

<b>Zeitschrift:</b>	Mitteilungen / Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker = Bulletin / Association des Actuaires Suisses = Bulletin / Association of Swiss Actuaries
<b>Herausgeber:</b>	Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker
<b>Band:</b>	- (1987)
<b>Heft:</b>	2
<b>Artikel:</b>	Die Überlebensordnungen AHV VI und AHV VIbis
<b>Autor:</b>	Herzog, Bernd
<b>DOI:</b>	<a href="https://doi.org/10.5169/seals-967153">https://doi.org/10.5169/seals-967153</a>

### **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:** 27.01.2026

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

BERND HERZOG, Bern

## Die Überlebensordnungen AHV VI und AHV VI<sup>bis</sup>

### 1 Einleitung

Für die Belange der AHV werden periodisch neue Rechnungsgrundlagen erstellt. Nachdem seit 1948 bereits fünf Grundwerttafeln erarbeitet wurden, werden demnächst die Tafeln AHV VI und AHV VI<sup>bis</sup> veröffentlicht. Die Bezeichnungen besagen, daß beide neuen Tafeln auf dieselben Daten abgestützt sind und eine einheitliche Extrapolationstechnik angewandt wird, sie sich aber im Zeitraum der Vorausberechnung, 15 bzw. 30 Jahre, unterscheiden.

Rechnungsgrundlagen beinhalten Barwerttafeln und Modellrechnungen über die künftige Entwicklung der Bestände der Beitragspflichtigen und Rentner, die in einer Umlagefinanzierung zentral sind. So stehen Sterbetafeln, welche die mittelfristig zu erwartende Entwicklung der Sterblichkeit berücksichtigen, im Mittelpunkt und werden im folgenden vorgestellt.<sup>1</sup>

### 2 Wahl der Methode der Sterblichkeitsextrapolation

Wie schon bei früheren Tafeln wird zur Extrapolation der Sterblichkeit ein mechanisches Verfahren angewandt, das sich auf die in der Vergangenheit zu beobachtenden Trends abstützt.

Dem Extrapolationsansatz liegt die Entwicklung der Sterblichkeit zwischen 1942 und 1981 zugrunde, wie sie in den fünf schweizerischen Volkssterbetafeln 1939/44, 1948/53, 1958/63, 1968/73 und 1978/83 enthalten ist. Getrennt nach den beiden Geschlechtern liegt somit zu jedem Alter eine 40jährige Sterblichkeitszeitreihe vor:

$$\begin{aligned} \{ q_{x/y}(1939/44), q_{x/y}(1948/53), q_{x/y}(1958/63), \\ q_{x/y}(1968/73), q_{x/y}(1978/83) \} \\ (x/y = 0, 1, 2, \dots). \end{aligned} \quad (1)$$

<sup>1</sup> Annahmen, Methoden und Resultate wurden im Ausschuss für mathematische und finanzielle Fragen der Eidg. AHV/IV-Kommission beraten. Den Mitgliedern sei an dieser Stelle für ihre Unterstützung und wertvollen Hinweise Dank ausgesprochen.

Bei den Männern sind 70 % und bei den Frauen 80 % dieser Zeitreihen strikt abnehmend, so dass sich wie in den früheren Jahren der Ansatz

$$q_{x/y}(t) = q_{x/y} \cdot \exp[-\eta_{x/y} \cdot (t - t_0)] \quad (2)$$

als Extrapolationsmethode aufdrängt.

In rund 10 % aller Fälle (1) ist ein Wiederanstieg der Sterblichkeit zu beobachten. Dies betrifft den Altersbereich 18–31. So wurde untersucht, ob sich andere Funktionstypen (unter anderem die logistische Funktion) besser zur Interpolation der Zeitreihen eignen, als der Ansatz (2). Es resultieren vergleichbare Ergebnisse, so dass kein Grund bestand, eine neue Technik zu wählen. Demzufolge wird, wie bereits bei den Berechnungen der Tafeln AHV IV, IV<sup>bis</sup> und AHV Va, Vb, Vc (vgl. *Kunz*, 1977), Ansatz (2) angewandt. Bei den drei Tafeln AHV V wurden in einzelnen Altern gezielte Korrekturen aufgrund der eher stagnierenden Sterblichkeitsentwicklung in diesen Altern vorgenommen. Der Vergleich zwischen der Tafel AHV Va (Extrapolation auf das Jahr 1981) und dem effektiven Stand der Sterblichkeit gemäss Tafel SM/SF 1978/83 zeigt aber, dass von derart gezielten Eingriffen abgesehen werden kann. Immerhin zeigt sich eine gewisse Verlangsamung der Sterblichkeitsverminderung. Diesem Umstand kann Rechnung getragen werden, indem die Zeit in einer anderen als der linearen Skala gemessen wird. Ansatz (2) wird dementsprechend erweitert:

$$q_{x/y}(t) = q_{x/y} \cdot \exp[-\eta_{x/y} \cdot (t - t_0)^{c_{m/f}}] \quad (3)$$

Es gilt nun, vorerst die Parameter  $c_{m/f}$  zu bestimmen.

### 3 Die Bestimmung des Zeitdilatationsparameters c

Zu jedem Alter  $x$  ( $0 \leq x \leq \omega$ ) liegt ein  $n$ -tupel von rohen oder ausgeglichenen Sterbewahrscheinlichkeiten  $\tilde{q}_x(t_1), \dots, \tilde{q}_x(t_n)$  vor ( $-\infty < t_1 < \dots < t_n < +\infty$ ). Diese Entwicklung der Sterblichkeit in der Vergangenheit wird durch die Funktionen

$$q_x(t) = q_x \cdot \exp[-\eta_x \cdot (t - t_0)^c] \quad (4)$$

bzw. deren Grenzwertfunktionen (s. Tab. 1) approximiert. Dabei wird davon ausgegangen, dass diese Funktionen  $q_x(t)$  auch die künftige Sterblichkeitsentwicklung angeben.

Die Parameter  $c$ ,  $\{\eta_x\}$  und  $\{q_x\}$  werden als Kleinstes-Quadratsumme-Schätzer der logarithmierten Sterblichkeit bestimmt, d. h.

$$\sum_x \sum_{i=1}^n g_i(x) \cdot [\ln q_x(t_i) - \ln \tilde{q}_x(t_i)]^2 \quad (5)$$

ist zu minimieren. Dabei sind die  $g_i(x)$  Gewichtungsfaktoren, welche einerseits vom gewählten Zeitpunkt  $t_i$  (im allg. je weiter  $t_i$  zurückliegt, umso kleiner  $g_i(x)$ ) und andererseits vom Alter  $x$  (im allg. je tiefer das Alter  $x$ , umso grösser  $g_i(x)$ ) abhängen. Dies führt auf

$$g_i(x) = g_i \cdot B_i(x), \quad (6)$$

wobei

$$\begin{aligned} g_i &= \text{Gewichtungsfaktor für den Zeitpunkt } t_i, \\ B_i(x) &= \text{effektiver oder angenäherter Bevölkerungsbestand der } x\text{-jährigen zum Zeitpunkt } t_i. \end{aligned}$$

Der dem Minimum der Quadratsumme (5) entsprechende Zeitdilatationsparameter  $c_m$  wird mit Hilfe numerischer Methoden bestimmt. Dabei wird berücksichtigt, dass zu beliebig vorgegebenem  $c$  für jedes Alter  $x$  eine explizit angebbare Funktion  $q_x(t)$  existiert, welche

$$\sum_{i=1}^n g_i(x) \cdot [\ln q_x(t_i) - \ln \tilde{q}_x(t_i)]^2 \quad (7)$$

minimiert (s. Tab. 1).

Der Ansatz (4) bedingt, dass der Nullpunkt  $t_0$  der Zeitachse höchstens gleich  $t_1$  sein kann. Ist  $t_0 < t_1$ , so sind negative  $c$ -Werte möglich, nicht hingegen im Falle  $t_0 = t_1$ . Aus den möglichen Formen von Funktionen des Typus (4) ist ersichtlich, dass zu Funktionen mit negativen  $c$  jeweils Funktionen mit positiven  $c$  existieren, welche in der überhaupt zu erwartenden Prognosegenauigkeit dieselben Dienste leisten. Es wird deshalb jeweils von der Annahme  $t_0 = t_1$  ausgegangen. Dies ist auch insofern gerechtfertigt, als Kontrollrechnungen ergeben haben, dass für  $t_0 < t_1$  die Hochrechnungsgenauigkeit eher abnimmt.

Tabelle 1

Funktion $q_x(t)$ , welche zu vorgegebenem $c$ die Quadratsumme (7) minimiert.		
Es bedeutet $(t^*, q_x^*)$ ein vorgebares Wertepaar so, dass $q_x(t^*) = q_x^*$ $[t^* \geq t_0]$ . Wird $(t^*, q_x^*)$ nicht vorgegeben, so sind		
$t^* = \begin{cases} t_0 + \sqrt[c]{\frac{1}{g(x)} \cdot \sum_{i=1}^n g_i(x) \cdot (t_i - t_0)^c} & \text{für } c \neq 0 \\ t_0 + \sqrt[g(x)]{\prod_{i=1}^n (t_i - t_0)^{g_i(x)}} & \text{für } c = 0 \end{cases}$		
und		
	$q_x^* = \sqrt[g(x)]{\prod_{i=1}^n \tilde{q}_x(t_i)^{g_i(x)}}$	
zu setzen, mit $g(x) = \sum_{i=1}^n g_i(x)$ .		
	$t_0 = t_1$	$t_0 < t_1$
$c = -\infty$	—	*)
$-\infty < c < 0$	—	$q_x^* \cdot \exp \left[ \frac{\sum_{i=1}^n g_i(x) \cdot A_i(x) \cdot T_i}{\sum_{i=1}^n g_i(x) \cdot T_i^2} \cdot \{(t - t_0)^c - (t^* - t_0)^c\} \right]$
$c = 0$	*)	$q_x^* \cdot \left( \frac{t - t_0}{t^* - t_0} \right)^{\sum_{i=1}^n g_i(x) \cdot A_i(x) \cdot D_i / \sum_{i=1}^n g_i(x) \cdot D_i^2}$
$0 < c < +\infty$		$q_x^* \cdot \exp \left[ \frac{\sum_{i=1}^n g_i(x) \cdot A_i(x) \cdot T_i}{\sum_{i=1}^n g_i(x) \cdot T_i^2} \cdot \{(t - t_0)^c - (t^* - t_0)^c\} \right]$
$c = +\infty$	*)	
$T_i = (t_i - t_0)^c - (t^* - t_0)^c; \quad D_i = \ln(t_i - t_0) - \ln(t^* - t_0);$ $A_i(x) = \ln \tilde{q}_x(t_i) - \ln q_x^* \quad (i = 1, \dots, n)$		

\*) Siehe nächste Seite.

Der Ansatz (4) kann verallgemeinert werden zu

$$q_x(t) = q_x \cdot \exp \left[ -\eta_x \cdot (t - t_0)^{c(X)} \right], \quad x \in X, \quad (8)$$

wo  $X$  eine Teilmenge der möglichen Alter  $\{0, 1, 2, \dots, \omega\}$  und  $c(X)$  der auf dieser Altersgruppe konstante Zeitdilatationsparamenter bedeuten.

Wird  $c$  überhaupt nicht mehr als auf vorgegebenen Altersgruppen a priori konstanter Parameter verstanden, so ergibt sich aus dem Ansatz

$$q_x(t) = q_x \cdot \exp [-\eta_x \cdot (t - t_0)^{c_x}] \quad (9)$$

für jedes Alter  $x$  ein altersabhängiger Wert  $c_x$ .

Die ursprüngliche, einzige Bedingung

$$\sum_x \sum_{i=1}^n g_i(x) \cdot [\ln q_x(t_i) - \ln \tilde{q}_x(t_i)]^2 \stackrel{!}{=} \min$$

wird so in eine ganze Schar von Bedingungen

$$\sum_{i=1}^n g_i(x) \cdot [\ln q_x(t_i) - \ln \tilde{q}_x(t_i)]^2 \stackrel{!}{=} \min \quad (x = 0, 1, 2, \dots)$$

aufgefächert.

Die Graphiken 1 und 2 im Anhang zeigen, dass sich die Wertereihe  $\{c_x\}$  recht sprunghaft verhält. Damit erscheint die Wahl eines für alle Alter  $x$  konstanten Wertes  $c$  fragwürdig. Andererseits kann nicht daran gedacht werden, die Reihe  $\{c_x\}$  für eine Sterblichkeitsextrapolation zu verwenden. Es wurde deshalb versucht, einerseits die Schwankungen der Wertereihe  $\{c_x\}$  in beschränktem Masse nachzuvollziehen, andererseits nicht zu komplizierte Funktionsverläufe zu erhalten: die  $\{c_x\}$  wurden durch ein Polynom 3. Grades  $c(x)$  ausgeglichen. Dabei erwies sich die Vorstellung, dass diese Funktion  $c(x)$  in der Zeit eine gewisse Stabilität aufweise oder eine eindeutige Tendenz in ihrer zeitlichen Entwicklung ersichtlich werde, als nicht haltbar. So wird dennoch ein für alle Alter  $x$  gleicher Wert  $c$  verwendet. Die Korrektur zum Wert  $c_x$  erfolgt je nach dem Unterschied zwischen  $c$  und  $c_x$  mehr oder weniger gut durch den anderen Parameter  $\eta_x$ .

\*<sup>1</sup> Für  $c = +\infty$  und  $c = -\infty$  ( $t_0 < t_1$ ) bzw.  $c = 0$  ( $t_0 = t_1$ ) ergibt sich eine konstante oder stückweise konstante Funktion mit einer Sprungstelle. Wegen der zum Teil komplizierten Abhängigkeit der Sprungstelle und der Funktionswerte von den vorgegebenen Stützwerten und  $t_0$ , wurde von einer expliziten Angabe abgesehen.

Vor der expliziten numerischen Bestimmung des Parameters  $c$  ist noch die Wahl der Gewichtungsfaktoren (Ansatz (6)) zu treffen. Auf Grund von Kontrollrechnungen kann auf eine unterschiedliche Gewichtung für die Zeitpunkte  $t_i$  verzichtet werden, d.h. es kann  $g_i \equiv 1$  gesetzt werden. Bei einer Berücksichtigung der altersmäßig unterschiedlichen Bevölkerungsbestände genügt es, auf die Überlebensordnung  $l_x$  der neuesten schweizerischen Volkssterbetafel 1978/83 abzustellen, d.h. es wird  $B_i(x) = l_x$  ( $i = 1, \dots, n$ ) gesetzt. Somit werden die folgenden beiden Modelle in die Untersuchungen einbezogen:

$$\sum_x l_x \sum_{i=1}^n [\ln q_x(t_i) - \ln \tilde{q}_x(t_i)]^2 \stackrel{!}{=} \min \quad (10a)$$

mit der Lösung  $c_1$ :

$$\sum_x \sum_{i=1}^n [\ln q_x(t_i) - \ln \tilde{q}_x(t_i)]^2 \stackrel{!}{=} \min \quad (10b)$$

mit der Lösung  $c_2$ .

Die Tabelle 2 zeigt auf, dass sich nur ein unwesentlicher Einfluss der altersabhängigen Gewichtung  $\{l_x\}$  ergibt. Ebenfalls kaum beeinflusst wird der Parameter  $c$ , wenn den Berechnungen Sterbewahrscheinlichkeiten unterschiedlichen Niveaus zugrundeliegen (gleichzeitige Verwendung von 5- und 10jährigen Sterbetafeln). Es ergibt sich allerdings ein gewisser Schwankungsbereich, in welchem  $c$  frei gewählt werden kann.

Zu Vergleichszwecken und zur Absicherung der erhaltenen Resultate wurden  $c$ -Werte aufgrund der Tafeln der Eidgenössischen Versicherungskasse (EVK) berechnet; wegen der EVK-Tafeln konnte dabei nicht der ganze Altersbereich  $0 - \omega$  in die Berechnungen einbezogen werden (s. Tab. 3).

Die EVK-Tafeln für Frauen müssen aus Gründen der Beschränktheit der Datenbasis (Anzahl Versicherte) als Vergleichsmasstab verworfen werden. Bei den Männern ist die unterschiedliche Art der den beiden Tafeln zugrundeliegenden Populationen zu berücksichtigen. Damit kann der  $c_m$ -Wert nach EVK-Tafeln als Bestätigung des  $c_m$ -Wertes nach Volkssterbetafeln interpretiert werden. Es zeigen sich aber doch Schwierigkeiten bei einem Vergleich von Rechnungsergebnissen, wenn den Berechnungen unterschiedliche Populationen zugrundeliegen. Es wurde deshalb auf weitere Quervergleiche verzichtet.

Tabelle 2

Verwendete schweiz. Volkssterbetafeln	Männer		Frauen	
	$c_1$	$c_2$	$c_1$	$c_2$
1948/53, 1950/60, 1958/63, 1960/70, 1968/73, 1978/83	1,03	1,07	0,82	0,86
1948/53, 1958/63, 1968/73, 1978/83	1,01	1,04	0,84	0,87
1958/63, 1960/70, 1968/73, 1978/83	1,37	1,37	1,06	1,09
1958/63, 1960/70, 1968/73, 1978/83	1,65	1,62	1,31	1,33
1958/63, 1968/73, 1978/83	1,65	1,63	1,39	1,41

Tabelle 3

Datenbasis	Altersgruppe	$c_m$	$c_f$
EVK-Tafeln 1950, 1960, 1970, 1980	20 – 100	0,6	> 3
Volkssterbetafeln 1948/53, 1958/63, 1968/73, 1978/83	20 – 100	0,8	0,75

#### 4 Überlebensordnungen AHV VI und AHV VI<sup>bis</sup>

Die Extrapolation der Sterbewahrscheinlichkeiten basiert auf dem Ansatz (3). Es wird auf die bisherige Entwicklung der Sterblichkeit gemäss den letzten sechs schweizerischen Volkssterbetafeln abgestellt. Aus Berechnungsgründen ist dabei jeder Tafel, welche entweder auf einer 5- oder 10jährigen Beobachtungsperiode beruht, ein bestimmter Zeitpunkt zuzuordnen:

SM/SF	1948/53	(1.1.1951)	SM/SF	1950/60	(1.7.1955)
SM/SF	1958/63	(1.1.1961)	SM/SF	1960/70	(1.7.1965)
SM/SF	1968/73	(1.1.1971)	SM/SF	1978/83	(1.1.1981)

Die Werte der sich auf eine 10jährige Beobachtungsperiode abstützenden Tafeln SM/SF 1950/60 und 1960/70 entsprechen nicht genau denjenigen der sich auf eine 5jährige Beobachtungsperiode abstützenden Tafeln SM/SF 1948/53, 1958/63, 1968/73 und 1978/83; der Unterschied kann jedoch vernachlässigt werden. Der Einbezug der zwei 10jährigen Tafeln dient vor allem zur Absicherung der errechneten Parameter zur Sterblichkeitsextrapolation. Die Parameter

- $c_m$  bzw.  $c_f$
- $\eta_x$  bzw.  $\eta_y$   $(x, y = 0, 1, 2, \dots)$
- $q_x$  bzw.  $q_y$   $(x, y = 0, 1, 2, \dots)$

des Ansatzes (3) werden durch Ausgleichung nach kleinsten Quadraten bestimmt (vgl. Abschnitt 3).

Im Hinblick auf die neuerdings zu beobachtende Zunahme der Sterblichkeit im Altersbereich 18 – 31 wurde die Gesamtsterblichkeit auch noch in die Todesursachen “gewaltsamer Tod” und “nicht-gewaltsamer Tod” aufgeteilt. Es wurde versucht, nicht die Gesamtsterblichkeit, sondern die Sterblichkeiten nach diesen beiden Todesursachen zu extrapolieren (sog. Komponentenmethode). Dieser Weg hat sich als nicht gangbar erwiesen (vgl. Anhang).

Entscheidend für den Wert des Extrapolationsverfahrens ist neben dem Ansatz der Interpolationsformel  $q_{x/y}(t)$  (vgl. (3)) die Wahl der  $n - 1$  ersten Stütz-Sterbetafeln, da mit der letztbekannten schweizerischen Sterbetafel die Wahl der  $n$ -ten Tafel gegeben ist. Es kann davon ausgegangen werden, dass die Interpolationsformel  $q_{x/y}(t)$  im Zeitpunkt  $t_n$  mit dem Wert  $\tilde{q}_{x/y}(t_n)$  dieser  $n$ -ten Sterbetafel übereinstimmt. Eine stetige Anknüpfung der geschätzten Sterblichkeitsentwicklung an die letztbekannte Sterbetafel ist so gewährleistet. Also ergibt sich

$$q_x(t) = \tilde{q}_x(t_n) \cdot \exp [-\eta_x \cdot ((t - t_0)^{c_m} - (t_n - t_0)^{c_m})] \quad (11a)$$

bzw.

$$q_y(t) = \tilde{q}_y(t_n) \cdot \exp [-\eta_y \cdot ((t - t_0)^{c_f} - (t_n - t_0)^{c_f})] \quad (11b)$$

Für das Ausmass der Sterblichkeitsextrapolation sind damit der Parameter  $c$  und die Wahl des Zeitachsennullpunktes  $t_0$  massgebend. Der Zeitpunkt  $t_0$  bestimmt zusammen mit dem Zeitpunkt  $t_n$  jene vergangene Periode, deren Sterblichkeitsentwicklung die Grundlage für die Sterblichkeitsextrapolation abgibt. Es zeigt sich, dass eine Abstützung nur auf die Entwicklung der vergangenen 20 Jahre 1961–1981 verworfen werden muss. Andernfalls würde hochgerechnet, dass die Sterblichkeit ab Alter 30 innerhalb von 30 Jahren (von 1981 bis 2011) bei den Männern auf die Hälfte und bei den Frauen auf ein Drittel der Ausgangssterblichkeit im Jahr 1981 absinkt. Eine derartige Abnahme konnte seit 1940 nicht beobachtet werden. Ausgedehnte Berechnungen und Vergleiche führten schliesslich zu folgendem Ergebnis (vgl. Tab. 2):

- $c_m = 1,0$  und  $c_f = 0,85$ ;
- Abstützung auf die Entwicklung der Sterblichkeit der letzten 30 Jahre gemäss den schweizerischen Volkssterbetafeln 1948/53, 1958/63, 1968/73 und 1978/83;
- $t_0 = 1951$ .

Zusätzlich sind noch die vom Alter abhängigen Intensitäten  $\eta_x$  und  $\eta_y$  zu berechnen. Da auf eine unterschiedliche Gewichtung der verwendeten Volkssterbetafeln verzichtet wird, ergibt sich

$$\begin{aligned} \eta_x &= \frac{30^{1,0} \cdot \ln \left( \frac{q_x(1948/53)}{q_x(1978/83)} \right) + (30^{1,0} - 10^{1,0}) \cdot \ln \left( \frac{q_x(1958/63)}{q_x(1978/83)} \right)}{(30^{1,0})^2 + (30^{1,0} - 10^{1,0})^2 + (30^{1,0} - 20^{1,0})^2} \\ &\quad + \frac{(30^{1,0} - 20^{1,0}) \cdot \ln \left( \frac{q_x(1968/73)}{q_x(1978/83)} \right)}{(30^{1,0})^2 + (30^{1,0} - 10^{1,0})^2 + (30^{1,0} - 20^{1,0})^2} \\ &= 0,021428571 \cdot \ln \left( \frac{q_x(1948/53)}{q_x(1978/83)} \right) \\ &\quad + 0,014285714 \cdot \ln \left( \frac{q_x(1958/63)}{q_x(1978/83)} \right) \\ &\quad + 0,007142857 \cdot \ln \left( \frac{q_x(1968/73)}{q_x(1978/83)} \right) \end{aligned} \quad (12a)$$

$$\begin{aligned}
\eta_y &= \frac{30^{0.85} \cdot \ln \left( \frac{q_y(1948/53)}{q_y(1978/83)} \right) + (30^{0.85} - 10^{0.85}) \cdot \ln \left( \frac{q_y(1958/63)}{q_y(1978/83)} \right)}{(30^{0.85})^2 + (30^{0.85} - 10^{0.85})^2 + (30^{0.85} - 20^{0.85})^2} \\
&\quad + \frac{(30^{0.85} - 20^{0.85}) \cdot \ln \left( \frac{q_y(1968/73)}{q_y(1978/83)} \right)}{(30^{0.85})^2 + (30^{0.85} - 10^{0.85})^2 + (30^{0.85} - 20^{0.85})^2} \\
&= 0,038200437 \cdot \ln \left( \frac{q_y(1948/53)}{q_y(1978/83)} \right) \\
&\quad + 0,023185785 \cdot \ln \left( \frac{q_y(1958/63)}{q_y(1978/83)} \right) \\
&\quad + 0,011136513 \cdot \ln \left( \frac{q_y(1968/73)}{q_y(1978/83)} \right) \tag{12b}
\end{aligned}$$

Somit errechnet sich die extrapolierte Sterblichkeit für  $t > 1981$  zu

$$q_x(t) = q_x(1978/83) \cdot \exp[-\eta_x \cdot (t - 1981)] \tag{13a}$$

bzw.

$$q_y(t) = q_y(1978/83) \cdot \exp[-\eta_y \cdot ((t - 1951)^{0.85} - 30^{0.85})] \tag{13b}$$

mit  $\eta_x$  bzw.  $\eta_y$  gemäss (12a) bzw. (12b).

Diese Formel wird verwendet bei den Modellrechnungen über die künftige Entwicklung der Bestände der Beitragspflichtigen und Rentner, wobei nach dem Jahr 2011 keine weitere Sterblichkeitsentwicklung mehr einkalkuliert wird, indem  $q_{x/y}(t) \equiv q_{x/y}(2011)$  für  $t > 2011$  gesetzt wird.

Die zwei Überlebensordnungen AHV VI und AHV VI<sup>bis</sup> wurden mit Hilfe der Formeln (13a/b) errechnet, indem eine Extrapolationszeit von 15 Jahren für AHV VI ( $t = 1996$ ) und 30 Jahren für AHV VI<sup>bis</sup> ( $t = 2011$ ) zugrunde gelegt wurde.

Die Entwicklung der mittleren Lebenserwartung für verschiedene ausgewählte Alter ist in Tabelle 4 dargestellt. Die zunehmende Langlebigkeit zeigt sich deutlich.

Die Grundwerte, nämlich

- Sterbenswahrscheinlichkeiten  $q_x, q_y$
- Überlebensordnungen  $l_x, l_y$
- Zahl der Gestorbenen  $d_x, d_y$
- mittlere Lebenserwartungen  $\bar{e}_x, \bar{e}_y$

Tabelle 4

Mittlere Lebenserwartung in Jahren										
Tafel	Männer					Frauen				
	Alter					Alter				
	0	20	40	65	80	0	20	40	62	80
SM/SF 1939/44	62,68	47,92	30,42	11,60	4,75	66,96	51,28	33,35	15,18	5,32
SM/SF 1948/53	66,36	50,16	31,88	12,40	5,24	70,85	53,86	35,02	16,24	5,74
SM/SF 1958/63	68,72	51,45	32,84	12,94	5,47	74,13	56,21	36,96	17,55	6,10
SM/SF 1968/73	70,29	52,39	33,64	13,32	5,78	76,22	57,79	38,41	18,74	6,68
SM/SF 1978/83	72,40	53,76	35,09	14,40	6,29	79,08	60,06	40,69	20,73	7,76
AHV VI	74,62	55,47	36,70	15,49	6,89	81,75	62,38	42,89	22,57	8,71
AHV VI <sup>bis</sup>	76,55	57,11	38,27	16,59	7,52	83,97	64,39	44,81	24,20	9,60

sind für die Tafel AHV VI in Tabelle 6 und für die Tafel AHV VI<sup>bis</sup> in Tabelle 7 aufgeführt. Zusätzlich wird in Grafik 3 für Männer und in Grafik 4 für Frauen der Vergleich zur Entwicklung der Sterblichkeit in den vergangenen 30 Jahren dargestellt.

Bernd Herzog  
Bundesamt für Sozialversicherung  
3003 Bern

## **Literatur**

*Kunz, P. (1977): Die demographischen Rechnungsgrundlagen der 9. AHV-Revision. MVSM, Heft 1, 71–92.*

### Anhang: Die Komponentenmethode

Folgende Sterbetafeln nach Todesursachen wurden vom Bundesamt für Statistik erstellt und stehen zur Verfügung:

- SM/SF 1939/44
- SM/SF 1958/63
- SM/SF 1968/73
- SM/SF 1978/83 (noch nicht veröffentlicht).

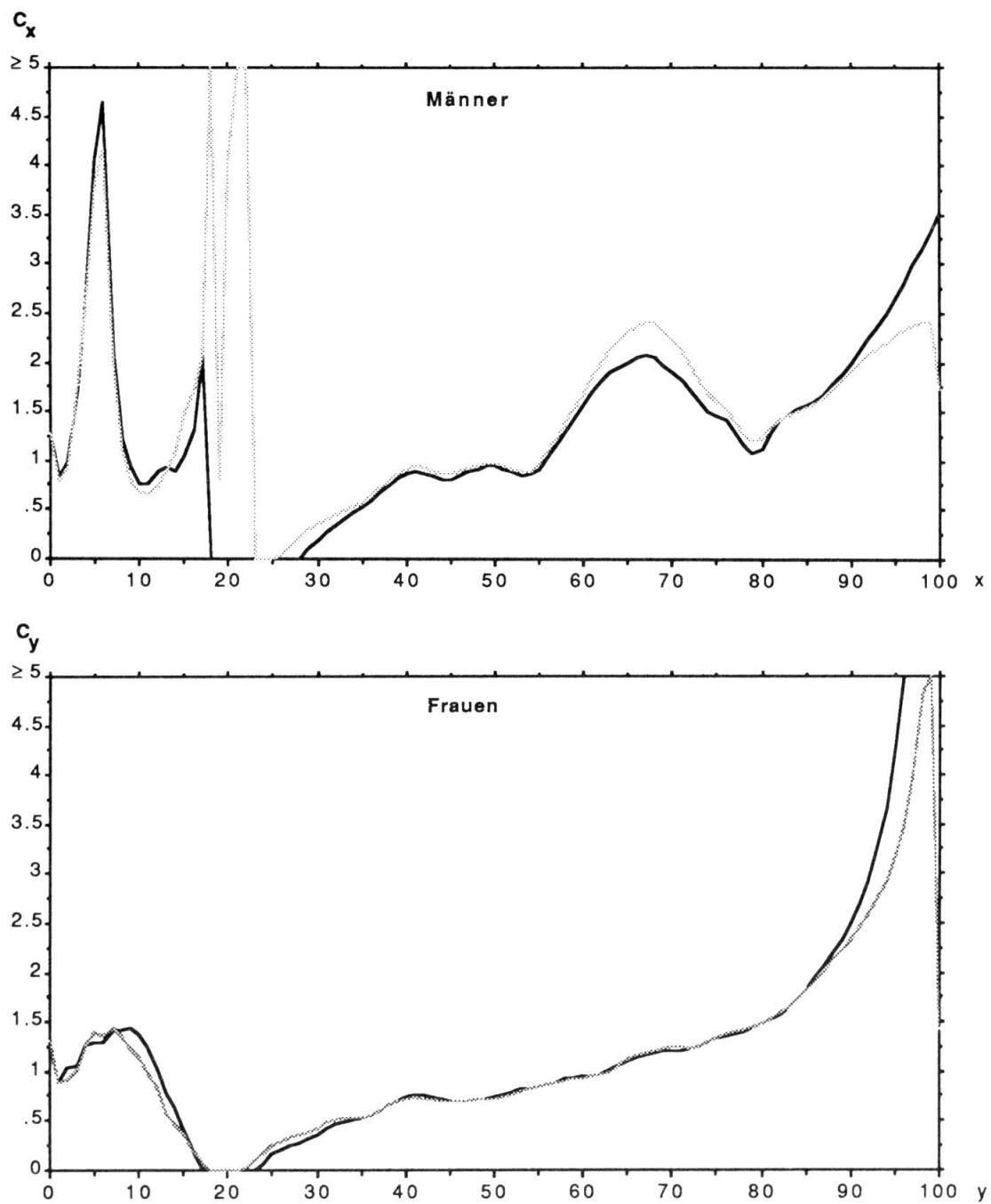
Damit ist eine Abstützung der Sterblichkeitsextrapolation auf eine 30jährige Beobachtungsperiode (1951 – 1981) nicht möglich.

Eine Abstützung nur auf die 20jährige Beobachtungsperiode 1961 – 1981 liefert schon bei der Gesamtsterblichkeit  $c$ -Werte, welche kaum als Grundlage für eine Extrapolation über 30 Jahre hinweg (von 1981 bis 2011) dienen können (vgl. Tab. 2). Die Tabelle 5 bestätigt diese Aussage.

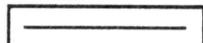
*Tabelle 5*

Verwendete Sterbetafel nach Todesursachen	Männer		Frauen	
	$c_1$	$c_2$	$c_1$	$c_2$
1939/44, 1958/63, 1968/73, 1978/83	gewaltsamer Tod			
	2,87	2,82	> 5	> 5
	nicht gewaltsamer Tod			
	0,49	0,50	0,62	0,63
1958/63, 1968/73, 1978/83	gewaltsamer Tod			
	2,62	2,52	4,15	4,32
	nicht gewaltsamer Tod			
	1,07	1,09	1,23	1,24

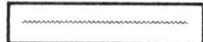
*Gaphik 1*  
Altersspezifische  $c$ -Werte



Verwendete Volkssterbetafeln:

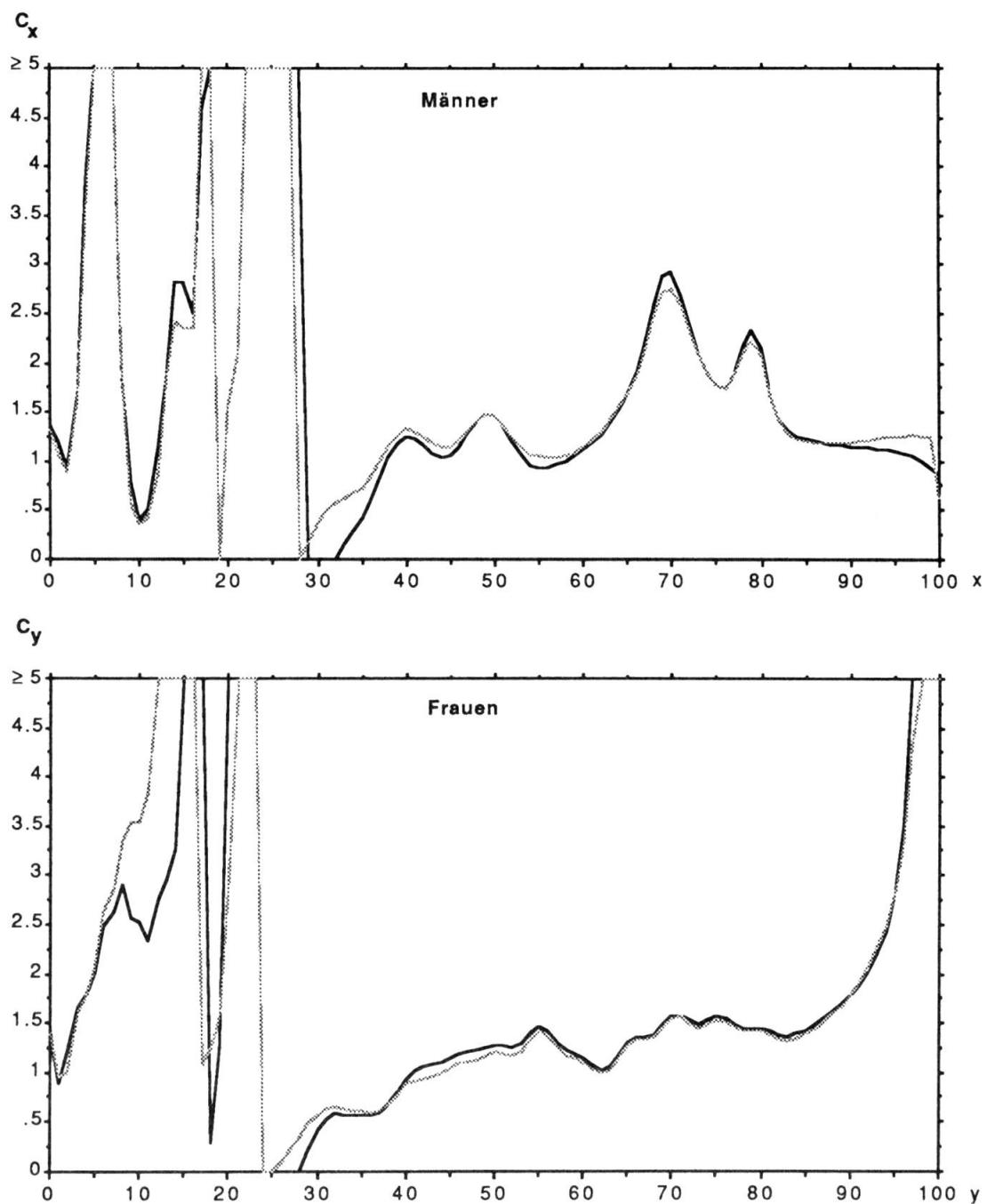


1948/53, 1958/63, 1968/73, 1978/83



1948/53, 1950/60, 1958/63, 1960/70, 1968/73 1978/83

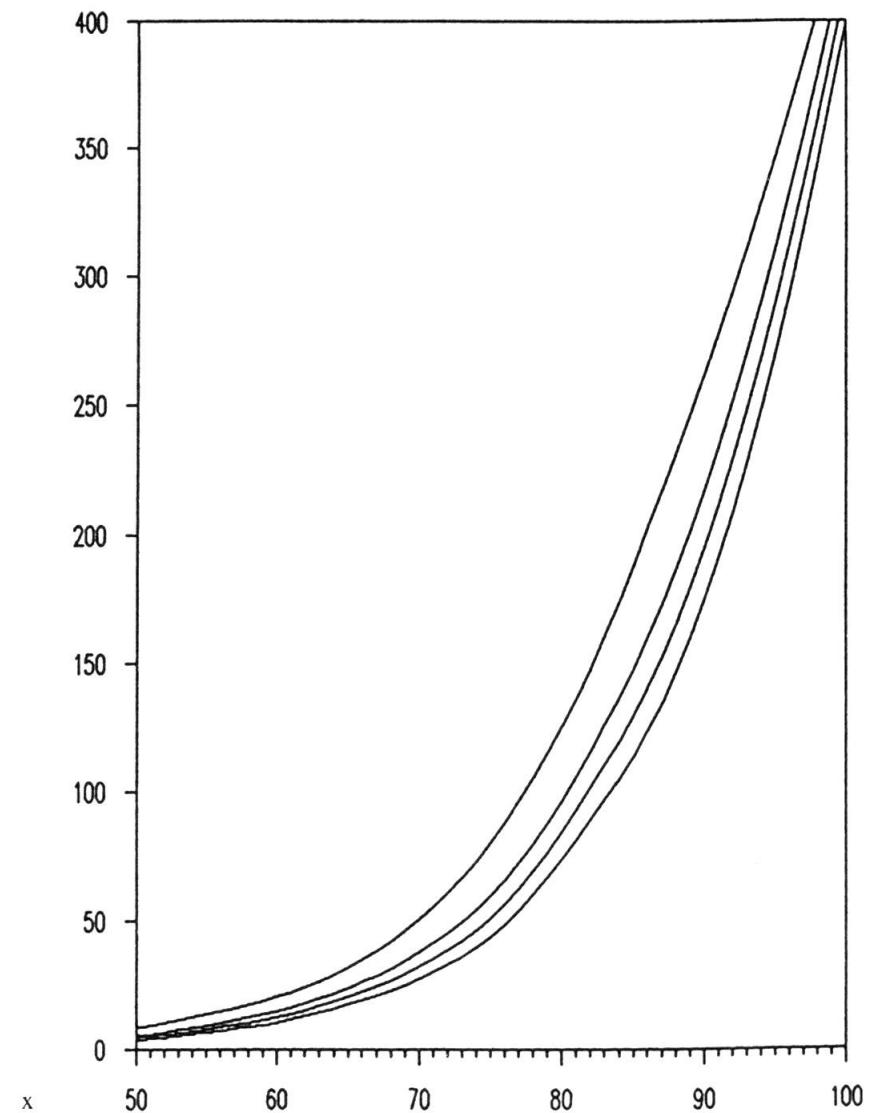
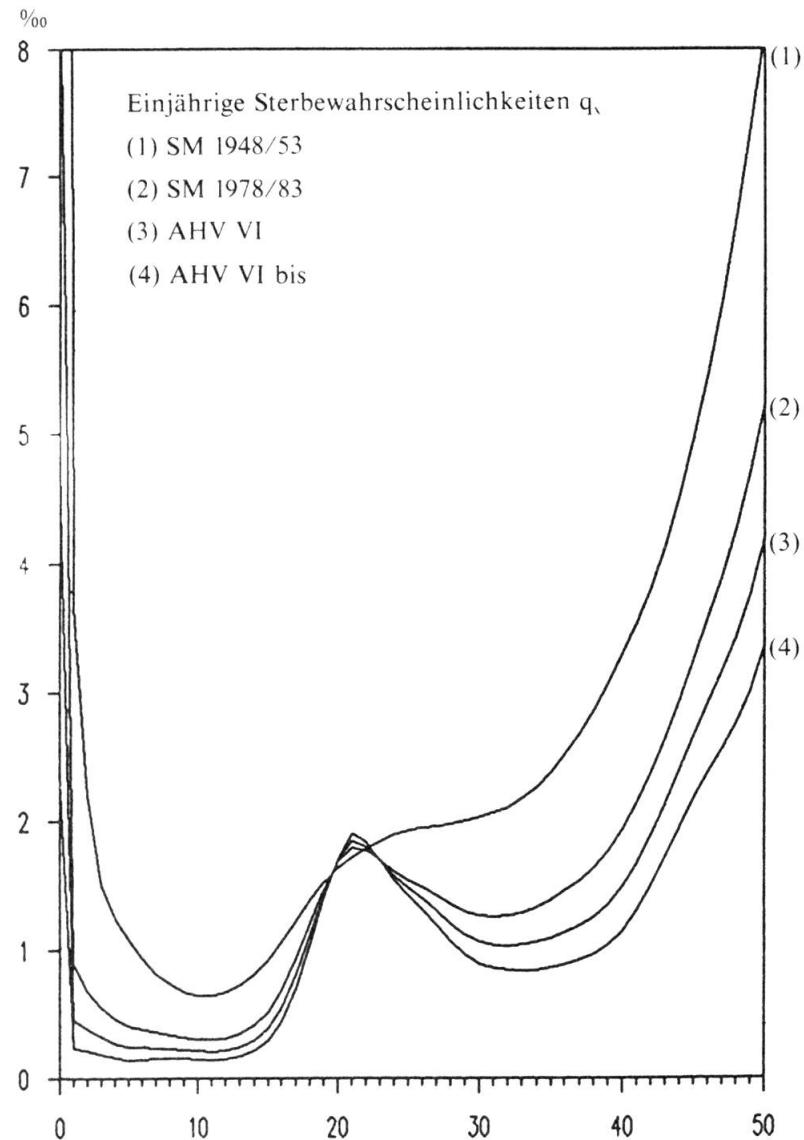
Gaphik 2  
Altersspezifische  $c$ -Werte



Verwendete Volkssterbetafeln

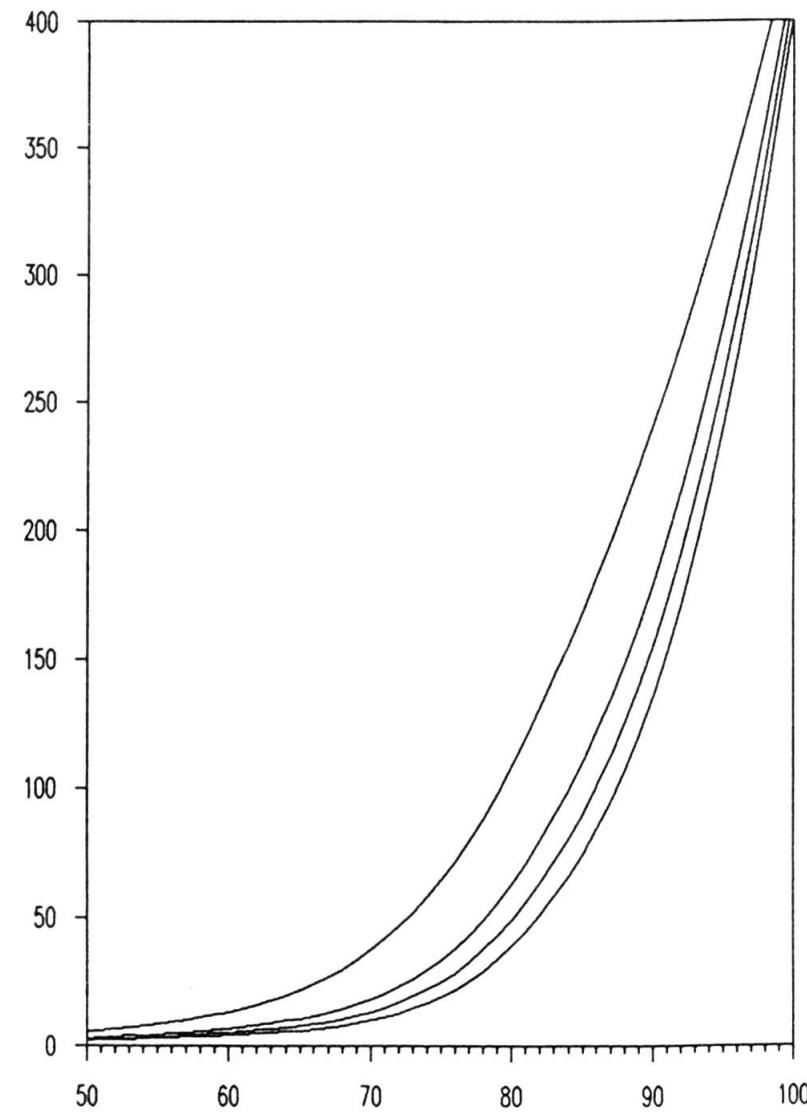
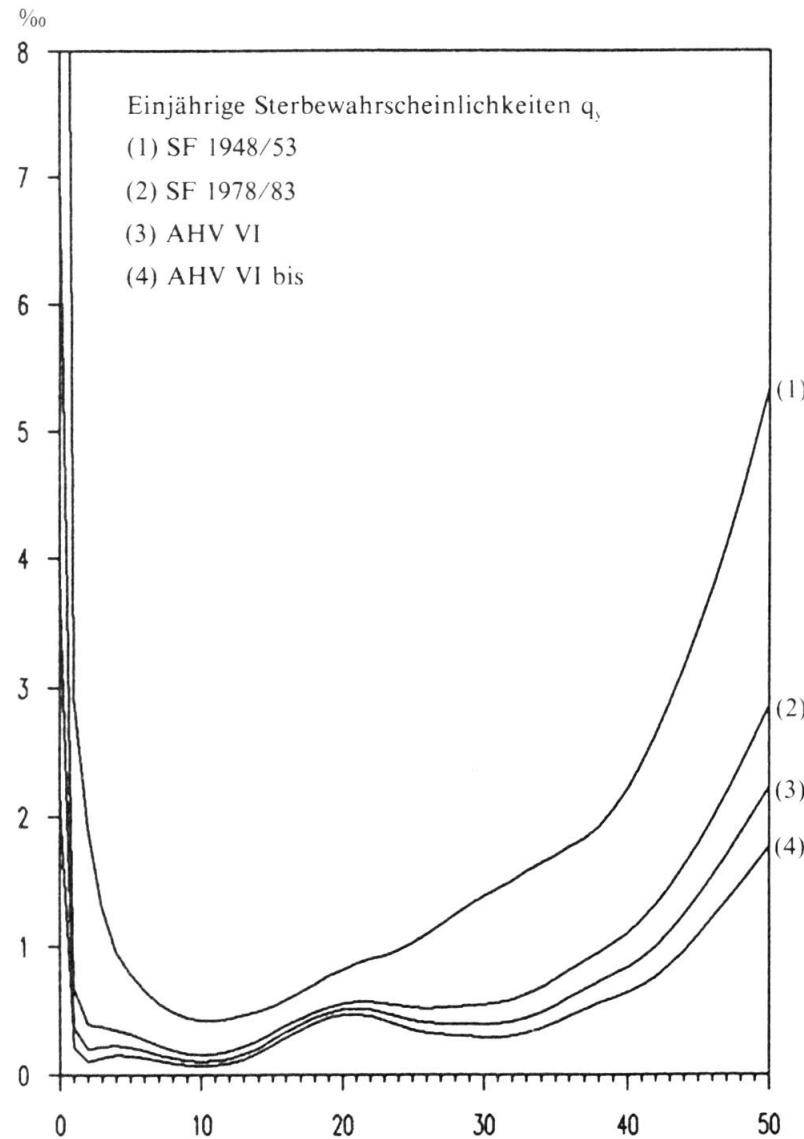
- |     |                                    |
|-----|------------------------------------|
| —   | 1958/63, 1968/73, 1978/83          |
| ... | 1958/63, 1960/70, 1968/73, 1978/83 |

Gaphik 3  
Männer



Graphik 4

Frauen



*Tabelle 6.1*  
Grundwerte AHV VI

x / y	Männer				Frauen				x / y
	qx	lx	dx	ex	qy	ly	dy	ey	
0	.004745	100 000	474	74,62	.003872	100 000	387	81,75	0
1	.000451	99 526	45	73,97	.000369	99 613	37	81,07	1
2	.000375	99 481	38	73,00	.000195	99 576	19	80,10	2
3	.000319	99 443	31	72,03	.000219	99 557	22	79,12	3
4	.000268	99 412	27	71,05	.000223	99 535	22	78,13	4
5	.000237	99 385	24	70,07	.000211	99 513	21	77,15	5
6	.000235	99 361	23	69,09	.000186	99 492	19	76,17	6
7	.000231	99 338	23	68,11	.000154	99 473	15	75,18	7
8	.000222	99 315	22	67,12	.000125	99 458	13	74,19	8
9	.000215	99 293	21	66,14	.000104	99 445	10	73,20	9
10	.000209	99 272	21	65,15	.000097	99 435	10	72,21	10
11	.000205	99 251	20	64,16	.000103	99 425	10	71,22	11
12	.000210	99 231	21	63,18	.000124	99 415	12	70,22	12
13	.000236	99 210	24	62,19	.000160	99 403	16	69,23	13
14	.000290	99 186	28	61,20	.000207	99 387	21	68,24	14
15	.000385	99 158	39	60,22	.000265	99 366	26	67,26	15
16	.000544	99 119	54	59,24	.000327	99 340	32	66,27	16
17	.000807	99 065	79	58,28	.000386	99 308	39	65,30	17
18	.001118	98 986	111	57,32	.000436	99 269	43	64,32	18
19	.001427	98 875	141	56,39	.000477	99 226	47	63,35	19
20	.001690	98 734	167	55,47	.000501	99 179	50	62,38	20
21	.001842	98 567	182	54,56	.000508	99 129	50	61,41	21
22	.001793	98 385	176	53,66	.000501	99 079	50	60,44	22
23	.001684	98 209	165	52,76	.000478	99 029	47	59,47	23
24	.001565	98 044	154	51,84	.000448	98 982	45	58,50	24
25	.001471	97 890	144	50,92	.000417	98 937	41	57,52	25
26	.001385	97 746	135	50,00	.000402	98 896	40	56,55	26
27	.001288	97 611	126	49,07	.000398	98 856	39	55,57	27
28	.001187	97 485	116	48,13	.000397	98 817	39	54,59	28
29	.001106	97 369	107	47,19	.000396	98 778	39	53,61	29
30	.001052	97 262	103	46,24	.000390	98 739	39	52,64	30
31	.001028	97 159	100	45,29	.000394	98 700	39	51,66	31
32	.001023	97 059	99	44,33	.000412	98 661	41	50,68	32
33	.001031	96 960	100	43,38	.000442	98 620	43	49,70	33
34	.001053	96 860	102	42,42	.000485	98 577	48	48,72	34
35	.001090	96 758	105	41,47	.000539	98 529	53	47,74	35
36	.001133	96 653	110	40,51	.000599	98 476	59	46,77	36
37	.001182	96 543	114	39,56	.000661	98 417	65	45,80	37
38	.001252	96 429	121	38,60	.000719	98 352	71	44,83	38
39	.001347	96 308	129	37,65	.000773	98 281	76	43,86	39

*Tabelle 6.2*  
Grundwerte AHV VI

x / y	Männer				Frauen				x / y
	q <sub>x</sub>	l <sub>x</sub>	d <sub>x</sub>	o <sub>x</sub>	q <sub>y</sub>	l <sub>y</sub>	d <sub>y</sub>	o <sub>y</sub>	
40	.001482	96 179	143	36,70	.000831	98 205	81	42,89	40
41	.001661	96 036	159	35,75	.000900	98 124	89	41,93	41
42	.001879	95 877	181	34,81	.000990	98 035	97	40,96	42
43	.002123	95 696	203	33,88	.001104	97 938	108	40,00	43
44	.002385	95 493	227	32,95	.001235	97 830	121	39,05	44
45	.002656	95 266	254	32,03	.001380	97 709	135	38,09	45
46	.002910	95 012	276	31,11	.001538	97 574	150	37,15	46
47	.003153	94 736	299	30,20	.001702	97 424	165	36,20	47
48	.003421	94 437	323	29,29	.001871	97 259	182	35,26	48
49	.003754	94 114	353	28,39	.002046	97 077	199	34,33	49
50	.004187	93 761	393	27,50	.002231	96 878	216	33,40	50
51	.004737	93 368	442	26,61	.002429	96 662	235	32,47	51
52	.005383	92 926	500	25,73	.002641	96 427	255	31,55	52
53	.006102	92 426	564	24,87	.002847	96 172	273	30,63	53
54	.006873	91 862	632	24,02	.003047	95 899	293	29,72	54
55	.007688	91 230	701	23,18	.003267	95 606	312	28,81	55
56	.008495	90 529	769	22,36	.003528	95 294	336	27,90	56
57	.009301	89 760	835	21,55	.003848	94 958	366	27,00	57
58	.010161	88 925	903	20,74	.004214	94 592	398	26,10	58
59	.011136	88 022	981	19,95	.004608	94 194	434	25,21	59
60	.012303	87 041	1 070	19,17	.005039	93 760	473	24,32	60
61	.013658	85 971	1 175	18,40	.005521	93 287	515	23,44	61
62	.015137	84 796	1 283	17,65	.006049	92 772	561	22,57	62
63	.016745	83 513	1 399	16,91	.006546	92 211	603	21,70	63
64	.018485	82 114	1 517	16,19	.006999	91 608	642	20,84	64
65	.020382	80 597	1 643	15,49	.007523	90 966	684	19,99	65
66	.022380	78 954	1 767	14,80	.008220	90 282	742	19,14	66
67	.024450	77 187	1 887	14,13	.009172	89 540	821	18,29	67
68	.026686	75 300	2 010	13,47	.010301	88 719	914	17,45	68
69	.029183	73 290	2 139	12,83	.011525	87 805	1 012	16,63	69
70	.032057	71 151	2 281	12,20	.012955	86 793	1 125	15,82	70
71	.035201	68 870	2 424	11,58	.014700	85 668	1 259	15,02	71
72	.038516	66 446	2 559	10,99	.016842	84 409	1 422	14,24	72
73	.042155	63 887	2 693	10,41	.019243	82 987	1 596	13,47	73
74	.046278	61 194	2 832	9,84	.021815	81 391	1 776	12,73	74
75	.051069	58 362	2 981	9,30	.024760	79 615	1 971	12,00	75
76	.056503	55 381	3 129	8,77	.028281	77 644	2 196	11,29	76
77	.062591	52 252	3 270	8,27	.032558	75 448	2 457	10,61	77
78	.069300	48 982	3 395	7,79	.037497	72 991	2 737	9,95	78
79	.076584	45 587	3 491	7,33	.042910	70 254	3 014	9,31	79

*Tabelle 6.3*  
Grundwerte AHV VI

x / y	Männer				Frauen				x / y
	q <sub>x</sub>	l <sub>x</sub>	d <sub>x</sub>	o <sub>x</sub>	q <sub>y</sub>	l <sub>y</sub>	d <sub>y</sub>	o <sub>y</sub>	
80	.084471	42 096	3 556	6,89	.048952	67 240	3 292	8,71	80
81	.092825	38 540	3 577	6,48	.055799	63 948	3 568	8,13	81
82	.101733	34 963	3 557	6,10	.063618	60 380	3 841	7,58	82
83	.110733	31 406	3 478	5,73	.071874	56 539	4 064	7,06	83
84	.120096	27 928	3 354	5,38	.080757	52 475	4 238	6,57	84
85	.130100	24 574	3 197	5,05	.090461	48 237	4 363	6,10	85
86	.141017	21 377	3 015	4,73	.101138	43 874	4 437	5,66	86
87	.153122	18 362	2 811	4,42	.112976	39 437	4 456	5,24	87
88	.166367	15 551	2 587	4,13	.126054	34 981	4 409	4,85	88
89	.180647	12 964	2 342	3,86	.140473	30 572	4 295	4,47	89
90	.196004	10 622	2 082	3,60	.156335	26 277	4 108	4,12	90
91	.212488	8 540	1 815	3,35	.173743	22 169	3 852	3,79	91
92	.230136	6 725	1 547	3,12	.192790	18 317	3 531	3,49	92
93	.248981	5 178	1 290	2,90	.213576	14 786	3 158	3,20	93
94	.269051	3 888	1 046	2,70	.236181	11 628	2 746	2,94	94
95	.290360	2 842	825	2,51	.260673	8 882	2 316	2,69	95
96	.312910	2 017	631	2,33	.287104	6 566	1 885	2,46	96
97	.336691	1 386	467	2,17	.315502	4 681	1 477	2,25	97
98	.361673	919	332	2,01	.345859	3 204	1 108	2,05	98
99	.387810	587	228	1,87	.378136	2 096	793	1,88	99
100	.415029	359	149	1,74	.412241	1 303	537	1,71	100
101	.443235	210	93	1,61	.448041	766	343	1,57	101
102	.472311	117	55	1,50	.485331	423	205	1,43	102
103	.502107	62	31	1,39	.523851	218	114	1,31	103
104	.532435	31	17	1,29	.563269	104	59	1,20	104
105	.563095	14	8	1,18	.603186	45	27	1,10	105
106	.593755	6	3	1,06	.643140	18	12	1,00	106
107	.624415	3	2	0,88	.682594	6	4	0,91	107
108	.655075	1	1	0,50	.722048	2	1	0,78	108
109					.761502	1	1	0,50	109

*Tabelle 7.1*  
Grundwerte AHV VI<sup>bis</sup>

x / y	Männer				Frauen				x / y
	q <sub>x</sub>	l <sub>x</sub>	d <sub>x</sub>	o <sub>x</sub>	q <sub>y</sub>	l <sub>y</sub>	d <sub>y</sub>	o <sub>y</sub>	
0	.002373	100 000	237	76,55	.002184	100 000	218	83,97	0
1	.000230	99 763	23	75,73	.000208	99 782	21	83,15	1
2	.000208	99 740	21	74,75	.000102	99 761	10	82,17	2
3	.000185	99 719	18	73,76	.000132	99 751	13	81,18	3
4	.000156	99 701	16	72,77	.000147	99 738	15	80,19	4
5	.000139	99 685	14	71,79	.000145	99 723	15	79,20	5
6	.000146	99 671	14	70,80	.000130	99 708	13	78,21	6
7	.000150	99 657	15	69,81	.000107	99 695	10	77,22	7
8	.000149	99 642	15	68,82	.000085	99 685	9	76,23	8
9	.000148	99 627	15	67,83	.000069	99 676	7	75,24	9
10	.000146	99 612	14	66,84	.000063	99 669	6	74,24	10
11	.000142	99 598	15	65,85	.000069	99 663	7	73,25	11
12	.000144	99 583	14	64,86	.000088	99 656	9	72,25	12
13	.000164	99 569	16	63,87	.000120	99 647	11	71,26	13
14	.000208	99 553	21	62,88	.000165	99 636	17	70,27	14
15	.000289	99 532	29	61,89	.000222	99 619	22	69,28	15
16	.000434	99 503	43	60,91	.000286	99 597	29	68,29	16
17	.000700	99 460	70	59,93	.000346	99 568	34	67,31	17
18	.001035	99 390	102	58,97	.000397	99 534	39	66,34	18
19	.001387	99 288	138	58,03	.000438	99 495	44	65,36	19
20	.001703	99 150	169	57,11	.000460	99 451	46	64,39	20
21	.001898	98 981	188	56,21	.000461	99 405	46	63,42	21
22	.001826	98 793	180	55,32	.000449	99 359	44	62,45	22
23	.001682	98 613	166	54,42	.000418	99 315	42	61,48	23
24	.001530	98 447	151	53,51	.000380	99 273	37	60,50	24
25	.001412	98 296	139	52,59	.000340	99 236	34	59,53	25
26	.001301	98 157	127	51,66	.000319	99 202	32	58,55	26
27	.001179	98 030	116	50,73	.000309	99 170	31	57,56	27
28	.001052	97 914	103	49,79	.000302	99 139	29	56,58	28
29	.000951	97 811	93	48,84	.000297	99 110	30	55,60	29
30	.000883	97 718	86	47,89	.000285	99 080	28	54,62	30
31	.000847	97 632	83	46,93	.000284	99 052	28	53,63	31
32	.000833	97 549	81	45,97	.000296	99 024	30	52,65	32
33	.000830	97 468	81	45,01	.000319	98 994	31	51,66	33
34	.000839	97 387	82	44,04	.000355	98 963	35	50,68	34
35	.000860	97 305	83	43,08	.000401	98 928	40	49,70	35
36	.000884	97 222	86	42,12	.000452	98 888	45	48,71	36
37	.000914	97 136	89	41,15	.000506	98 843	50	47,74	37
38	.000962	97 047	93	40,19	.000554	98 793	54	46,76	38
39	.001032	96 954	101	39,23	.000594	98 739	59	45,79	39

*Tabelle 7.2*  
Grundwerte AHV VI<sup>bis</sup>

x / y	Männer				Frauen				x / y
	q <sub>x</sub>	l <sub>x</sub>	d <sub>x</sub>	o <sub>x</sub>	q <sub>y</sub>	l <sub>y</sub>	d <sub>y</sub>	o <sub>y</sub>	
40	.001143	96 853	110	38,27	.000637	98 680	63	44,81	40
41	.001297	96 743	126	37,31	.000688	98 617	68	43,84	41
42	.001492	96 617	144	36,36	.000758	98 549	74	42,87	42
43	.001711	96 473	165	35,41	.000850	98 475	84	41,90	43
44	.001940	96 308	187	34,47	.000958	98 391	94	40,94	44
45	.002169	96 121	208	33,54	.001078	98 297	106	39,98	45
46	.002371	95 913	228	32,61	.001209	98 191	119	39,02	46
47	.002552	95 685	244	31,69	.001344	98 072	132	38,07	47
48	.002749	95 441	262	30,77	.001478	97 940	145	37,12	48
49	.003005	95 179	286	29,85	.001616	97 795	158	36,17	49
50	.003356	94 893	319	28,94	.001760	97 637	172	35,23	50
51	.003822	94 574	361	28,03	.001915	97 465	186	34,29	51
52	.004384	94 213	413	27,14	.002080	97 279	203	33,36	52
53	.005015	93 800	471	26,26	.002233	97 076	216	32,42	53
54	.005691	93 329	531	25,39	.002375	96 860	230	31,50	54
55	.006403	92 798	594	24,53	.002534	96 630	245	30,57	55
56	.007094	92 204	654	23,68	.002728	96 385	263	29,65	56
57	.007766	91 550	711	22,85	.002972	96 122	286	28,72	57
58	.008475	90 839	770	22,03	.003252	95 836	311	27,81	58
59	.009285	90 069	836	21,21	.003546	95 525	339	26,90	59
60	.010288	89 233	918	20,40	.003865	95 186	368	25,99	60
61	.011489	88 315	1 015	19,61	.004224	94 818	401	25,09	61
62	.012805	87 300	1 118	18,83	.004615	94 417	435	24,20	62
63	.014228	86 182	1 226	18,07	.004954	93 982	466	23,31	63
64	.015750	84 956	1 338	17,32	.005229	93 516	489	22,42	64
65	.017397	83 618	1 455	16,59	.005558	93 027	517	21,53	65
66	.019118	82 163	1 570	15,88	.006037	92 510	558	20,65	66
67	.020872	80 593	1 683	15,18	.006740	91 952	620	19,77	67
68	.022756	78 910	1 795	14,49	.007583	91 332	693	18,90	68
69	.024860	77 115	1 917	13,82	.008483	90 639	769	18,05	69
70	.027322	75 198	2 055	13,16	.009549	89 870	858	17,20	70
71	.030023	73 143	2 196	12,51	.010885	89 012	969	16,36	71
72	.032845	70 947	2 330	11,88	.012563	88 043	1 106	15,53	72
73	.035939	68 617	2 466	11,27	.014443	86 937	1 255	14,72	73
74	.039471	66 151	2 611	10,67	.016429	85 682	1 408	13,93	74
75	.043649	63 540	2 774	10,09	.018725	84 274	1 578	13,15	75
76	.048461	60 766	2 944	9,53	.021538	82 696	1 781	12,40	76
77	.054001	57 822	3 123	8,99	.025043	80 915	2 027	11,66	77
78	.060167	54 699	3 291	8,47	.029149	78 888	2 299	10,94	78
79	.066830	51 408	3 436	7,98	.033642	76 589	2 577	10,26	79

*Tabelle 7.3*  
Grundwerte AHV VI<sup>bis</sup>

x / y	Männer				Frauen				x / y
	q <sub>x</sub>	l <sub>x</sub>	d <sub>x</sub>	ö <sub>x</sub>	q <sub>y</sub>	l <sub>y</sub>	d <sub>y</sub>	ö <sub>y</sub>	
80	.073984	47 972	3 549	7,52	.038682	74 012	2 863	9,60	80
81	.081406	44 423	3 616	7,08	.044468	71 149	3 164	8,96	81
82	.089283	40 807	3 643	6,66	.051188	67 985	3 480	8,36	82
83	.097080	37 164	3 608	6,26	.058319	64 505	3 761	7,78	83
84	.105157	33 556	3 529	5,88	.066073	60 744	4 014	7,23	84
85	.113886	30 027	3 420	5,52	.074678	56 730	4 236	6,71	85
86	.123627	26 607	3 289	5,16	.084297	52 494	4 426	6,21	86
87	.134748	23 318	3 142	4,82	.095148	48 068	4 573	5,74	87
88	.147235	20 176	2 971	4,49	.107337	43 495	4 669	5,29	88
89	.160881	17 205	2 768	4,18	.120996	38 826	4 698	4,86	89
90	.175747	14 437	2 537	3,89	.136263	34 128	4 650	4,46	90
91	.191904	11 900	2 284	3,61	.153281	29 478	4 518	4,09	91
92	.209405	9 616	2 013	3,35	.172183	24 960	4 298	3,74	92
93	.228303	7 603	1 736	3,10	.193113	20 662	3 990	3,41	93
94	.248640	5 867	1 459	2,87	.216196	16 672	3 605	3,11	94
95	.270445	4 408	1 192	2,66	.241539	13 067	3 156	2,83	95
96	.293725	3 216	945	2,46	.269235	9 911	2 668	2,57	96
97	.318481	2 271	723	2,27	.299345	7 243	2 168	2,33	97
98	.344670	1 548	534	2,10	.331877	5 075	1 685	2,11	98
99	.372240	1 014	377	1,94	.366801	3 390	1 243	1,91	99
100	.401093	637	256	1,79	.404007	2 147	867	1,73	100
101	.431098	381	164	1,66	.443334	1 280	568	1,57	101
102	.462094	217	100	1,53	.484503	712	345	1,42	102
103	.493869	117	58	1,42	.527160	367	193	1,29	103
104	.526155	59	31	1,31	.570842	174	99	1,17	104
105	.558666	28	16	1,21	.614984	75	46	1,07	105
106	.591177	12	7	1,12	.658931	29	19	0,97	106
107	.623688	5	3	1,01	.701909	10	7	0,87	107
108	.656199	2	1	0,84	.744887	3	2	0,76	108
109	.688710	1	1	0,50	.787865	1	1	0,50	109

## **Zusammenfassung**

Periodisch werden in der Sozialversicherung aufgrund von Volkssterbetafeln neue Extrapolationen von Überlebensordnungen bereitgestellt. Getroffene Annahmen, gewählte Methode und erhaltene Resultate werden erörtert und aufgezeigt.

## **Résumé**

Dans les assurances sociales, de nouvelles extrapolations des ordres de survie sont mises au point à intervalles réguliers sur la base des tables de mortalité. Les hypothèses et la méthode choisie, ainsi que les résultats obtenus sont discutés et mis en évidence.

## **Summary**

For the social insurance business, new extrapolations of orders of survival according to mortality tables are periodically calculated. This paper shows and discusses the hypothesis and method chosen, as well as the results obtained.