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: 29.10.2025

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] ¹). 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-

¹⁾ 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 Zähleinheit dient die Police. Bei Versicherungen auf mehrere Leben wird für jede versicherte Person eine Police gezählt. Für die Altersbestimmung zählt das individuelle Tarifalter 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, Aufhe

(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 Po	lice	en	•	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 unausgeglichenen 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 unausgeglichenen 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 χ^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 ($0 \le x \le 3$) 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 ($3 \le x \le 31$) 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 χ^2 -Test geprüft worden.

Das zweite Verbindungsstück ($31 \le x \le 43$) 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 ($43 \le x < \omega$) wurde am meisten Aufmerksamkeit geschenkt. Als Grundlage zu seiner Ausgleichung dienten die unausgeglichenen Werte von x=40 bis 84. Durch systematische Änderung der Konstanten ist die Ausgleichung mittels der Perksschen Funktion schrittweise verbessert worden, bis für den χ^2 -Test die Schranke von 1% unterschritten wurde.

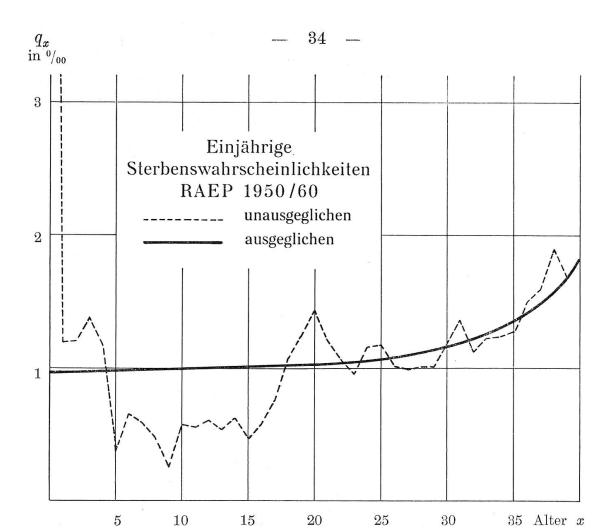
Die Tafel RAE 1950/60 für die einjährigen Sterbenswahrscheinlichkeiten ist somit durch die 4 folgenden Funktionen charakterisiert:

$$\begin{array}{lll} 0 \leqq x \leqq 3 & 10^3 \, q_x = 0{,}049 \, 618 \, x^4 - 0{,}691 \, 451 \, x^3 + \\ & + 3{,}595 \, 276 \, x^2 - 8{,}481 \, 468 \, x + 8{,}962 \, , \\ 3 \leqq x \leqq 31 & 10^3 \, q_x = -81{,}648 \cdot 10^{-9} \, x^6 + 9{,}422 \cdot 10^{-6} \, x^5 - \\ & - 0{,}397 \, 939 \cdot 10^{-3} \, x^4 + \\ & + 7{,}212 \, 536 \cdot 10^{-3} \, x^3 - 0{,}043 \, 414 \, x^2 - \\ & - 0{,}115 \, 172 \, x + 1{,}796 \, 362 \, , \\ 31 \leqq x \leqq 43 & 10^3 \, q_x = 0{,}000 \, 517 \, 706 \, x^3 - 0{,}049 \, 545 \, x^2 + \\ & + 1{,}628 \, 134 \, x - 17{,}132 \, 474 \, , \\ 43 \leqq x < \omega & 10^3 \, q_x = \frac{A + Bc^{(x-62)}}{1 + Dc^{(x-62)}} & \text{mit} \quad c = 1{,}1115 \\ & \text{und} \ A = 0{,}165 \, 955 \\ & B = 16{,}948 \, 830 \\ & D = 0{,}021 \, 589. \end{array}$$

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 unausgeglichenen Sterbenswahrscheinlichkeiten im Bereich $0 \le x \le 40$ 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

$$\begin{split} 0 & \leq x \leq 20 & 10^3 \, q_x = 0{,}003\,674\,x + 0{,}957\,844, \\ 20 & \leq x < 40 & 10^3 \, q_x = 4{,}794\,444 - 0{,}057\,222\,x - \\ & - \sqrt{13{,}236\,420 - 0{,}318\,836\,x - 0{,}000\,003\,4\,x^2}, \\ 40 & \leq x < \omega & 10^3 \, q_x = \frac{A + Bc^{(x-62)}}{1 + Dc^{(x-62)}} & \text{mit} \quad c = 1{,}1115 \\ & \text{und} \ A = 0{,}165\,955 \\ & B = 16{,}948\,830 \\ & D = 0{,}021\,589. \end{split}$$

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

Beobachtungsjahre 1950/60

	Unter		Zah	l der Sterbe	efälle	
Alters- gruppe	einjährigem Risiko stehende Ver- sicherungen	beob- achtet	berec RAE			e Zahl in Pro- berechneten 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	$692\ 493,5$	$1\;495$	1548,3	1 541,3	96,6	97,0
45 - 49	593 120,0	$2\ 219$	2148,4	$2148,\!4$	103,3	103,3
50 - 54	398 856,5	$2\ 377$	2376,2	2 376,2	100,0	100,0
55 - 59	217 400,5	$2\;129$	2146,3	2146,3	99,2	99,2
60-64	$90\ 724,5$	$1\ 459$	1484,2	1484,2	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	13799	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. $6^{0}/_{00}$ und über die ganze Tafel 2 bzw. $3^{0}/_{00}$.

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 10000

	Gerechnet nach den Grundlagen							
Versicherungsdauer	RAE 1950	0/60, 2 ½ %	RAEP 1950	0/60, 2 ½ %				
in Jahren	Eintrit	ttsalter	Eintrit	tsalter				
	10	20	10	20				
	Jahre	Jahre	$_{ m Jahre}$	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

			Gerechnet na	ch den Grundlage	en		
Versiche	rungsdauer	RAE 1950	/60, 2 ½ %	RAEP 1950	/60, 2 ½ %		
in J	ahren	Eintrit	tsalter	Eintritt	Eintrittsalter		
		10	20	10	20		
		$_{ m Jahre}$	$_{ m Jahre}$	Jahre	Jahre		
]	10	6,6	10,8	9,9	10,4		
9	20	8,4	11,8	10,1	11,6		
6	30	9,6	15,9	10,9	15,8		
4	40	12,6	$25,\!5$	13,7	25,4		

Bei den gemischten Versicherungen ist der Unterschied der Prämiensätze 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 Selektionstafeln 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 diente. 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

	Versicherungsjahr									
Beobachtungs-	1.	2.	3.	4.	5.	6. und folgende				
jahre	%	%	%	%	%	%				
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:

							Versicherungsjahr						
Beobachtungs- jahre							$\frac{1}{\%}$	2. bis 5. %	6. und folgende %				
v													
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

			Al	ter		
Sterbetafel	15	25	35	45	55	65
SF zu SM	%	%	%	%	%	%
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

	Altersgruppe									
Beobachtungs-	10 - 19	20 - 29	30 - 39	40-49	50-59	60 - 69				
jahre	%	%	%	%	%	%				
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

Α	ltersgrup	pe					$1921/31 \ \%$	$1930/40 \ \%$	1940/50 %	$1950/60\ \%$
		P								
	0-9	٠	•	٠	٠	٠	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

Altersgrup	ре				$1940/45 \\ \%$	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		٠	•		136	115	108	94
50 - 59			•		135	120	108	94
60 – 69			٠		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.

— 41 — Gliederung der Sterbefälle nach Todesursachen

		Beobachtungsintervalle							
	1921/31	1930/40	1940/50	1950/60					
Todesursache	%	%	%	%					
Tuberkulose	15	10	8	2					
Infektionskrankheiten	17	16	8	4					
Krebs	12	13	19	23					
Erkrankungen der Zirkula-									
$tionsorgane \dots \dots \dots$	19	21	28	27					
Erkrankungen der Verdau-									
ungs- 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 30–39 40–49	235 268 569	230 247 520	179 199 348	110 147 292
Tuberkulose	50–59 20–29	1529 70	1332 45	$\frac{945}{25}$	777 3
	30–39 40–49	58 71	40 51	30 33	6 9
Infektionskrank-	50–59 20–29	92 45	58 44	$\frac{43}{24}$	10 8
heiten	30–39 40–49	52 96	51 89	20 26	9 10
Krebs	50–59 20–29 30–39	180 10 18	151 4 22	59 5 26	20 9 25
	40–49 50–59	74 274	70 244	65 221	67 215
Erkrankungen der Zirkulations- organe	20–29 30–39 40–49	$14 \\ 24 \\ 117$	$7 \\ 26 \\ 100$	10 20 87	7 21 78
Unfall	50–59 20–29	529 50	457 68	$\frac{363}{72}$	276 49
	30–39 40–49	43 74	43 53	47 42	40 45
Selbsttötung	50–59 20–29 30–39	83 16 22	61 26 23	45 18 17	67 17 17
	50–59 40–49 50–59	31 58	34 65	26 38	24 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 Rückgang 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 Beobachtungsjahre					Rentenanstalt Beobachtungsjahre			
	1921/30	1931/41	1941/50	1948/53	1	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 Bevölkerung 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.		٠				54	56
45 .						62	60
50 .					•	71	60
55 .	•				٠	83	61
60.	•		٠		•	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 Versichertenund 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	$\mathrm{RAE}\ 1950/60$	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

Niederländische Versichertentafel für Grosslebensversicherungen

Alter	RAH 1930/40	RAE 1950/60	1933/37	$rac{ m (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 in Prozenten von RAH 1930/40	N-Tafel 1953/57 in Prozenten von RAE 1950/60	N-Tafel 1933/37 in Prozenten von N-Tafel 1953/57	RAH 1930/40 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]		Niederländische Volkssterbetafel 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 ∠ 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	$\begin{array}{c} {\rm RAH} \\ 1930/40 \end{array}$	$\begin{array}{c} {\rm RAE} \\ {\rm 1940/50} \end{array}$	RAE 1950/60	Voraussage RAE 1960/70
20	$egin{array}{l} q_{m{x}} \ ar{q}_{m{x}} \end{array}$	2,33 $2,45$ $-0,12$	2,20 2,01 0,19	1,56 1,57 - 0,01	1,08 $1,13$ $-0,05$	0,70
30	$rac{q_x}{ar{q}_x}$	2,25 $2,36$ $-0,11$	2,08 2,00 0,08	1,83 1,63 0,20	1,11 $1,27$ $-0,16$	0,90
40	$egin{array}{l} q_x \ ar{q}_x \end{array}$	3,47 $3,68$ $-0,21$	3,46 3,09 0,37	2,38 $2,49$ $-0,11$	1,85 $1,90$ $-0,05$	1,31

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 xjährigen zur Zeit t_0 und -q'(x,t)

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

die Intensität der Sterblichkeitsabnahme, welche nur von \boldsymbol{x} abhängt.

Die Konstanten λ_x errechnen sich aus der Beziehung $T_x = \frac{\ln 2}{\lambda_x}$, wobei T_x die Halbwertzeit für den Sterblichkeitsrückgang bedeutet. Der Begriff der Halbwertzeit 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 Halbwertzeit 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

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

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 $x \ge 40$.

Die endgültige Extrapolation für x=40 bis 70 erfolgte auf Grund des arithmetischen Mittels der beiden Hypothesen, d. h. der Halbwertzeit $T_x=\frac{1}{2}\Big(\frac{x}{2}+40\Big)$ 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	$\begin{array}{c} {\rm Voraussage} \\ {\rm RAE} \\ {\rm 1960/70} \\ q_x {\rm Promille} \end{array}$	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	20-29	9	0,67
30	1,11	0,90	19		80 T-200	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

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

 $1000 {\it fache}\, q_x \; {\it RAE} \; 1960/70 \; ({\it Voraussage})$

	1000		1000
x	$q_{m{x}}$	x	$q_{m{x}}$
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.

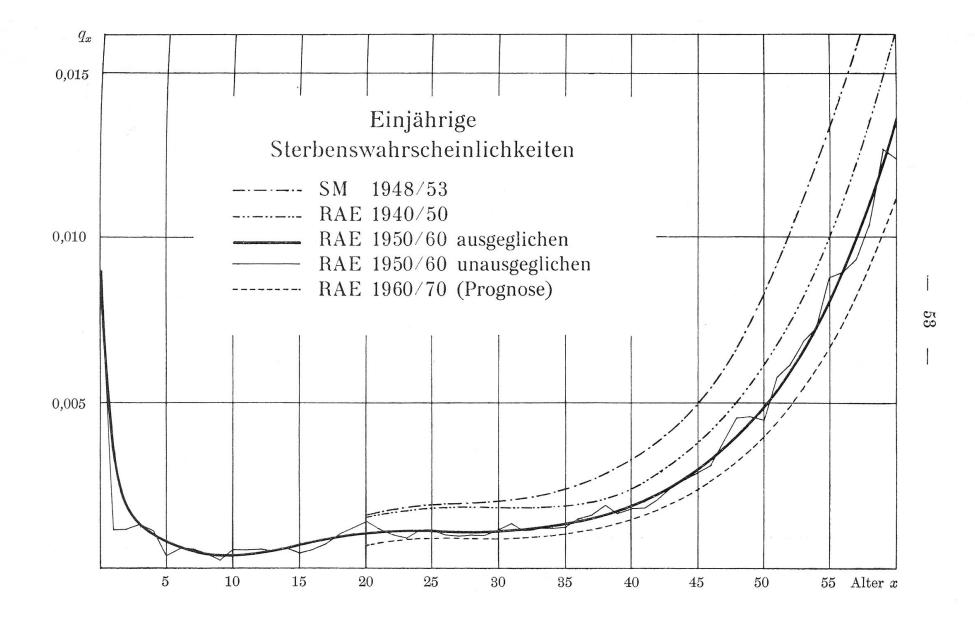
Nettoprämien für eine gemischte Versicherung mit der Summe 10 000

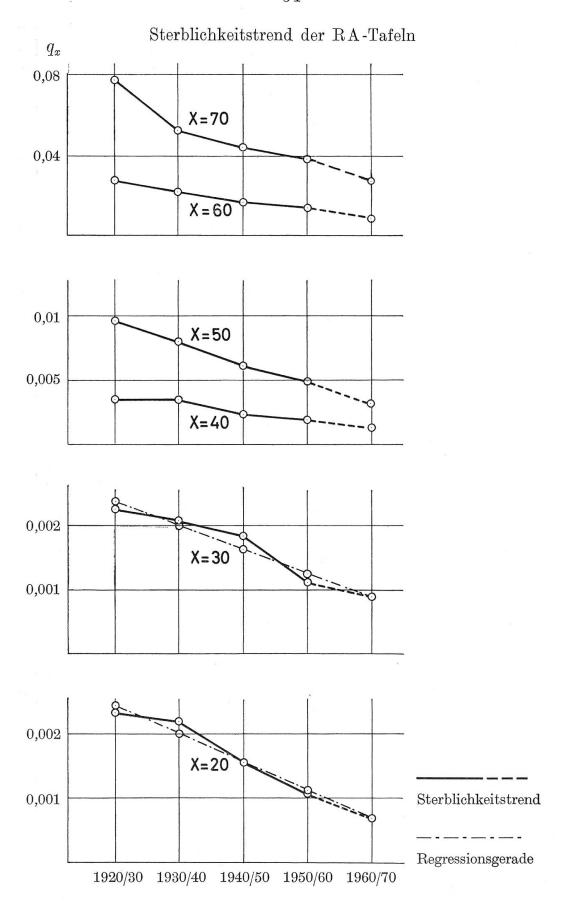
			Eintrittsalte	\mathbf{r}	
Versicherungs-	20	30	40	50	60
dauer	$_{ m Jahre}$	$_{ m Jahre}$	Jahre	Jahre	$_{ m Jahre}$
in Jahren	1	nach der Grun	dlage RAE 19	950/60, 2 ½ %	
10	876,2	876,8	882,4	902,6	968,2
20	388,1	390,4	401,5	438,0	
30	229,8	235,4	256,1		
40	155,3	167,0			
	1	nach der Grun	dlage RAE 19	960/70, 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

			Eintrittsalte	\mathbf{er}	
Versicherungs-	20	30	40	50	60
dauer	Jahre	Jahre	$_{ m Jahre}$	Jahre	Jahre
in Jahren		nach der Grund	llage RAE 19	950/60, 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 Grund	dlage RAE 19	960/70, 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.





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
$\begin{array}{c} \text{Alter} \\ x \end{array}$	Unter einjährigem Risiko stehende Policen	Beob- achtete Policen- sterbe- fälle	Beobachtete einjährige Sterbens- wahrschein- lichkeit in Promillen	Alter	Unter einjährigem Risiko stehende Policen	Beob- achtete Policen- sterbe- fälle	Beobachtete einjährige Sterbens- wahrschein- lichkeit in Promiller
0	1 450,5	13	8,96	47	119 062	459	3,86
$rac{1}{2}$	$2524 \\ 3333,5$	$\frac{3}{4}$	1,19 1,20	48 49	$\begin{array}{c c} 112682 \\ 105873 \end{array}$	$\frac{510}{486}$	4,53 4,59
$\frac{2}{3}$	4 393	6	1,37		600 Company (600 C	erchiteh W	
4	5 965,5	7	1,17	50 51	95 116,5 87 411	424 504	$4,46 \\ 5,77$
5	8 056,5	3	0,37	52	79 328,5	485	6,11
$\frac{6}{7}$	10 780,5	7 8	0,65	53	71 852,5	491	6,83
8	$\begin{array}{c} 13694,5 \\ 16847 \end{array}$	8	$0,58 \\ 0,47$	54	65148	473	7,26
9	19 947	5	0,25	55	55 177	484	8,77
10	22 690,5	13	0,57	56 57	48688,5 42934	436 401	8,95 9,34
11	25 480	14	0,55	58	37 659,5	391	10,38
$\overline{12}$	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
$\begin{array}{c} 15 \\ 16 \end{array}$	34 486,5 36 956,5	$\begin{array}{ c c c } & 16 \\ & 21 \end{array}$	$0,46 \\ 0,57$	62	17732	327	18,44
$\frac{10}{17}$	39 799,5	30	0,57	63	15044	259	17,22
18	43 733	47	1,07	64	12477,5	259	20,76
19	50 710,5	63	1,24	65	6 897	134	19,43
20	59 252,5	85	1,43	66 67	5385 $4312,5$	$154 \\ 115$	28,60 26,67
$\overline{21}$	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
$\frac{24}{25}$	83 613,5 88 109,5	97 103	1,16 1,17	71	484,5	20	41,28
$\frac{25}{26}$	94 584,5	96	1,01	72	406,5	16	39,36
$\frac{20}{27}$	101 618	100	0,98	73	382,5	16	41,83
28	108 814	110	1,01	74	352,5	23	65,25
29	116361	118	1,01	75 76	309 270 5	16 14	51,78 50,09
30	123396	147	1,19	77	279,5 $256,5$	26	101,36
31	129281	176	1,36	78	219,5	17	77,45
32	134 081	150	1,12	79	186	18	96,77
$\frac{33}{34}$	$egin{array}{c} 137580 \ 140177 \end{array}$	168 172	1,22 1,23	80	148	16	108,11
35	142 031,5	180	1,27	81	123,5	7	56,68
36	143 825,5	216	1,50	82	119	18	151,26
37	144566	230	1,59	83	97	11	113,40
38	144 742	273	1,89	84	74,5	9	120,81
39	143 531,5	241	1,68	85 86	$\frac{14}{8}$	6 3	428,57 375,00
40	140 697,5	255	1,81	87	6	3 2 2	333,33
41	139 897,5	254	1,82	88	3		666,67
$\begin{array}{c} 42 \\ 43 \end{array}$	$\begin{array}{ c c c c }\hline 139117,5\\ 137792\\ \hline\end{array}$	290 336	$2,08 \\ 2,44$	89	4	2	500,00
44	134 989	360	2,44	90	1		
45	130 475,5	379	2,90	91	$\frac{1}{2}$	2	1000,00
46	125 027,5	385	3,08	92			

 ${\bf Tabelle~2}$

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

Tabelle 3

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

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^e Congrès international d'actuaires, 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.