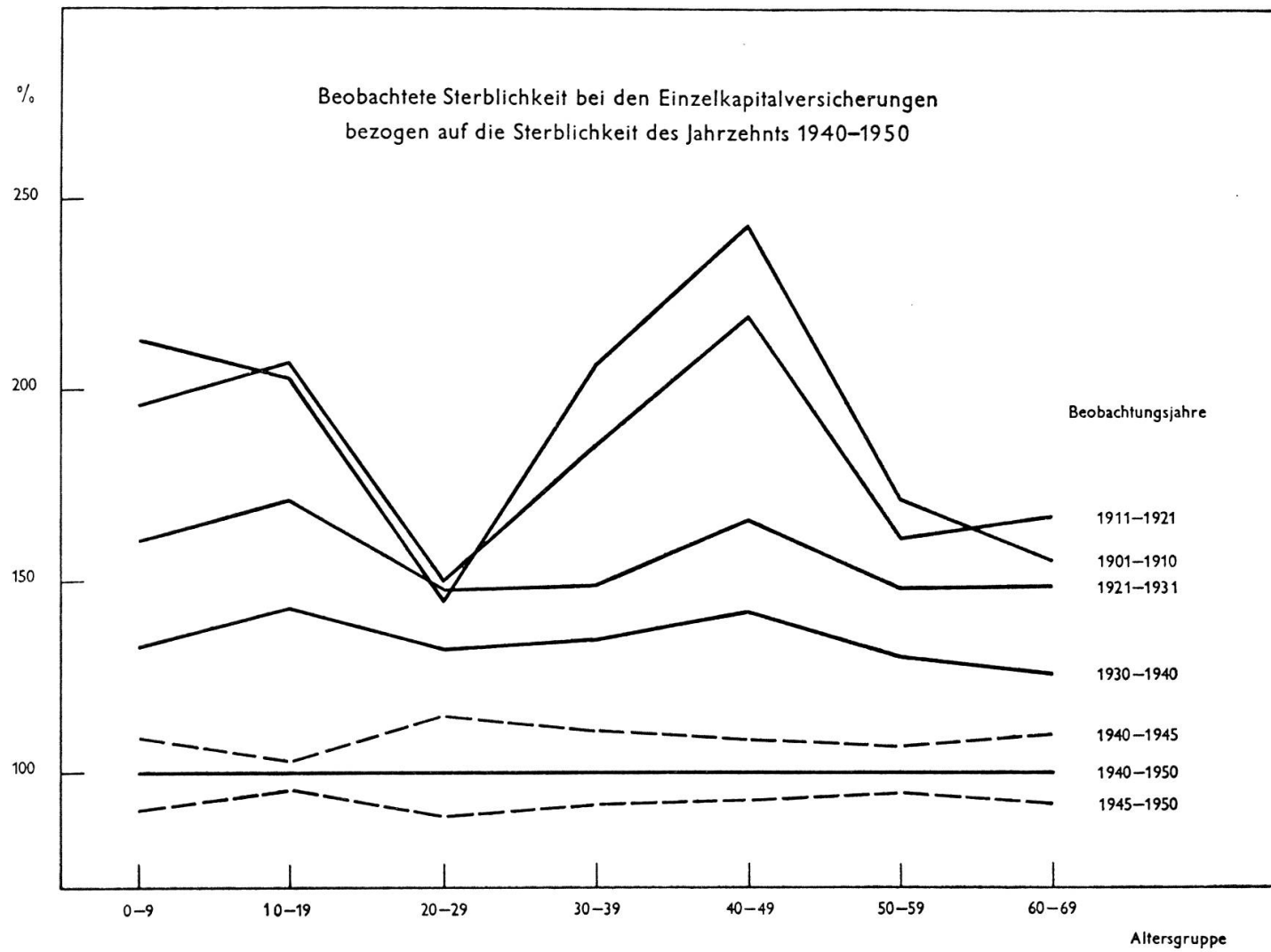
Bei einer Reihe von Todesursachen, wie Krankheiten des Ernährungsapparates, Unfall, Erkrankungen des Harnapparates und Selbsttötung, ist der prozentuale Anteil ungefähr gleichgeblieben, sie sind damit am Rückgang der Sterblichkeit in durchschnittlichem Masse beteiligt.

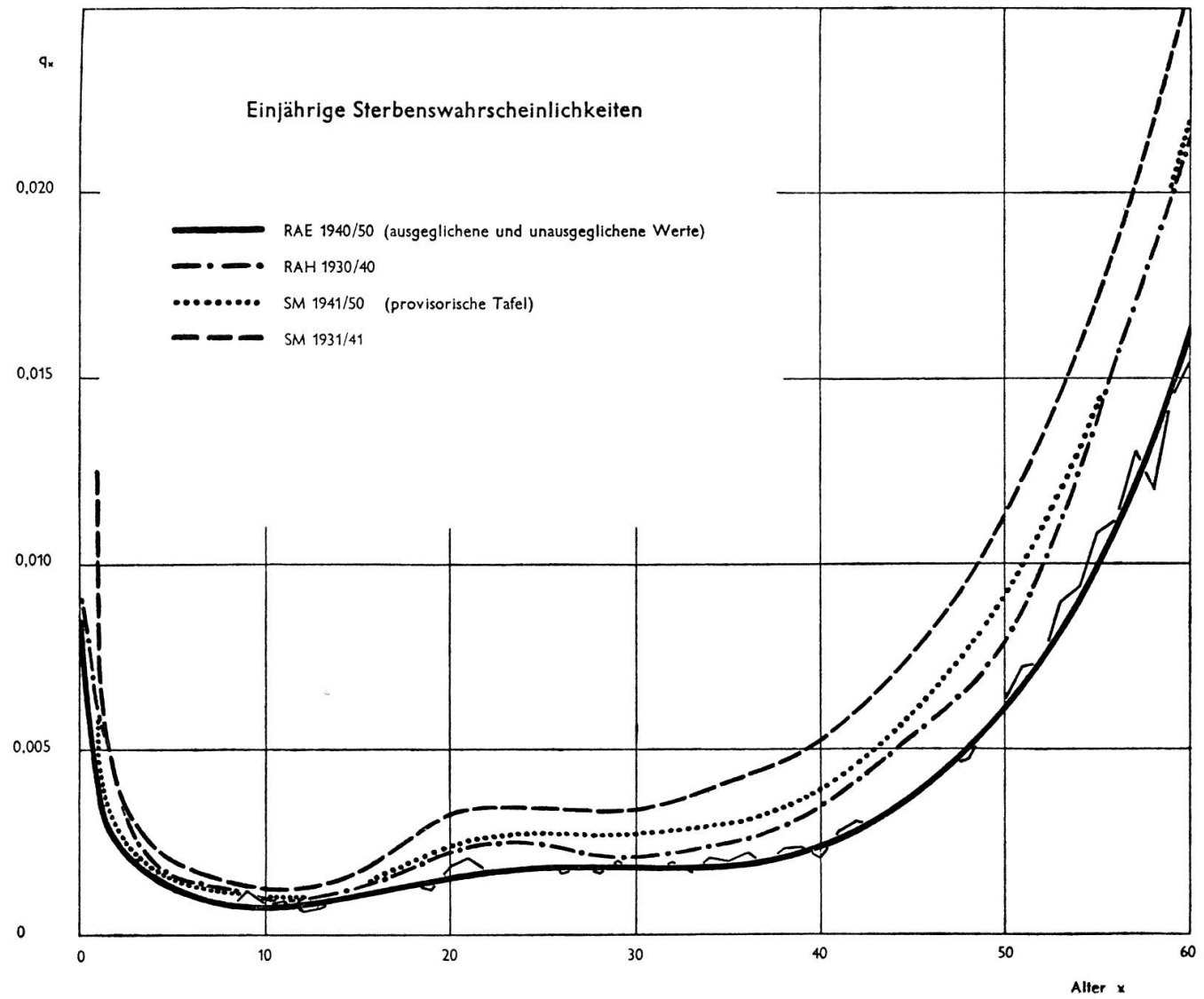
Zu den Krankheiten, deren Bekämpfung sich hartnäckiger erweist, sind die verschiedenen Krebs-Erkrankungen und die Erkrankungen des Kreislaufapparates zu erwähnen. Immerhin sind auch diese Erkrankungen, absolut genommen, in ihrem tödlichen Verlaufe im letzten Jahrzehnt etwas weniger zahlreich gewesen, wie sich aus der folgenden Tabelle herauslesen lässt:

*Durch Tod abgegangene Versicherungen mit ärztlicher Untersuchung,  
bezogen auf 100 000 unter einjährigem Risiko stehende Versicherungen  
der betreffenden Altersgruppe*

Todesursache	Alters- gruppe	Jahrzehnt 1921–1931	Jahrzehnt 1930–1940	Jahrzehnt 1940–1950
Alle Ursachen . . . . .	20–29	235	230	179
	30–39	268	247	199
	40–49	569	520	348
	50–59	1529	1332	945
Tuberkulose . . . . .	20–29	70	45	25
	30–39	58	40	30
	40–49	71	51	33
	50–59	92	58	43
Infektionskrankheiten . . . .	20–29	45	44	24
	30–39	52	51	20
	40–49	96	89	26
	50–59	180	151	59
Krebs . . . . .	20–29	10	4	5
	30–39	18	22	26
	40–49	74	70	65
	50–59	274	244	221
Erkrankungen des Kreislauf- apparates . . . . .	20–29	14	7	10
	30–39	24	26	20
	40–49	117	100	87
	50–59	529	457	363
Unfall . . . . .	20–29	50	68	72
	30–39	43	43	47
	40–49	74	53	42
	50–59	83	61	45
Selbsttötung. . . . .	20–29	16	26	18
	30–39	22	23	17
	40–49	31	34	26
	50–59	58	65	38
Übrige Ursachen . . . . .	20–29	30	36	25
	30–39	51	42	39
	40–49	106	123	69
	50–59	313	296	176

Bei Tuberkulose und Infektionskrankheiten verteilt sich die Abnahme ziemlich regelmässig auf alle Altersgruppen, wobei anteilmässig die Zahl der Sterbefälle mit zunehmendem Alter sinkt. Eine ähnliche Verteilung tritt bei der Selbsttötung auf. Im Gegensatz dazu sind bei Krebs und bei Erkrankungen des Kreislaufapparates die höheren Alter prozentual stärker besetzt. Beim Unfalltod vollzieht sich eine Verlagerung auf die jüngeren Altersgruppen. Diese sind auch absolut gesehen am stärksten vertreten, was sonst bei keiner Todesursache beobachtet werden kann. Da in den höheren Altern die Unfall-Sterbefälle rückläufig sind, ist zu vermuten, dass in den jüngeren Altern weniger die Berufsunfälle als die Verkehrsunfälle an der Zunahme beteiligt sind.





# Schweizerische Lebensversicherungs- und Rentenanstalt

*Einzel-Kapitalversicherungen des Schweizergeschäftes, Beobachtungsjahre 1940 bis 1950, Versich. mit und ohne ärztliche Untersuchung, alle Versicherungsjahre, beide Geschlechter*

Alter <i>x</i>	Unter ein- jährigem Risiko stehende Policeen	Beobach- tete Policeen- sterbefälle	Beobachtete ein- jährige Sterbens- wahrscheinlich- keit in ‰/00	Alter <i>x</i>	Unter ein- jährigem Risiko stehende Policeen	Beobach- tete Policeen- sterbefälle	Beobachtete ein- jährige Sterbens- wahrscheinlich- keit in ‰/00
0	11 096	94	8,47	50	54 129,5	343	6,34
1	17 408	66	3,79	51	49 641,5	358	7,21
2	21 234	48	2,26	52	45 382,5	332	7,32
3	24 058,5	49	2,04	53	41 480,5	371	8,94
4	25 819	39	1,51	54	37 256	349	9,37
5	26 626	33	1,24	55	31 053,5	337	10,85
6	26 913,5	28	1,04	56	27 149	303	11,16
7	26 666	26	0,98	57	24 103,5	315	13,07
8	26 246	18	0,69	58	21 211	254	11,97
9	25 937	30	1,16	59	18 511,5	268	14,48
10	26 140,5	21	0,80	60	13 671,5	212	15,51
11	26 522,5	24	0,90	61	11 320	199	17,58
12	27 240,5	16	0,59	62	9 407,5	175	18,60
13	28 363,5	20	0,71	63	7 826,5	176	22,49
14	29 935	27	0,90	64	6 557	143	21,81
15	32 758	34	1,04	65	4 324	114	26,36
16	36 234	38	1,05	66	3 403	112	32,91
17	41 130,5	51	1,24	67	2 617	69	26,37
18	47 058,5	61	1,30	68	2 023,5	69	34,10
19	54 480	67	1,23	69	1 533,5	56	36,52
20	61 309	112	1,83	70	654	27	41,28
21	68 929,5	143	2,07	71	523,5	32	61,13
22	74 485,5	132	1,77	72	429	21	48,95
23	77 743	143	1,84	73	347,5	17	48,92
24	80 179	144	1,80	74	299,5	14	46,74
25	82 334,5	157	1,91	75	248	20	80,65
26	84 797,5	142	1,67	76	208,5	13	62,35
27	87 341,5	157	1,80	77	178	18	101,12
28	89 362,5	149	1,67	78	151,5	20	132,01
29	91 067,5	180	1,98	79	139	13	93,53
30	91 949,5	155	1,69	80	117,5	23	195,74
31	94 273	165	1,75	81	104,5	13	124,40
32	96 578	188	1,95	82	83	9	108,43
33	98 678,5	164	1,66	83	72	6	83,33
34	99 826,5	204	2,04	84	62,5	15	240,00
35	100 752,5	199	1,98	85	41	6	146,34
36	100 187,5	221	2,21	86	28	9	321,43
37	99 333	188	1,89	87	20	8	400,00
38	98 052,5	227	2,32	88	16	6	375,00
39	96 421	228	2,36	89	9	6	666,67
40	94 431,5	194	2,05	90	3	1	333,33
41	91 654,5	249	2,72	91	1	1	1000,00
42	88 742,5	272	3,07	92	1	—	—
43	85 167,5	250	2,94	93	1	—	—
44	82 136,5	287	3,49	94	1	—	—
45	77 890,5	280	3,59	95	1	—	—
46	73 907,5	297	4,02	96	1	—	—
47	69 559	317	4,56	97	1	—	—
48	65 127	307	4,71	98	1	—	—
49	60 773,5	338	5,56	99	1	1	1000,00

*Aggregat-Tafel RAE 1940/50 der Schweizerischen Lebensversicherungs- und Rentenanstalt für Einzel-Kapitalversicherungen*

$x$	1000 $q_x$	$l_x$	$x$	1000 $q_x$	$l_x$
0	8,47	100 000	50	6,11	89 762
1	3,79	99 153	51	6,74	89 214
2	2,39	98 777	52	7,43	88 613
3	1,92	98 541	53	8,20	87 955
4	1,55	98 352	54	9,05	87 234
5	1,26	98 200	55	9,98	86 445
6	1,05	98 076	56	11,02	85 582
7	0,90	97 973	57	12,17	84 639
8	0,80	97 885	58	13,43	83 609
9	0,76	97 807	59	14,83	82 486
10	0,75	97 733	60	16,37	81 263
11	0,78	97 660	61	18,07	79 933
12	0,83	97 584	62	19,94	78 489
13	0,90	97 503	63	22,00	76 924
14	0,99	97 415	64	24,28	75 232
15	1,09	97 319	65	26,78	73 405
16	1,19	97 213	66	29,54	71 439
17	1,29	97 097	67	32,57	69 329
18	1,38	96 972	68	35,90	67 071
19	1,48	96 838	69	39,56	64 663
20	1,56	96 695	70	43,57	62 105
21	1,64	96 544	71	47,97	59 399
22	1,70	96 386	72	52,78	56 550
23	1,75	96 222	73	58,04	53 565
24	1,79	96 054	74	63,79	50 456
25	1,82	95 882	75	70,06	47 237
26	1,84	95 707	76	76,89	43 928
27	1,84	95 531	77	84,31	40 550
28	1,84	95 355	78	92,36	37 131
29	1,84	95 180	79	101,08	33 702
30	1,83	95 005	80	110,51	30 295
31	1,83	94 831	81	120,67	26 947
32	1,83	94 657	82	131,60	23 695
33	1,84	94 484	83	143,33	20 577
34	1,86	94 310	84	155,88	17 628
35	1,89	94 135	85	169,26	14 880
36	1,93	93 957	86	183,48	12 361
37	2,00	93 776	87	198,56	10 093
38	2,09	93 588	88	214,46	8 089
39	2,22	93 392	89	231,19	6 354
40	2,38	93 185	90	248,71	4 885
41	2,58	92 963	91	266,98	3 670
42	2,83	92 723	92	285,95	2 690
43	3,11	92 461	93	305,55	1 921
44	3,42	92 173	94	325,71	1 334
45	3,76	91 858	95	346,35	900
46	4,14	91 513	96	367,37	588
47	4,56	91 134	97	388,67	372
48	5,03	90 718	98	410,14	227
49	5,54	90 262	99	431,68	134

