

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

**Herausgeber:** Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker

**Band:** 62 (1962)

**Artikel:** Sterblichkeitsbeobachtungen 1950/60 bei den Einzel-  
Kapitalversicherungen der Schweizerischen Lebensversicherungs- und  
Rentenanstalt

**Autor:** Berghoff, W.

**DOI:** <https://doi.org/10.5169/seals-555008>

### **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:** 12.01.2026

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

# Sterblichkeitsbeobachtungen 1950/60 bei den Einzel-Kapitalversicherungen der Schweizerischen Lebensversicherungs- und Rentenanstalt

*Von W. Berghoff, Zürich*

## Zusammenfassung

Als Fortsetzung der Veröffentlichungen über die Sterblichkeitserfahrungen der Rentenanstalt, welche seit 1920 für jedes Jahrzehnt bis 1950 erschienen sind, werden die Beobachtungen für die anschliessenden 10 Jahre 1950/60 mitgeteilt. Daraus sind zwei analytische Sterbetafeln hergeleitet worden, eine mit engem Anschluss an die Beobachtungen und eine mit monoton steigendem Verlauf. Wirkung der Auslese, Sterblichkeit nach Geschlechtern, zeitliche Veränderung der Sterblichkeit, Todesursachenstatistiken und Vergleiche mit andern Tafeln bilden besondere Untersuchungen. Abschliessend wird eine teils durch lineare, teils durch exponentielle Extrapolation gewonnene Sterbetafel für das Jahrzehnt 1960/70 gegeben.

Beobachtungen über die Sterblichkeit in Versichertenbeständen werden verhältnismässig selten veröffentlicht. Die bekanntesten Publikationen auf diesem Gebiete sind im Literaturverzeichnis festgehalten. Die Schweizerische Lebensversicherungs- und Rentenanstalt veröffentlicht ihre eigenen Beobachtungen seit dem Jahre 1920 regelmässig [9], [10], [11]<sup>1)</sup>. Die Generaldirektion der Rentenanstalt hat sich wiederum in verdankenswerter Weise bereit erklärt, die neuen Erfahrungszahlen aus dem Jahrzehnt 1950/1960 der Öffentlichkeit zur Verfügung zu stellen.

Im folgenden werden zunächst die statistischen und methodischen Festsetzungen, der Umfang des Beobachtungsmaterials sowie die Beobachtungsergebnisse dargelegt. Das zweite Kapitel behandelt die Ausgleichung der neuen Sterbetafel. Zunächst wird eine Ausgleichung hergeleitet, die sich durchwegs eng an die Beobachtungen anschliesst. Im Hinblick auf die Bedürfnisse der Praxis ist ferner eine zweite Sterbe-

---

<sup>1)</sup> Zahlen in [ ] beziehen sich auf das Literaturverzeichnis.

tafel konstruiert worden, welche die im unteren Ast aus den Beobachtungen sich ergebenden Amonotonien vermeidet. Anschliessend folgen im dritten Kapitel einige vergleichende Untersuchungen über die zeitliche Wirkung der Auslese, die Sterblichkeit nach Geschlechtern sowie die zeitliche Veränderung der Sterblichkeit und die Todesursachen. Vergleiche mit anderen Beobachtungen sind im vierten Kapitel enthalten.

Den Abschluss bildet die im fünften Kapitel wiedergegebene extrapolierte Sterbetafel für das nächste Jahrzehnt, welche für manche technischen Untersuchungen von Nutzen sein könnte.

## I. Beobachtungen in den Jahren 1950 bis 1960

### *1. Abgrenzung der Beobachtungen*

Um Vergleiche mit den früheren Messungen der Rentenanstalt zu ermöglichen, sind im wesentlichen dieselben Richtlinien angewendet worden wie bei den Messungen in den vorangehenden Jahrzehnten [9], [10], [11]. Das Material beschränkt sich auf die Einzel-Kapitalversicherungen des Schweizergeschäftes und umfasst alle in Kraft gestandenen Policen mit Ausnahme der wenigen ohne Gewinnbeteiligung. Aus praktischen Gründen wurden auch die Risikoanfangsversicherungen weggelassen, d. h. diese Policen stehen erst nach dem Beginn der Hauptversicherung unter Beobachtung.

Ferner fehlen alle Versicherungen mit erhöhtem Risiko. Ist die Alterserhöhung oder die Zuschlagsprämie bei solchen Verträgen weggefallen, weil der Versicherte fortan als normales Risiko betrachtet wird, so ist er von diesem Zeitpunkt an in der Messung erfasst.

### *2. Statistische Festsetzungen*

Eine ausführliche Begründung der getroffenen Festsetzungen findet sich in der Jubiläumsschrift der Rentenanstalt aus dem Jahre 1932 [9]. Im folgenden werden sie nochmals kurz zusammengefasst.

- a) Als Zählseinheit dient die Police. Bei Versicherungen auf mehrere Leben wird für jede versicherte Person eine Police gezählt. Für die Altersbestimmung zählt das individuelle Tarifieralter jedes beobachteten Risikos. Eine Ausnahme bilden die Versorgerversicherungen

(Vater und Kind), bei denen nur die erwachsene Person unter Beobachtung steht.

- b) Die Einheit der Beobachtungszeit ist das Versicherungsjahr. Unter Beobachtungsperiode 1950/60 wird im folgenden der Zeitabschnitt verstanden, welcher mit dem Versicherungsjahr 1950 beginnt und mit dem Ablauf des Versicherungsjahres 1959 endigt.
- c) Sterbefälle, die während der Beobachtungsperiode 1940/50 eingetreten sind, jedoch erst im Jahrzehnt 1950/60 bekannt wurden, gelten als Sterbefälle des Jahres 1950 mit dem tatsächlichen Sterbealter.
- d) Das Alter zu Beginn des  $(t+1)$ -ten Beobachtungsjahres wird mit  $[x]+t$  bezeichnet, indem  $[x]$  das tarifmässige Eintrittsalter und  $t$  die Zahl der voll abgelaufenen Versicherungsjahre bedeutet.
- e) 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 bedeutet

- $A_{[x]+t}$  den vorzeitigen Abgang  
(Verzicht, Rückkauf, Aufhebung, Umwandlung in eine andere Versicherungsart, Auswanderung in einen anderen Versicherungsbestand. 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.

- f) 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

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



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

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

Werden die Klammern weggelassen, so ergibt sich die einjährige Sterbenswahrscheinlichkeit für sämtliche Versicherten mit dem erreichten Alter  $x+t$ .

### 3. Umfang des Beobachtungsmaterials

Unter Berücksichtigung der in Abschnitt 1 erwähnten Abgrenzungen steht für die Messungen insgesamt folgendes Beobachtungsmaterial zur Verfügung:

Unter einjährigem Risiko gestandene Policen .	4 702 038,5
durch Tod abgegangene Versicherungen . . .	13 799

Die Aufteilung nach Altern findet sich auf Seite 56.

Es sind dies 32 % mehr unter Risiko gestandene Policen und 17 % mehr Sterbefälle als im vorangehenden Jahrzehnt.

Werden die 10 Jahre von 1950 bis 1960 in zwei gleich lange Zeitabschnitte unterteilt, um zu untersuchen ob der Sterblichkeitsrückgang während der Beobachtungsperiode angehalten hat, so ergeben sich nachstehende Bestände:

Beobachtungsjahre 1950/55

Unter einjährigem Risiko gestandene Policen .	2 215 968,0
durch Tod abgegangene Versicherungen . . .	6 508

Beobachtungsjahre 1955/60

Unter einjährigem Risiko gestandene Policen .	2 486 070,5
durch Tod abgegangene Versicherungen . . .	7 291

Für die Untersuchung der Sterblichkeit nach Geschlechtern standen die vor 1948 abgeschlossenen Versicherungen ohne ärztliche Untersuchung und sämtliche Tarife 1948 zur Verfügung, d. h.

für Männer

Unter einjährigem Risiko gestandene Policen . .	2 957 211,0
durch Tod abgegangene Versicherungen . . . .	8 849

für Frauen

Unter einjährigem Risiko gestandene Policen . .	1 094 698,0
durch Tod abgegangene Versicherungen . . . .	2 027

Der Anteil der Frauen ist gegenüber der letzten Messung von 31 % auf 27 % zurückgegangen.

Um eine zuverlässige und glatte Funktion für die einjährigen Sterbenswahrscheinlichkeiten zu konstruieren, sind sämtliche Eintrittsjahrgänge zusammengefasst, d. h. die Versicherten nur nach dem erreichten Alter gruppiert worden. Auf diese Weise entstand eine einstufige Tafel, deren unausgeglichene Werte auf Seite 56 zusammengestellt sind.

Sehr gut besetzt sind die unter Beobachtung stehenden Risiken in den Altern  $x = 27$  bis 49, indem sie durchwegs über 100 000 Policen aufweisen. Die Zahl der eingetretenen Sterbefälle, welcher für die Zuverlässigkeit der Sterblichkeitsquotienten entscheidende Bedeutung zukommt, ist bereits von 25 Jahren an in jedem Alter bis zu 69 Jahren mit über 100 Einheiten gut belegt.

Die unausgegleichenen Werte sind auf Seite 53 graphisch dargestellt. Sie zeigen das typische Bild einer Absterbeordnung mit bemerkenswert geringer Schwankung. Immerhin geht die Ausprägung der U-Form weiter als früher und es wird nachgerade schwierig, eine einfache analytische Funktion zu finden, welche die Krümmung der Sterblichkeitskurve in den Altern 1 bis 3 befriedigend darzustellen vermag. Auch das relative Maximum im Alter 20 bietet einer analytischen Ausgleichung erhebliche Schwierigkeiten.

## II. Sterbetafel für Einzel-Kapitalversicherungen RAE 1950/60

Aus den unausgeglichene Sterbenswahrscheinlichkeiten sind zwei Sterbetafeln hergeleitet worden, eine als möglichst getreues Abbild der theoretischen Grundgesamtheit mit der herkömmlichen Bezeichnung RAE und eine für mehr praktische Zwecke, insbesondere für das Erstellen von Bruttotarifen, RAEP genannt.

Die Tafel RAE 1950/60 setzt sich aus vier Teilstücken zusammen, die durch entsprechende Tangentenbedingungen glatt ineinander übergeführt werden.

Für ihre Ausgleichung wurde mit den Werten der Alter von über 42 Jahren begonnen. Hier ergab die Sterbeformel von Perks eine gute Anpassung an die Beobachtungen, wie der  $\chi^2$ -Test zeigte. Anschliessend erfolgte die Darstellung des zweiten grossen Teilstückes für die Alter von 3 bis 31 Jahren durch den Ansatz von orthogonalen Polynomen. Die Intervalle von 0 bis 3 und 31 bis 43 Jahren sind analytisch bestimmte Verbindungsparabeln, welche durch entsprechende Anschlussbedingungen hergeleitet wurden.

Das erste Teilstück ( $0 \leq x \leq 3$ ) der Kurve, eine Parabel 4-ten Grades, ergibt sich aus den Punkten  $x = 3$  und 4 des anschliessenden Kurvenbogens sowie seinen ersten Ableitungen in diesen beiden Punkten. Dazu kommt der direkte Beobachtungswert für das Alter 0.

Im anschliessenden Intervall ( $3 \leq x \leq 31$ ) wurde zuerst versucht, die rohen Werte durch Mittelbildung zu glätten und dann orthogonale Polynome anzusetzen. Die vorgängige Glättung hatte zur Folge, dass der Charakter der Beobachtungswerte weitgehend verloren ging. Das endgültig verwendete Polynom ist deshalb direkt aus den rohen Messwerten gerechnet und mit Pearsons  $\chi^2$ -Test geprüft worden.

Das zweite Verbindungsstück ( $31 \leq x \leq 43$ ) wird durch die Werte und die ersten Ableitungen der links- und rechtsseitig anstossenden Kurvenbogen in den Punkten  $x = 31$  und 43 bestimmt.

Dem letzten Intervall ( $43 \leq x < \omega$ ) wurde am meisten Aufmerksamkeit geschenkt. Als Grundlage zu seiner Ausgleichung dienten die unausgeglichene Werte von  $x = 40$  bis 84. Durch systematische Änderung der Konstanten ist die Ausgleichung mittels der Perksschen Funktion schrittweise verbessert worden, bis für den  $\chi^2$ -Test die Schranke von 1% unterschritten wurde.

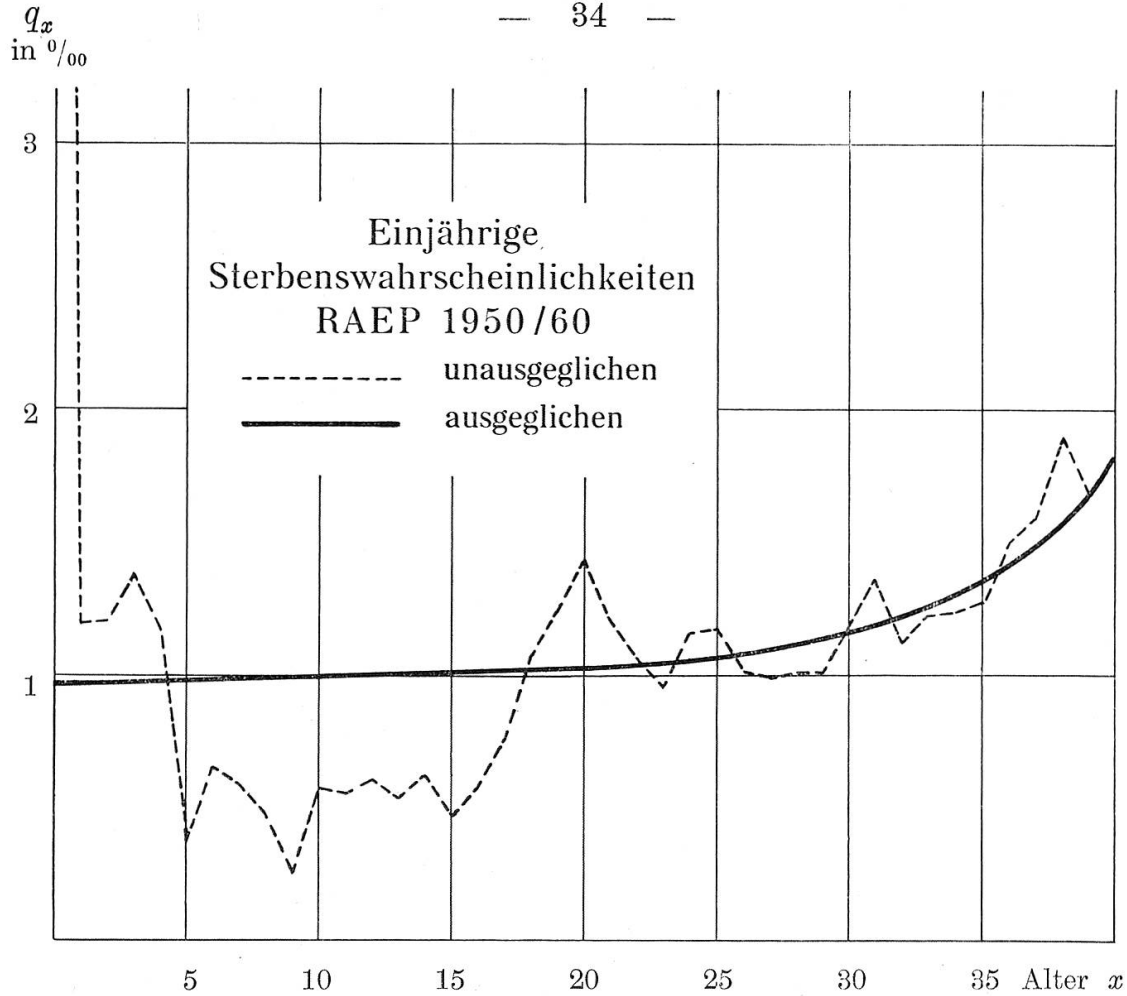
Die Tafel RAE 1950/60 für die einjährigen Sterbenswahrscheinlichkeiten ist somit durch die 4 folgenden Funktionen charakterisiert:

$$\begin{aligned}
 0 \leq x \leq 3 \quad 10^3 q_x &= 0,049\,618\,x^4 - 0,691\,451\,x^3 + \\
 &\quad + 3,595\,276\,x^2 - 8,481\,468\,x + 8,962, \\
 3 \leq x \leq 31 \quad 10^3 q_x &= -81,648 \cdot 10^{-9} x^6 + 9,422 \cdot 10^{-6} x^5 - \\
 &\quad - 0,397\,939 \cdot 10^{-3} x^4 + \\
 &\quad + 7,212\,536 \cdot 10^{-3} x^3 - 0,043\,414\,x^2 - \\
 &\quad - 0,115\,172\,x + 1,796\,362, \\
 31 \leq x \leq 43 \quad 10^3 q_x &= 0,000\,517\,706\,x^3 - 0,049\,545\,x^2 + \\
 &\quad + 1,628\,134\,x - 17,132\,474, \\
 43 \leq x < \omega \quad 10^3 q_x &= \frac{A + Bc^{(x-62)}}{1 + Dc^{(x-62)}} \quad \text{mit } c = 1,1115 \\
 &\quad \text{und } A = 0,165\,955 \\
 &\quad \quad B = 16,948\,830 \\
 &\quad \quad D = 0,021\,539.
 \end{aligned}$$

Das Bild dieser Kurve findet sich auf Seite 53.

Da es für die Berechnung von Tarifprämien von Vorteil ist, Absterbeordnungen mit monoton steigenden Sterbenswahrscheinlichkeiten zu besitzen, wurde besonders für solche Zwecke eine zweite Tafel konstruiert. Sie trägt die Bezeichnung RAEP 1950/60 und ist im letzten Teilstück mit der theoretischen Kurve identisch. Die Perksfunktion wird jedoch bis zum Alter  $x = 40$  herab verwendet und hernach in eine gewöhnliche Parabel 2-ten Grades übergeführt, deren Scheitel in den Anschlusspunkt zu liegen kommt. Die komplizierte Form des Parabelstückes rührt davon her, dass ihre Achse zum Koordinatensystem gedreht ist, indem sie im Punkt  $x = 40$  senkrecht auf der Perkstangente steht. Es wäre erwünscht, diese Parabel bis zum Alter 0 herunterzuziehen. Da sie jedoch ein Minimum aufweist, musste im Alter 20 auf eine gegen das Alter 0 leicht fallende Tangente übergegangen werden.

Die nachstehende Graphik zeigt, wie weit den unausgeglichene Sterbenswahrscheinlichkeiten im Bereich  $0 \leq x \leq 40$  Zwang angetan werden musste, um zu der einfachen monoton steigenden Absterbeordnung RAEP 1950/60 zu gelangen.



Die Tafel RAEP 1950/60 bestimmt sich aus den nachstehenden Funktionen mit den angegebenen Gültigkeitsintervallen

$$0 \leq x \leq 20 \quad 10^3 q_x = 0,003\,674\,x + 0,957\,844,$$

$$20 \leq x < 40 \quad 10^3 q_x = 4,794\,444 - 0,057\,222\,x - \sqrt{13,236\,420 - 0,318\,836\,x - 0,000\,003\,4\,x^2},$$

$$40 \leq x < \omega \quad 10^3 q_x = \frac{A + Bc^{(x-62)}}{1 + Dc^{(x-62)}} \quad \text{mit } c = 1,1115$$

$$\text{und } A = 0,165\,955$$

$$B = 16,948\,830$$

$$D = 0,021\,589.$$

Ein Vergleich der nach RAE und RAEP erwarteten Sterbefälle mit den wirklich eingetretenen zeigt folgendes Bild:

Beobachtungsjahre 1950/60

Alters- gruppe	Unter einjährigem Risiko stehende Ver- sicherungen	beob- achtet	Zahl der Sterbefälle			
			berechnet RAE	nach RAEP	beobachtete Zahl in Pro- zenten der berechneten RAE- Tafel	RAEP- Tafel
0- 4	17 666,5	33	38,5	17,1	85,7	193,0
5- 9	69 325,5	31	36,4	68,3	85,2	45,4
10-14	139 055,0	80	70,1	139,5	114,1	57,3
15-19	205 686,0	177	185,7	210,0	95,3	84,3
20-24	357 976,0	410	400,2	374,1	102,4	109,6
25-29	509 487,0	527	555,9	562,7	94,8	93,7
30-34	664 515,0	813	800,7	816,1	101,5	99,6
35-39	718 696,5	1 140	1 092,7	1 074,0	104,3	106,1
40-44	692 493,5	1 495	1 548,3	1 541,3	96,6	97,0
45-49	593 120,0	2 219	2 148,4	2 148,4	103,3	103,3
50-54	398 856,5	2 377	2 376,2	2 376,2	100,0	100,0
55-59	217 400,5	2 129	2 146,3	2 146,3	99,2	99,2
60-64	90 724,5	1 459	1 484,2	1 484,2	98,3	98,3
65-69	23 009,5	638	620,4	620,4	102,8	102,8
70-74	2 176,0	102	98,9	98,9	103,1	103,1
75-79	1 250,5	91	92,4	92,4	98,5	98,5
80-84	562,0	61	65,6	65,6	93,0	93,0
85-89	35,0	15	6,1	6,1	245,9	245,9
90-94	3,0	2	0,7	0,7	285,7	285,7
20-59	4 152 545,0	11 110	11 068,7	11 039,1	100,4	100,6
0-94	4 702 038,5	13 799	13 767,7	13 842,3	100,2	99,7

Abgesehen von den Randwerten (Kindesalter 0 bis 14 und Alter über 84 Jahre) ist die Übereinstimmung mit den Beobachtungen für die RAE-Tafel gut. Auch die Anpassung an die RAEP-Tafel ist für praktische Zwecke ausreichend.

In den für die Lebensversicherung wichtigsten Altern von 20 bis 59 Jahren beträgt die Abweichung der errechneten Sterbefälle von den beobachteten 4 bzw. 6‰ und über die ganze Tafel 2 bzw. 3‰.

Um die Wirkung auf das Prämienniveau abschätzen zu können, je nachdem ob die Tafel RAE 1950/60 oder die monoton steigende Tafel

RAEP 1950/60 zur Anwendung gelangt, werden mit einem Zinsfuss von  $2\frac{1}{2}\%$  gerechnete Nettoprämien verglichen.

Nettoprämien für eine gemischte Versicherung mit der Summe 10 000

Versicherungsdauer in Jahren	Gerechnet nach den Grundlagen			
	RAE 1950/60, $2\frac{1}{2}\%$		RAEP 1950/60, $2\frac{1}{2}\%$	
	Eintrittsalter		Eintrittsalter	
	10 Jahre	20 Jahre	10 Jahre	20 Jahre
10	873,4	876,2	875,7	875,9
20	385,9	388,1	387,4	388,0
30	227,2	229,8	228,4	229,7
40	150,9	155,3	152,0	155,2

Nettoprämien für eine temporäre Todesfallversicherung  
mit der Summe 10 000

Versicherungsdauer in Jahren	Gerechnet nach den Grundlagen			
	RAE 1950/60, $2\frac{1}{2}\%$		RAEP 1950/60, $2\frac{1}{2}\%$	
	Eintrittsalter		Eintrittsalter	
	10 Jahre	20 Jahre	10 Jahre	20 Jahre
10	6,6	10,8	9,9	10,4
20	8,4	11,8	10,1	11,6
30	9,6	15,9	10,9	15,8
40	12,6	25,5	13,7	25,4

Bei den gemischten Versicherungen ist der Unterschied der Prämien-  
sätze unbedeutend. Die Prämien der temporären Todesfallversicherungen  
zeigen für das Eintrittsalter 10 und die kürzeren Versicherungsdauern  
erhebliche Unterschiede. Für das Eintrittsalter 20 ist der Unterschied  
auch bei dieser Versicherungsart gering.

### III. Besondere Untersuchungen

Der Umfang des Materials ist zu klein, um Selektionstabellen oder  
Absterbeordnungen für die einzelnen Geschlechter herzuleiten. Werden  
jedoch die Beobachtungen zu Altersklassen zusammengefasst, so lassen

sich in anderer Hinsicht differenziertere Vergleiche anstellen. Auch wird durch diese Zusammenfassungen eine grössere Übersichtlichkeit erzielt.

In den Berichten der früheren Jahrzehnte [9], [10], [11] ist jeweils die Sterblichkeit der Versicherten mit ärztlicher Untersuchung mit derjenigen ohne Untersuchung verglichen worden. In den letzten Jahren sind jedoch die Versicherungen mit Untersuchung durch das schrittweise Heraufsetzen der Summengrenze für das Wegfallen der ärztlichen Prüfung so stark zurückgegangen, dass für diese Versicherungskategorie nicht mehr genügend Beobachtungen vorliegen, um brauchbare Vergleiche anzustellen.

### 1. Zeitliche Wirkung der Auslese

Durch das Wegfallen der ärztlichen Untersuchung fällt auch der ärztliche Bericht dahin, welcher zur Einschätzung des Risikos diene. An seine Stelle tritt ein Fragebogen, in welchem der Versicherte verbindliche Auskünfte über seinen Gesundheitszustand und eventuelle Vorerkrankungen abzugeben hat. Es ist von Interesse, zu wissen, welche Auslesewirkung dieses Aufnahmeverfahren zeitigt. Es sind deshalb in der folgenden Tabelle die Sterbenswahrscheinlichkeiten der einzelnen Versicherungsjahre an der Sterbenswahrscheinlichkeit für alle Versicherungsjahre gemessen worden. Die Untersuchung umfasst den grössten Teil der neueintretenden Versicherungen, indem sie sich über die Alter beim Abschluss von 20 bis 39 Jahren erstreckt.

Sterblichkeit der einzelnen Versicherungsjahre  
in Prozenten der Sterblichkeit aller Versicherungsjahre

Beobachtungs- jahre	Versicherungsjahr					
	1. %	2. %	3. %	4. %	5. %	6. und folgende %
1921–1931	73	92	91	99	112	107
1930–1940	71	81	90	89	109	110
1940–1950	75	91	104	96	100	107
1950–1960	69	87	82	98	97	110



Fasst man das 2. bis 5. Versicherungsjahr zusammen, so erhält man folgende Zahlen:

Beobachtungs- jahre	Versicherungsjahr		
	1. %	2. bis 5. %	6. und folgende %
1921–1931 . . . . .	73	98	107
1930–1940 . . . . .	71	91	110
1940–1950 . . . . .	75	98	107
1950–1960 . . . . .	69	90	110

Die beiden Tabellen zeigen deutlich, dass durch den Wegfall der ärztlichen Untersuchung die Wirkung der Auslese beim Abschluss nicht beeinträchtigt wurde, erreicht doch die Sterblichkeit im ersten Versicherungsjahr kaum mehr 70 % der Gesamtsterblichkeit. Auch hat sich ihre zeitliche Wirkung eher ausgedehnt, indem sie im 2. bis 5. Versicherungsjahr auf 90 % gesunken ist. Entsprechend erhöht sich dafür der Prozentsatz der restlichen Versicherungsjahre.

## 2. Unterschiede im Sterblichkeitsverlauf für die beiden Geschlechter

Es ist bekannt, dass die Frauen eine niedrigere Sterblichkeit aufweisen als die Männer. Die nachstehende Tabelle, welche die Verhältnisse für die Gesamtbevölkerung wiedergibt, zeigt dies deutlich.

Verhältnis der einjährigen ausgeglichenen Sterbenswahrscheinlichkeiten der weiblichen Bevölkerung zu denjenigen der männlichen

Sterbetafel SF zu SM	Alter					
	15 %	25 %	35 %	45 %	55 %	65 %
1921/30	108	101	91	71	71	79
1931/41	86	87	81	70	67	74
1941/50	78	68	80	70	64	72
1948/53	58	53	71	70	61	68

Demgegenüber ergeben sich folgende Vergleichszahlen aus dem Bestand der Rentenanstalt.

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 %
1921-1931	88	102	103	89	69	87
1930-1940	68	80	113	72	76	83
1940-1950	55	70	86	84	77	75
1950-1960	48	46	71	73	67	74

Wenn auch der Unterschied der Sterberaten für die beiden Geschlechter in den verschiedenen Altersstufen für Versicherte nicht der gleiche ist wie in der Gesamtbevölkerung, so zeigen sich doch besonders in neuerer Zeit in beiden Beständen ähnliche Verhältnisse. Der Unterschied der Sterbenswahrscheinlichkeiten zwischen den Geschlechtern hat sich vergrößert. In einzelnen Altern erreicht die Sterblichkeit der Frauen kaum mehr die Hälfte derjenigen der männlichen Versicherten.

*3. Die zeitliche Veränderung der Sterblichkeit*

In den letzten Jahrzehnten ist die Sterblichkeit sowohl in der Gesamtbevölkerung wie auch bei den versicherten Personen ständig zurückgegangen. Um diese Entwicklung im Versichertenbestand weiter zu verfolgen, wurden die nach der Tafel RAE 1950/60 zu erwartenden Sterbefälle errechnet und zu den effektiv eingetretenen ins Verhältnis gesetzt. Die Normierung der Verhältniszahlen für 1950/60 auf 100% führt zu der nachstehenden Tabelle.

Beobachtete Sterblichkeit der Einzel-Kapitalversicherungen, bezogen  
auf die Sterblichkeit des Jahrzehnts 1950/60

Altersgruppe	1921/31 %	1930/40 %	1940/50 %	1950/60 %
0- 9 . . . . .	255	208	155	100
10-19 . . . . .	239	197	137	100
20-29 . . . . .	249	223	169	100
30-39 . . . . .	212	191	155	100
40-49 . . . . .	205	176	124	100
50-59 . . . . .	187	164	127	100
60-69 . . . . .	170	144	120	100
20-59 . . . . .	208	181	136	100

Um mehr Einblick zu gewinnen, werden anschliessend die beiden letzten 10jährigen Messungsintervalle in je zwei fünfjährige Abschnitte aufgeteilt.

Beobachtete Sterblichkeit der Einzel-Kapitalversicherungen bezogen auf die Sterblichkeit des Jahrzehnts 1950/60

Altersgruppe	1940/45 %	1945/50 %	1950/55 %	1955/60 %
0- 9 . . . . .	163	146	98	104
10-19 . . . . .	142	132	112	88
20-29 . . . . .	193	151	105	95
30-39 . . . . .	157	153	107	94
40-49 . . . . .	136	115	108	94
50-59 . . . . .	135	120	108	94
60-69 . . . . .	126	114	105	96
20-59 . . . . .	146	128	107	94

Wie die Prozentsätze für die 10jährigen Intervalle zeigen, ist in den meisten Altersgruppen die Sterblichkeit seit der Messung 1921/31 unter die Hälfte gesunken. Auch gegenüber dem letzten Jahrzehnt hat eine weitere kräftige Abnahme stattgefunden, und es ist vorläufig nicht abzusehen, wann diese Entwicklung zum Stillstand kommt. Aus der Tabelle mit den Fünfer-Intervallen ist ersichtlich, dass diese rückläufige Tendenz innerhalb des neuesten Jahrzehnts angehalten hat, indem die Werte für das zweite Jahrfünft gegenüber dem ersten nochmals erheblich zurückgegangen sind.

#### 4. Todesursachen

Es wäre interessant, zur Abschätzung künftiger Sterblichkeitsentwicklungen Absterbeordnungen nach Todesursachen zu besitzen. Für eine solche Untersuchung sind jedoch die Bestände der Rentenanstalt zu klein. Wir begnügen uns deshalb, anschliessend die Entwicklung des prozentualen Anteils einer Krankheit am Gesamttotal der Sterbefälle für die Alter von 20 bis 59 Jahren über vier Jahrzehnte zu verfolgen.

Gliederung der Sterbefälle nach Todesursachen

Todesursache	Beobachtungsintervalle			
	1921/31 %	1930/40 %	1940/50 %	1950/60 %
Tuberkulose . . . . .	15	10	8	2
Infektionskrankheiten . . .	17	16	8	4
Krebs . . . . .	12	13	19	23
Erkrankungen der Zirkulationsorgane . . . . .	19	21	28	27
Erkrankungen der Verdauungs- und Harnorgane . .	12	11	10	10
Unfall . . . . .	13	11	13	17
Selbsttötung . . . . .	6	7	6	8
Übrige Ursachen . . . . .	6	11	8	9
Total	100	100	100	100

Augenfällige neue Tendenzen zeichnen sich in dieser Aufstellung nicht ab. Beachtlich ist der Rückgang der Tuberkulose, die im letzten Jahrzehnt auf unbedeutende Werte abgesunken ist. Auch hat der Rückgang der Infektionskrankheiten angehalten. Das starke prozentuale Anwachsen der Krebssterbefälle scheint eine weitverbreitete Meinung über diese Todesursache zu bestätigen. Die nächste Tabelle zeigt jedoch, dass auf 100 000 Versicherte in den letzten vier Jahrzehnten 376, 340, 317, 316 an Krebs gestorben sind. Die Krebssterbefälle sind demnach im Versichertenbestand der Rentenanstalt leicht zurückgegangen. Ihr prozentualer Anstieg rührt davon her, dass die Gesamtzahl der Todesfälle – hauptsächlich wegen des Rückganges von Tuberkulose und Infektionskrankheiten – stark gesunken ist, wodurch zwangsläufig der Prozentsatz der nur langsam abnehmenden Krebssterbefälle gehoben wird.

Eine Aufteilung desselben Materials nach Zehner-Altersgruppen zeigt folgende Verhältniszahlen:

Durch Tod abgegangene Versicherungen bezogen auf 100 000 unter einjährigem Risiko stehende Versicherungen der betreffenden Altersgruppe

Todesursache	Alters- gruppe	Jahrzehnt 1921–1931	Jahrzehnt 1930–1940	Jahrzehnt 1940–1950	Jahrzehnt 1950–1960
Alle Ursachen	20–29	235	230	179	110
	30–39	268	247	199	147
	40–49	569	520	348	292
	50–59	1529	1332	945	777
Tuberkulose	20–29	70	45	25	3
	30–39	58	40	30	6
	40–49	71	51	33	9
	50–59	92	58	43	10
Infektionskrank- heiten	20–29	45	44	24	8
	30–39	52	51	20	9
	40–49	96	89	26	10
	50–59	180	151	59	20
Krebs	20–29	10	4	5	9
	30–39	18	22	26	25
	40–49	74	70	65	67
	50–59	274	244	221	215
Erkrankungen der Zirkulations- organe	20–29	14	7	10	7
	30–39	24	26	20	21
	40–49	117	100	87	78
	50–59	529	457	363	276
Unfall	20–29	50	68	72	49
	30–39	43	43	47	40
	40–49	74	53	42	45
	50–59	83	61	45	67
Selbsttötung	20–29	16	26	18	17
	30–39	22	23	17	17
	40–49	31	34	26	24
	50–59	58	65	38	33

Grundsätzlich neue Entwicklungen lassen sich auch hier nicht erkennen. Bemerkenswert ist, dass die Jugend- und die Alterstuberkulose ungefähr im gleichen Rhythmus abnehmen. Ebenso scheint der Rück-

gang der Sterbefälle durch Infektionskrankheiten vom Alter wenig abhängig zu sein. Bei den Krebssterbefällen ist, mit Ausnahme der 20- bis 30jährigen, eine deutliche Stagnation eingetreten. Wie weit der Anstieg in jungen Jahren eine mehr zufällige Schwankung bedeutet, sei dahingestellt. Beachtlich ist der stete Rückgang der Todesfälle infolge Erkrankung der Zirkulationsorgane in den Altern von 50 bis 60 Jahren. In dieser Gruppe setzte sich die Verbesserung im Jahrzehnt 1950/60 erfreulich fort. Die Unfalltodesfälle zeigen neuestens eine Verlagerung von den jungen zu den älteren Personen.

#### IV. Gegenüberstellungen mit fremden Beobachtungen

##### 1. Vergleich mit der Volkssterblichkeit in der Schweiz

Die bisher bekannten Statistiken stimmen darin überein, dass die Versicherten-Sterblichkeit tiefer liegt als die Volkssterblichkeit. Die folgenden Zusammenstellungen von Sterblichkeitsquotienten bestätigen dies aufs neue.

##### 1000fache einjährige Sterbenswahrscheinlichkeiten

Alter	Schweizerbevölkerung, Männer				Rentenanstalt			
	Beobachtungsjahre				Beobachtungsjahre			
	1921/30	1931/41	1941/50	1948/53	1921/31	1930/40	1940/50	1950/60
20	3,65	3,25	2,36	1,63	2,33	2,20	1,56	1,08
25	3,94	3,43	2,75	1,92	2,29	2,43	1,82	1,11
30	4,12	3,39	2,68	2,02	2,25	2,08	1,83	1,11
35	4,86	4,13	3,00	2,38	2,65	2,49	1,89	1,36
40	6,43	5,27	3,86	3,30	3,47	3,46	2,38	1,85
45	9,21	7,61	5,90	4,97	5,73	5,36	3,76	2,97
50	13,44	11,33	9,14	8,21	9,58	7,95	6,11	4,90
55	19,50	17,28	14,24	13,38	16,13	14,06	9,98	8,17
60	28,43	25,79	21,96	20,35	27,26	21,67	16,37	13,65

Setzt man für das erste und letzte Jahrzehnt die Sterbenswahrscheinlichkeiten der Rentenanstalt mit denjenigen der männlichen Be-

völkerung der Schweiz ins Verhältnis, so ergeben sich die nachstehenden Werte:

Prozentverhältnis zwischen den Sterbenswahrscheinlichkeiten

Alter	RAH 1921/31 in Prozenten von SM 1921/30	RAE 1950/60 in Prozenten von SM 1948/53
20 . . . . .	64	66
25 . . . . .	58	58
30 . . . . .	55	55
35 . . . . .	55	57
40 . . . . .	54	56
45 . . . . .	62	60
50 . . . . .	71	60
55 . . . . .	83	61
60 . . . . .	96	67

Für die Gesamtbevölkerung stehen als neueste Grundlagen die Beobachtungen 1948/53 zur Verfügung. Sie sind gegenüber der Versichertentafel RAE 1950/60 im Mittel um vier Jahre verschoben, was bei den folgenden Betrachtungen zu berücksichtigen ist.

Die Prozentverhältnisse der beiden Zeitabschnitte stimmen bis zum Alter 45 gut überein; d. h. das Verhältnis zwischen Versicherten- und Volkssterblichkeit ist praktisch unverändert geblieben. In den höheren Altern (55 bis 60) hat sich die Versichertensterblichkeit deutlich besser entwickelt als diejenige der Gesamtbevölkerung.

Obwohl die Ungleichheit der Beobachtungsintervalle im letzten Jahrzehnt noch zu berücksichtigen ist, bleibt dennoch verwunderlich, wie die Angleichung von Versicherten- und Volkssterblichkeit bei den heutigen sozialen Verhältnissen lange auf sich warten lässt.

## 2. Vergleich mit schweizerischen Kollektivversicherungstafeln

Weil in der Schweiz keine neueren Tafeln aus der Einzelversicherung für Vergleichszwecke zur Verfügung stehen, erfolgt eine Gegenüberstellung mit Tafeln aus der Kollektivversicherung.

### 1000fache einjährige Sterbenswahrscheinlichkeiten

Alter	RAE 1950/60	TG 1960 [5]	EVK 1960 Männer [3]	VZ 1960 Männer [4]
20	1,08	1,47	1,05	0,83
30	1,11	1,75	0,84	0,99
40	1,85	3,23	1,59	1,83
50	4,90	7,56	4,51	5,67
60	13,65	19,19	13,67	15,32

Ein Vergleich der Tafel TG 1960, herausgegeben von der Vereinigung schweizerischer Lebensversicherungs-Gesellschaften, mit neuesten Beobachtungen aus der Einzelversicherung ist schon deshalb interessant, weil die TG-Tafel dem Richttarif des Eidgenössischen Versicherungsamtes zugrunde liegt. Es zeigt sich, dass die Sterbenswahrscheinlichkeiten RAE 1950/60 57 bis 73 % derjenigen von TG 1960 betragen.

Günstig für einen Vergleich liegen die Verhältnisse bei der Tafel EVK 1960 der Eidgenössischen Versicherungskasse, indem der Mittelpunkt des Messungsintervalls (1952 bis 1958) mit demjenigen der Rentenanstalttafel zusammenfällt.

In den Altern um 30 und 40 Jahren, in welchen die Rentenanstalt die meisten Versicherungen abschliesst, liegen die Sterbenswahrscheinlichkeiten der EVK-Grundlagen tiefer als diejenigen der Tafel RAE 1950/60. Die oben in der letzten Kolonne wiedergegebenen Werte der Tafel VZ 1960 zeigen in den Altern von 20 bis 60 Jahren einen steileren Verlauf als diejenigen der EVK-Tafel.

### 3. Vergleich mit der Versichertensterblichkeit in den Niederlanden

Die holländische Aufsichtsbehörde veröffentlicht jährlich Absterbeordnungen für Kapital- und Rentenversicherungen [2], deren Grundmaterial den von ihr beaufsichtigten inländischen Versichertenbeständen entnommen ist. Diese Tafeln umfassen jeweils die fünf unmittelbar dem Berichtsjahr vorangehenden Beobachtungsjahre. Die geglätteten Beobachtungswerte für Grosslebensversicherungen werden nachstehend mit den Rentenanstalttafeln verglichen und sind so ausgesucht, dass die Mitten der Beobachtungsperioden zusammenfallen.



### 1000fache einjährige Sterbenswahrscheinlichkeiten

Alter	RAH 1930/40	RAE 1950/60	1933/37	Niederländische Versichertentafel für Grosslebensversicherungen (N-Tafel)	
				1953/57	1955/59
20	2,20	1,08	1,47	0,68	0,67
30	2,08	1,11	1,67	0,84	0,82
40	3,46	1,85	2,95	1,69	1,64
50	7,95	4,90	6,63	4,96	4,79
60	21,67	13,65	17,68	13,42	13,61

Werden die Sterbenswahrscheinlichkeiten der Rentenanstalt zu denjenigen der holländischen Tafel für entsprechende Zeitintervalle ins Verhältnis gesetzt, so ergeben sich nachstehende Prozentzahlen (Kolonne 1 und 2). Kolonne 3 und 4 zeigen den prozentualen Rückgang der Sterblichkeit innerhalb des holländischen und des schweizerischen Versichertenbestandes.

### Prozentverhältnisse der Sterbenswahrscheinlichkeiten

Alter	N-Tafel 1933/37	N-Tafel 1953/57	N-Tafel 1933/37	RAH 1930/40
	in Prozenten von RAH 1930/40	in Prozenten von RAE 1950/60	in Prozenten von N-Tafel 1953/57	in Prozenten von RAE 1950/60
	(1)	(2)	(3)	(4)
20	67	63	216	204
30	80	76	199	187
40	85	91	175	187
50	83	101	134	162
60	82	98	132	159

Die Verhältniszahlen von Kolonne (1) lassen erkennen, dass vor 20 Jahren die Versichertensterblichkeit in Holland bedeutend besser war als bei uns. Seither hat sich dieses Verhältnis zugunsten der Schweiz verändert (Kolonne (2)). In den Altern über 40 Jahren unterscheiden sich die einjährigen Sterbenswahrscheinlichkeiten kaum mehr von den holländischen. Ein Blick auf die beiden letzten Kolonnen zeigt, dass sich der Sterblichkeitsrückgang in den höheren Altern in Holland bedeutend stärker verlangsamt hat als in der Schweiz.

#### 4. Vergleich mit Volkssterbetafeln verschiedener Länder

Abschliessend werden die Sterblichkeitskoeffizienten einiger bekannter Tafeln anderer Länder mit denjenigen der Rentenanstalt und der schweizerischen Bevölkerung verglichen. Die Beobachtungszeit ist bei den verschiedenen Tafeln nicht dieselbe. Ein Vergleich ist trotzdem nützlich, ergibt sich doch eine Vorstellung, in welchem Niveau diese Tafeln liegen.

#### 1000fache einjährige Sterbenswahrscheinlichkeiten

Alter	RAE 1950/60	Schwei- zerische Be- völkerung 1948/53, Männer[12]	Deutsche Sterbetafel 1955/57, Männer[13]	Table de mortalité générale en France 1952/56, Hommes[14]	Niederlän- dische Volkssterbe- tafel GBM 1953/1955, Männer [15]	Weisse Bevöl- kerung der Vereinigten Staaten 1949/51, Männer [16]
20	1,08	1,63	1,85	1,51	0,84	1,62
30	1,11	2,02	1,93	2,15	1,16	1,82
40	1,85	3,30	3,05	4,04	2,07	3,91
50	4,90	8,21	8,07	10,6	5,65	10,12
60	13,65	20,35	22,22	23,2	15,22	23,81

Die Sterbenswahrscheinlichkeiten beziehen sich ausschliesslich auf die männliche Bevölkerung, weil bei der Herleitung der RAE-Tafel grösstenteils Männer (73 %) unter Beobachtung standen.

#### V. Extrapolation der Tafel RAE für das nächste Jahrzehnt

Der stetige Rückgang der Sterblichkeit in den letzten Jahrzehnten, der sich auch innerhalb des Jahrzehnts 1950/60 fast unverändert fortgesetzt hat, lässt es als wünschbar erscheinen, die Sterbenswahrscheinlichkeiten RAE 1950/60 zu extrapolieren.

Ein Bild, wie sich die Sterblichkeit künftig entwickeln könnte, gewinnt man aus der Graphik auf Seite 54, in der die Sterbenswahrscheinlichkeiten der RA-Tafeln für die Zehneralter aufgetragen sind. Es zeigt sich, dass für die Alter unter 40 Jahren der Sterblichkeitsrückgang annähernd linear verläuft, weshalb für die Extrapolation dieses Teilstückes Regressionsgeraden  $\bar{q}_x$  verwendet wurden. Sie ergeben

die nachstehenden Abweichungen  $\Delta$  von den RA-Tafeln und führen zu den in der letzten Kolonne angegebenen Werten.

1000fache einjährige Sterbenswahrscheinlichkeiten und ihre  
Extrapolation durch eine Regressionsgerade

Alter	Werte	RAH 1921/31	RAH 1930/40	RAE 1940/50	RAE 1950/60	Voraussage RAE 1960/70
20	$q_x$	2,33	2,20	1,56	1,08	
	$\bar{q}_x$	2,45	2,01	1,57	1,13	0,70
	$\Delta$	-0,12	0,19	-0,01	-0,05	
30	$q_x$	2,25	2,08	1,83	1,11	
	$\bar{q}_x$	2,36	2,00	1,63	1,27	0,90
	$\Delta$	-0,11	0,08	0,20	-0,16	
40	$q_x$	3,47	3,46	2,38	1,85	
	$\bar{q}_x$	3,68	3,09	2,49	1,90	1,31
	$\Delta$	-0,21	0,37	-0,11	-0,05	

Verschiedene Anzeichen lassen vermuten, dass sich der Sterblichkeitsrückgang in den höheren Altern nicht mehr im selben Rhythmus fortsetzen wird wie bisher. Die Arbeiten, die zum XVI. Aktuarkongress in Brüssel unter dem Thema B3 «Evolution récente de la mortalité humaine [18]» eingereicht wurden, lassen das deutlich erkennen. Auch zeigen die Erfahrungen aus den holländischen Versichertenbeständen (siehe Seite 46) und aus britischen Messungen [19], dass bei höheren Altern eine Stagnation der Sterblichkeitsverbesserung eingetreten ist. Es wurde deshalb für die Sterbenswahrscheinlichkeiten von 40 und mehr Jahren eine Extrapolation vorgenommen, wie sie Nolfi für die Berechnung der Tafel VZ 1960 [4] und vor ihm einige andere Autoren verwendet haben. Sie sieht für den Verlauf der Generationensterblichkeit die Exponential-Formel

$$q(x,t) = q(x,t_0) e^{-\lambda_x(t-t_0)}$$

vor.  $q(x,t_0)$  bedeutet die Sterbenswahrscheinlichkeit des  $x$ jährigen zur Zeit  $t_0$  und

$$\lambda_x = \frac{-q'(x,t)}{q(x,t)}$$

die Intensität der Sterblichkeitsabnahme, welche nur von  $x$  abhängt.

Die Konstanten  $\lambda_x$  errechnen sich aus der Beziehung  $T_x = \frac{\ln 2}{\lambda_x}$ , wobei  $T_x$  die Halbwertszeit für den Sterblichkeitsrückgang bedeutet. Der Begriff der Halbwertszeit ist der Physik entlehnt und bedeutet die Zeit, in welcher der Sterblichkeitsquotient auf die Hälfte sinkt.

Zur Extrapolation der RAE-Tafel wurde vorerst für die Halbwertszeit  $T_x$  eine untere und eine obere Grenze angenommen. Eine erste Hypothese, der Sterblichkeitsrückgang könne sich höchstens so linear fortsetzen, wie bei den Versicherten der Rentenanstalt im Jahrzehnt 1950/60, ergab als untere Grenze für

$$T_{50} = 25, \quad T_{60} = 30, \quad T_{70} = 37.$$

Dieses  $T_x$  lässt sich mit guter Näherung durch die einfache Beziehung  $T_x = \frac{x}{2}$  beschreiben. Die zweite Hypothese, die Sterblichkeitsverbesserung erreiche mindestens die Werte der VZ 1960 Grundlagen, liefert die obere Grenze, ein konstantes  $T_x$  von 40 Jahren für alle  $x \geq 40$ .

Die endgültige Extrapolation für  $x = 40$  bis 70 erfolgte auf Grund des arithmetischen Mittels der beiden Hypothesen, d. h. der Halbwertszeit  $T_x = \frac{1}{2} \left( \frac{x}{2} + 40 \right)$  und führte zu folgendem Ergebnis:

Alter	$q(60/70) = q(50/60) e^{-10\lambda_x}$ Promille	Regressionsgerade Promille
20	—	0,70
30	—	0,90
40	1,47	1,31
50	3,96	—
60	11,20	—
70	31,38	—

Um einen glatten Anschluss der Regressionsgeraden an die Exponentialfunktion zu gewährleisten, wird schon im Alter 40 auf letztere übergegangen.

Eine Kritik des Extrapolationsergebnisses ergibt sich aus nachstehendem Vergleich:

Alter	RAE 1950/60 $q_x$ Promille	Voraussage RAE 1960/70 $q_x$ Promille	Rückgang in Prozenten	Alters- gruppe	Rückgang von RAE 1950/55 auf 1955/60 in Prozenten	Neueste niederlän- dische Versi- chertentafel 1955/59
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
20	1,08	0,70	35			0,67
30	1,11	0,90	19	20–29	9	0,82
40	1,85	1,47	21	30–39	12	1,64
50	4,90	3,96	19	40–49	13	4,79
60	13,65	11,20	18	50–59	13	13,61
70	37,75	31,38	17	60–69	8	34,70

Abgesehen von den Randwerten 20 und 70 ist der Sterblichkeitsrückgang vom ersten zum zweiten Jahrfünft innerhalb des Jahrzehnts 1950/60 (Kolonne (5)) stärker als der Rückgang der Tafel RAE 1950/60 auf die extrapolierten Werte 1960/70 (Kolonne (3)), wenn die verschiedene Länge der Beobachtungszeiten berücksichtigt wird. Es wird demnach für die Prognose 1960/70 mit einem etwas schwächeren Sterblichkeitsrückgang gerechnet, als er innerhalb dem neuesten zur Verfügung stehenden Jahrzehnt (1950/60) zum Ausdruck kommt.

Ferner wird die neueste niederländische Versichertentafel (Kolonne (6)) mit der Prognose RAE 1960/70 (Kolonne (2)) verglichen. Die Intervallmitte liegt für die erstere bei 1957 und für die RAE-Tafel bei 1965. Obwohl die holländische Tafel gegenüber derjenigen der Rentenanstalt um volle 8 Jahre zurückliegt, sind die holländischen Werte in den Altern 20 und 30 niedriger, womit ohne Bedenken angenommen werden kann, dass die schweizerischen Versicherten die extrapolierten Werte in dieser Zone erreichen könnten. In den höheren Altern, welchen bei versicherungstechnischen Untersuchungen das entscheidende Gewicht zukommt, liegen die Werte der RAE-Prognose etwas tiefer als die holländischen. Auch das erscheint gerechtfertigt, haben doch die schweizerischen Versicherten die holländischen in diesen Altersklassen bereits im Jahrzehnt 1950/60 eingeholt (siehe Seite 46).

Nachstehend werden die für 1960/70 vorausberechneten Sterbenswahrscheinlichkeiten für sämtliche Alter von 20–70 Jahren aufgeführt, welche sich ergeben, wenn die Punkte der 10er Alter durch eine Parabel von der Form

$$10^6 q_x = 0,000\,340\,x^5 - 0,062\,667\,x^4 + 4,781\,667\,x^3 - 180,731\,5\,x^2 + 3\,327,362\,7\,x - 22\,869,27 \quad \text{verbunden werden.}$$

1000fache  $q_x$  RAE 1960/70 (Voraussage)

$x$	1000 $q_x$	$x$	1000 $q_x$
20	0,70	45	2,38
21	0,79	46	2,63
22	0,85	47	2,91
23	0,88	48	3,22
24	0,90	49	3,57
25	0,91	50	3,96
26	0,91	51	4,39
27	0,91	52	4,87
28	0,90	53	5,40
29	0,90	54	5,99
30	0,90	55	6,65
31	0,91	56	7,38
32	0,92	57	8,19
33	0,94	58	9,09
34	0,98	59	10,09
35	1,02	60	11,20
36	1,08	61	12,43
37	1,16	62	13,80
38	1,24	63	15,31
39	1,35	64	16,99
40	1,47	65	18,84
41	1,61	66	20,88
42	1,77	67	23,14
43	1,95	68	25,63
44	2,15	69	28,37
		70	31,38

Die nächste Messung wird zeigen, wie weit diese Extrapolation die Sterblichkeitsentwicklung der Versicherten bei der Rentenanstalt darzustellen vermochte.

Abschliessend werden nach der Tafel RAE 1950/60 und nach der extrapolierten Tafel RAE 1960/70 gerechnete Nettoprämien verglichen, um die Wirkung des künftigen Sterblichkeitsrückganges auf das Prämienniveau zu untersuchen.

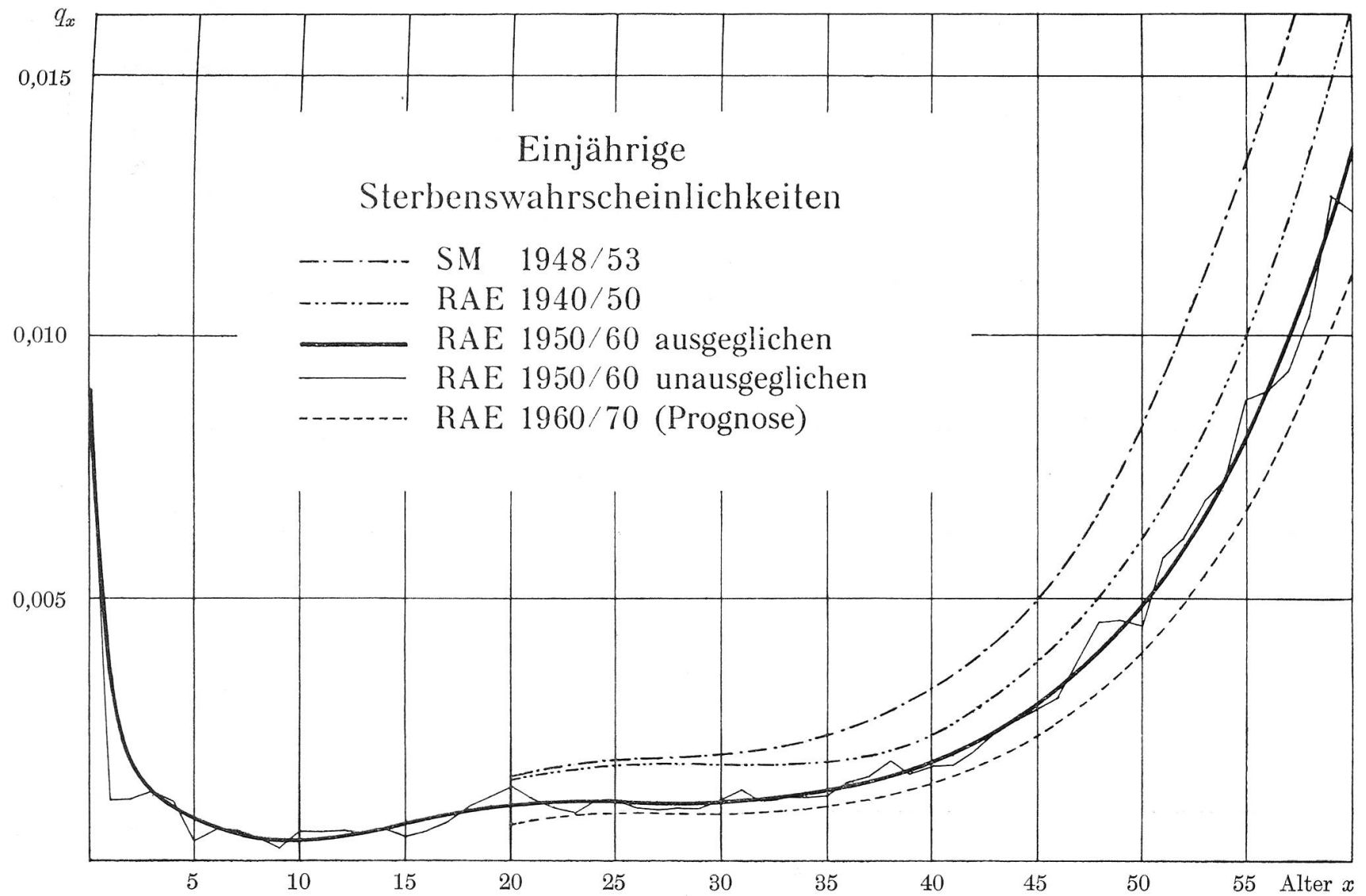
Nettoprämien für eine gemischte Versicherung mit der Summe 10 000

Versicherungs- dauer in Jahren	Eintrittsalter				
	20 Jahre	30 Jahre	40 Jahre	50 Jahre	60 Jahre
	nach der Grundlage RAE 1950/60, 2 ½ %				
10	876,2	876,8	882,4	902,6	968,2
20	388,1	390,4	401,5	438,0	
30	229,8	235,4	256,1		
40	155,3	167,0			
	nach der Grundlage RAE 1960/70, 2 ½ %				
10	874,8	875,4	880,1	896,7	944,6
20	386,7	388,5	397,7	426,4	
30	228,2	232,7	249,2		
40	153,1	162,4			

Nettoprämien für eine temporäre Todesfallversicherung mit der  
Summe 10 000

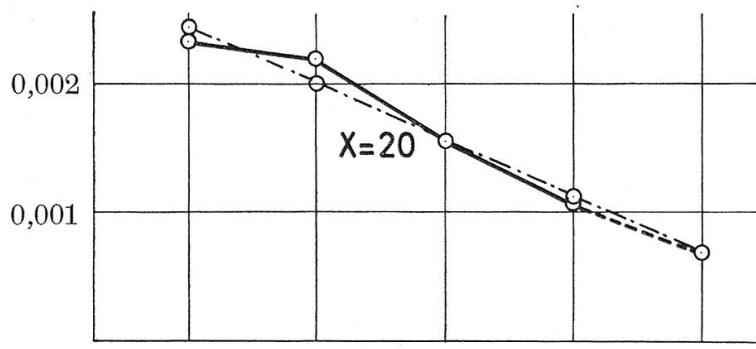
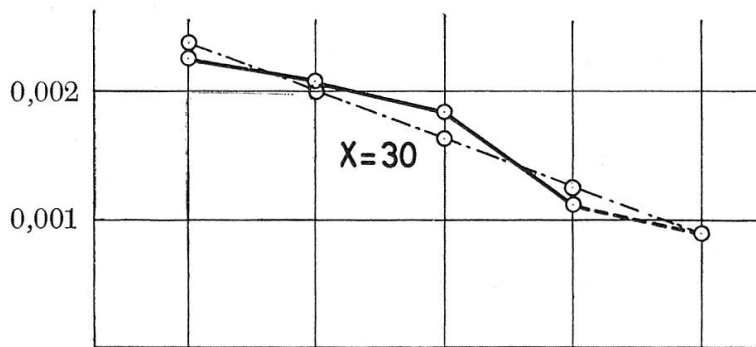
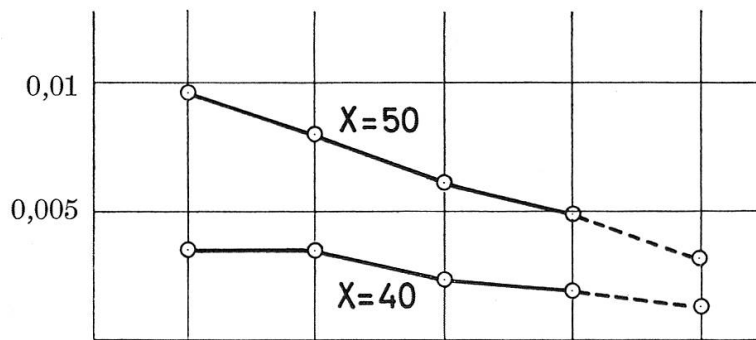
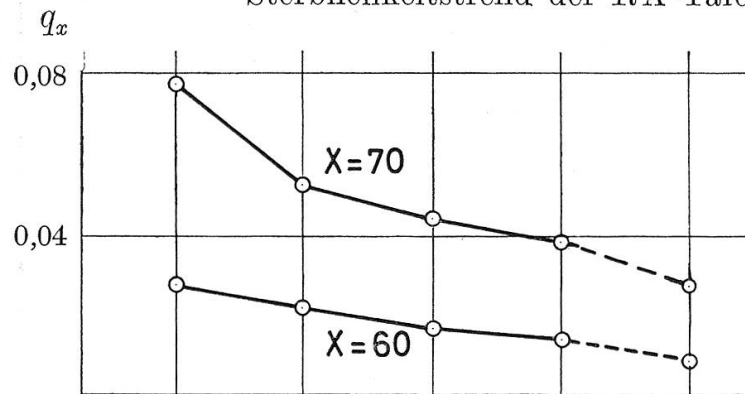
Versicherungs- dauer in Jahren	Eintrittsalter				
	20 Jahre	30 Jahre	40 Jahre	50 Jahre	60 Jahre
	nach der Grundlage RAE 1950/60, 2 ½ %				
10	10,8	13,2	28,2	77,0	—
20	11,8	19,7	49,0	132,1	
30	15,9	33,7	86,0		
40	25,5	59,3			
	nach der Grundlage RAE 1960/70, 2 ½ %				
10	8,4	10,2	22,6	62,8	175,7
20	9,2	15,6	39,8	109,3	
30	12,6	27,2	71,3		
40	20,5	49,1			

Für die gemischten Versicherungen ergeben sich ins Gewicht fallende Unterschiede nur bei hohen Eintrittsaltern. Dagegen weisen die Prämien für die temporären Todesfallversicherungen einen deutlichen Niveauunterschied auf, indem die mit der extrapolierten Tafel gerechneten Werte durchwegs rund 20% tiefer liegen als die mit der Tafel RAE 1950/60 bestimmten Prämien.





Sterblichkeitstrend der RA-Tafeln



— — — — — Sterblichkeitstrend

- - - - - Regressionsgerade

1920/30 1930/40 1940/50 1950/60 1960/70

*Schweizerische Lebensversicherungs- und Rentenanstalt*

Tabelle 1, Seite 56

Einzel-Kapitalversicherungen des Schweizergeschäftes,  
Beobachtungsjahre 1950 bis 1960,  
Versicherungen mit und ohne ärztliche Untersuchung,  
alle Versicherungsjahre, beide Geschlechter

Tabelle 2, Seite 57

Aggregat-Tafel RAE 1950/60  
der Schweizerischen Lebensversicherungs- und Rentenanstalt  
für Einzel-Kapitalversicherungen

Tabelle 3, Seite 58

Aggregat-Tafel RAEP 1950/60  
(mit monoton steigendem Verlauf)  
der Schweizerischen Lebensversicherungs- und Rentenanstalt  
für Einzel-Kapitalversicherungen

Tabelle 1

Alter $x$	Unter einjährigem Risiko stehende Policen	Beob- achtete Policen- sterbe- fälle	Beobachtete einjährige Sterbens- wahrchein- lichkeit in Promillen	Alter $x$	Unter einjährigem Risiko stehende Policen	Beob- achtete Policen- sterbe- fälle	Beobachtete einjährige Sterbens- wahrchein- lichkeit in Promillen
0	1 450,5	13	8,96	47	119 062	459	3,86
1	2 524	3	1,19	48	112 682	510	4,53
2	3 333,5	4	1,20	49	105 873	486	4,59
3	4 393	6	1,37	50	95 116,5	424	4,46
4	5 965,5	7	1,17	51	87 411	504	5,77
5	8 056,5	3	0,37	52	79 328,5	485	6,11
6	10 780,5	7	0,65	53	71 852,5	491	6,83
7	13 694,5	8	0,58	54	65 148	473	7,26
8	16 847	8	0,47	55	55 177	484	8,77
9	19 947	5	0,25	56	48 688,5	436	8,95
10	22 690,5	13	0,57	57	42 934	401	9,34
11	25 480	14	0,55	58	37 659,5	391	10,38
12	28 137,5	17	0,60	59	32 941,5	417	12,66
13	30 358	16	0,53	60	24 546	303	12,34
14	32 389	20	0,62	61	20 925	311	14,86
15	34 486,5	16	0,46	62	17 732	327	18,44
16	36 956,5	21	0,57	63	15 044	259	17,22
17	39 799,5	30	0,75	64	12 477,5	259	20,76
18	43 733	47	1,07	65	6 897	134	19,43
19	50 710,5	63	1,24	66	5 385	154	28,60
20	59 252,5	85	1,43	67	4 312,5	115	26,67
21	66 478	80	1,20	68	3 538	113	31,94
22	71 651	75	1,05	69	2 877	122	42,41
23	76 981	73	0,95	70	550	27	49,09
24	83 613,5	97	1,16	71	484,5	20	41,28
25	88 109,5	103	1,17	72	406,5	16	39,36
26	94 584,5	96	1,01	73	382,5	16	41,83
27	101 618	100	0,98	74	352,5	23	65,25
28	108 814	110	1,01	75	309	16	51,78
29	116 361	118	1,01	76	279,5	14	50,09
30	123 396	147	1,19	77	256,5	26	101,36
31	129 281	176	1,36	78	219,5	17	77,45
32	134 081	150	1,12	79	186	18	96,77
33	137 580	168	1,22	80	148	16	108,11
34	140 177	172	1,23	81	123,5	7	56,68
35	142 031,5	180	1,27	82	119	18	151,26
36	143 825,5	216	1,50	83	97	11	113,40
37	144 566	230	1,59	84	74,5	9	120,81
38	144 742	273	1,89	85	14	6	428,57
39	143 531,5	241	1,68	86	8	3	375,00
40	140 697,5	255	1,81	87	6	2	333,33
41	139 897,5	254	1,82	88	3	2	666,67
42	139 117,5	290	2,08	89	4	2	500,00
43	137 792	336	2,44	90	1	—	—
44	134 989	360	2,67	91	2	2	1000,00
45	130 475,5	379	2,90	92	—	—	—
46	125 027,5	385	3,08				

Tabelle 2

$x$	1000 $q_x$	$l_x$	$x$	1000 $q_x$	$l_x$
0	8,96	100 000	50	4,90	92 286
1	3,43	99 104	51	5,43	91 834
2	1,64	98 764	52	6,01	91 335
3	1,22	98 602	53	6,66	90 786
4	1,01	98 482	54	7,37	90 181
5	0,82	98 383	55	8,17	89 516
6	0,65	98 302	56	9,05	88 785
7	0,53	98 238	57	10,03	87 981
8	0,45	98 186	58	11,11	87 099
9	0,40	98 142	59	12,32	86 131
10	0,40	98 103	60	13,65	85 070
11	0,42	98 064	61	15,12	83 909
12	0,47	98 023	62	16,75	82 640
13	0,55	97 977	63	18,56	81 256
14	0,63	97 923	64	20,56	79 748
15	0,72	97 861	65	22,76	78 108
16	0,81	97 791	66	25,20	76 330
17	0,90	97 712	67	27,90	74 406
18	0,97	97 624	68	30,87	72 330
19	1,04	97 529	69	34,14	70 097
20	1,08	97 428	70	37,75	67 704
21	1,11	97 323	71	41,72	65 148
22	1,13	97 215	72	46,08	62 430
23	1,13	97 105	73	50,87	59 553
24	1,13	96 995	74	56,12	56 524
25	1,11	96 885	75	61,87	53 352
26	1,10	96 777	76	68,15	50 051
27	1,08	96 671	77	75,01	46 640
28	1,08	96 567	78	82,48	43 142
29	1,09	96 463	79	90,60	39 584
30	1,11	96 358	80	99,41	35 998
31	1,15	96 251	81	108,94	32 419
32	1,20	96 140	82	119,23	28 887
33	1,25	96 025	83	130,31	25 443
34	1,30	95 905	84	142,19	22 128
35	1,36	95 780	85	154,91	18 982
36	1,42	95 650	86	168,46	16 041
37	1,50	95 514	87	182,86	13 339
38	1,60	95 371	88	198,09	10 900
39	1,72	95 218	89	214,14	8 741
40	1,85	95 054	90	230,99	6 869
41	2,02	94 878	91	248,58	5 282
42	2,21	94 686	92	266,86	3 969
43	2,43	94 477	93	285,78	2 910
44	2,69	94 247	94	305,25	2 078
45	2,97	93 993	95	325,18	1 444
46	3,28	93 714	96	345,47	974
47	3,62	93 407	97	366,03	638
48	4,00	93 069	98	386,73	404
49	4,43	92 697	99	407,47	248

Tabelle 3

$x$	1000 $q_x$	$l_x$	$x$	1000 $q_x$	$l_x$
0	0,96	100 000	50	4,90	92 894
1	0,96	99 904	51	5,43	92 439
2	0,97	99 808	52	6,01	91 937
3	0,97	99 711	53	6,66	91 384
4	0,97	99 614	54	7,37	90 775
5	0,98	99 517	55	8,17	90 106
6	0,98	99 419	56	9,05	89 370
7	0,98	99 322	57	10,03	88 561
8	0,99	99 225	58	11,11	87 673
9	0,99	99 127	59	12,32	86 699
10	0,99	99 029	60	13,65	85 631
11	1,00	98 931	61	15,12	84 462
12	1,00	98 832	62	16,75	83 185
13	1,01	98 733	63	18,56	81 792
14	1,01	98 633	64	20,56	80 274
15	1,01	98 533	65	22,76	78 624
16	1,02	98 433	66	25,20	76 835
17	1,02	98 333	67	27,90	74 899
18	1,02	98 233	68	30,87	72 809
19	1,03	98 133	69	34,14	70 561
20	1,03	98 032	70	37,75	68 152
21	1,04	97 931	71	41,72	65 579
22	1,04	97 829	72	46,08	62 843
23	1,05	97 727	73	50,87	59 947
24	1,06	97 624	74	56,12	56 897
25	1,07	97 521	75	61,87	53 704
26	1,08	97 417	76	68,15	50 381
27	1,10	97 312	77	75,01	46 948
28	1,12	97 205	78	82,48	43 426
29	1,14	97 096	79	90,60	39 844
30	1,16	96 985	80	99,41	36 234
31	1,19	96 872	81	108,94	32 632
32	1,22	96 757	82	119,23	29 077
33	1,26	96 639	83	130,31	25 610
34	1,30	96 517	84	142,19	22 273
35	1,35	96 392	85	154,91	19 106
36	1,41	96 262	86	168,46	16 146
37	1,48	96 126	87	182,86	13 426
38	1,56	95 984	88	198,09	10 971
39	1,67	95 834	89	214,14	8 798
40	1,82	95 674	90	230,99	6 914
41	2,00	95 500	91	248,58	5 317
42	2,21	95 309	92	266,86	3 995
43	2,43	95 098	93	285,78	2 929
44	2,69	94 867	94	305,25	2 092
45	2,97	94 612	95	325,18	1 453
46	3,28	94 331	96	345,47	981
47	3,62	94 022	97	366,03	642
48	4,00	93 682	98	386,73	407
49	4,43	93 307	99	407,47	250

## Literaturverzeichnis

- [1] H. A. R. Barnett, Population mortality and assured lives' mortality in Great Britain – A comparison of trends, Transactions of the Faculty of Actuaries, Volume 25 – Part 2, 1957.
- [2] Verslag van de Verzekeringskamer betreffende het Levensverzekeringsbedrijf, de Bouwkassen en de Bemiddelende Organen.
- [3] Technische Grundlagen der Eidgenössischen Versicherungskasse, Bern 1960.
- [4] P. Nolfi, Technische Grundlagen für Pensionsversicherungen VZ 1960, Versicherungskasse der Stadt Zürich 1959.
- [5] Technische Grundlagen und Bruttotarife für Gruppenversicherungen 1960 der Vereinigung schweizerischer Lebensversicherungs-Gesellschaften.
- [6] H. Wyss, Beobachtungen über die Rentnersterblichkeit bei der Schweizerischen Lebensversicherungs- und Rentenanstalt, Mitteilungen der Vereinigung schweizerischer Versicherungsmathematiker, Band 43, Heft 1.
- [7] Fünfundsiebzig Jahre Basler Lebens-Versicherungs-Gesellschaft 1864–1939, Die Sterblichkeit im schweizerischen Volksversicherungsbestand in den Jahren 1912–1937.
- [8] E. Meier, Die Sterblichkeit im schweizerischen Volksversicherungsbestand der Basler Lebens-Versicherungs-Gesellschaft 1937–1943, Mitteilungen der Vereinigung schweizerischer Versicherungsmathematiker, Band 45, Heft 2.
- [9] Fünfundsiebzig Jahre Schweizerische Lebensversicherungs- und Rentenanstalt Zürich, Die Sterblichkeit bei den Kapitalversicherungen in den Jahren 1921 bis 1930.
- [10] H. Wyss, Beobachtungen über die Sterblichkeit bei den Einzel-Kapitalversicherungen der Schweizerischen Lebensversicherungs- und Rentenanstalt, Mitteilungen der Vereinigung schweizerischer Versicherungsmathematiker, Band 42, Heft 2.
- [11] W. Frauenfelder, Beobachtungen über die Sterblichkeit bei den Einzel-Kapitalversicherungen der Schweizerischen Lebensversicherungs- und Rentenanstalt, Mitteilungen der Vereinigung schweizerischer Versicherungsmathematiker, Band 54, Heft 1.
- [12] Eidgenössisches Statistisches Amt, Schweizerische Volkssterbetafeln 1941/50 und 1948/53, Bern 1955.
- [13] Hans Winzer, Sterbetafeln 1955/57, Bundesgebiet, für Männer und Frauen, Hamburg 1961.
- [14] Etudes Statistiques, supplément trimestriel du bulletin mensuel de statistique, table de mortalité de la population française pour la période 1952–1956.
- [15] Centraal Bureau voor de Statistiek, Sterftetafels voor Nederland, W. de Haan N. V. Zeist, 1957.
- [16] Charles M. Sternhell, The new Standard ordinary mortality table, Society of Actuaries, Transactions Volume IX, 1957.

- [17] H. Cramér and H. Wold, Mortality Variations in Sweden, Skandinavisk Aktuarietidskrift, Jahrgang XVIII–1935.
  - [18] Comptes rendus du XVI<sup>e</sup> Congrès international d'actuares, Volume II, Bruxelles, 15–22 juin 1960.
  - [19] L. V. Martin, The recent trend of mortality in Great Britain, Journal of the Institute of Actuaries, Vol. 86, Part. III, No. 374, 1960.
- 

### Résumé

La présente publication renseigne sur les observations de la mortalité faites par la «Rentenanstalt» dans son propre portefeuille pour les 10 années 1950/60. Elle est la suite des publications parues pour chaque décade de 1920 à 1950. On a ajusté analytiquement les valeurs brutes: un premier ajustement suit étroitement les observations, un second présente une allure monotone croissante des taux annuels de mortalité. L'influence de la sélection et du sexe, l'évolution de la mortalité dans le temps, les statistiques de décès selon les causes et la comparaison avec d'autres tables font l'objet d'une partie spéciale. Finalement on trouvera une table pour la décennie 1960/70 reposant sur une extrapolation partiellement linéaire, partiellement exponentielle.

### Summary

Continuing the publications about the mortality experiences of Rentenanstalt which have been issued for every decade since 1920, the observations for the next 10 years from 1950 to 1960 are made known. From these data two analytical mortality tables are derived, one fitting the observations well, the other increasing monotonously. The effects of selection, mortality according to sex, time alteration of mortality, statistics about the causes of death and comparisons with other tables form special investigations. Finally a mortality table for the decade 1960/1970 is given derived by means of linear and exponential extrapolation.

### Riassunto

Come continuazione delle pubblicazioni sulle esperienze fatte dalla «Rentenanstalt» sulla mortalità, apparse per ogni decennio dal 1920 al 1950, vengono ora presentate le osservazioni riguardanti i 10 anni 1950/60. Attenendosi ad esse sono state compilate analiticamente due tavole di mortalità: la prima segue strettamente le osservazioni, la seconda presenta un corso monotono crescente dei tassi di mortalità annuali. L'influenza della selezione e del sesso, l'evoluzione della mortalità nel tempo, le statistiche sulle cause dei decessi e le comparazioni con altre tavole formano oggetto di ricerche speciali. In ultimo si trova una tavola per il decennio 1960/70 basata su una extrapolazione parzialmente lineare, parzialmente esponenziale.