

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

Herausgeber: Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker

Band: 45 (1945)

Artikel: Die technische Behandlung der gestaffelten multiplikativen
Übersterblichkeit

Autor: Jecklin, Heinrich

DOI: <https://doi.org/10.5169/seals-555419>

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften. 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. [Siehe Rechtliche Hinweise.](#)

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. [Voir Informations légales.](#)

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. [See Legal notice.](#)

Download PDF: 02.04.2025

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

Die technische Behandlung der gestaffelten multiplikativen Übersterblichkeit

Von *Heinrich Jecklin*, Zürich

In zwei vorgängigen Arbeiten haben wir uns mit dem Problem der technischen Behandlung der *konstanten* multiplikativen Übersterblichkeit befasst. Deren erste¹⁾ behandelt Näherungsverfahren zur Bestimmung des jährlichen Anormalenzuschlages zur Tarifprämie, die zweite²⁾ entwickelt Approximationen zur Festsetzung einer an Stelle des Prämienzuschlages tretenden äquivalenten gestaffelten Kürzung der Versicherungssumme.

Wenn es auch im allgemeinen möglich ist, bei der medizinischen Taxation von anormalen Risiken eine für die ganze Versicherungsdauer konstante multiplikative Übersterblichkeit anzusetzen, so gibt es doch ab und zu Fälle, für welche eine nur während der ersten m Versicherungsjahre vorhandene und *fortlaufend abnehmende* Übersterblichkeit angenommen werden kann, so dass also dem Risiko nach Ablauf dieser Periode normale Sterblichkeit zugeordnet wird. In diese Kategorie gehören beispielsweise die im Lehrbuch von Deutsch-Stern³⁾ namhaft gemachten Risiken mit Symptomen, die nicht auf eine bleibende Minderwertigkeit, sondern vielmehr auf eine nur in den ersten Versicherungsjahren vorhandene besondere Gefährdung hindeuten, wie eine oder mehrere Anfälle von Blinddarmreizung, starke postoperative Anämie, kürzlich durchgemachte schwere Operationen, die oder deren Ursache an sich keine dauernde Übersterblichkeit bedingen (z. B. Operation von Magen- und Duodenal-Geschwür) usw.

Bei den folgenden technischen Überlegungen gehen wir vorerst von der Annahme aus, dass bezüglich eines zu versichernden Risikos eine linear abnehmende multiplikative Übersterblichkeit bestehe. Die anfängliche Übersterblichkeit betrage α_0 , nach t Jahren ($t \leq m$) habe sie sich auf $\alpha_t = \alpha_0 \cdot \frac{m-t}{m}$ vermindert. Wird die Sterblich-

Die Notenzeichen beziehen sich auf die zitierte Literatur am Schluss des Artikels.

keit des normalen Risikos üblicherweise mit q_x bezeichnet, so beträgt die rechnungsmässige Sterblichkeit in unserem Falle also

im 1. Versicherungsjahr: $(1 + \alpha_0) \cdot q_x$,

im $t + 1$. Versicherungsjahr: $\left(1 + \alpha_0 \cdot \frac{m - t}{m}\right) \cdot q_{x+t}$, ($t \leq m$),

und nach m Jahren normal: q_{x+t} , ($t > m$).

I.

Betrachten wir vorerst etwas näher den Fall, dass eine der erhöhten Sterblichkeit entsprechende und mit ihr variierende Extraprämie erhoben wird, so beträgt diese offenbar im $t + 1$. Versicherungsjahr $\varepsilon_t = \alpha_t \cdot q_{x+t} \cdot R_t$, wobei R_t das Risikokapital der Versicherung ist. Bei der gemischten Versicherung der Dauer n beträgt das Risikokapital im $t + 1$. Versicherungsjahr nach Entrichtung der jährlichen Prämie genauerweise $R_t = v - P_{x\bar{n}} - {}_tV_{x\bar{n}}$. (Man vergleiche in diesem Zusammenhange die bezüglichen Darlegungen von Ziezold ⁴). Wir werden im folgenden vereinfachend $R_t = 1 - {}_tV_{x\bar{n}}$ setzen. Es lässt sich dies durch verschiedene Überlegungen rechtfertigen (wie z. B. Wünschbarkeit vereinfachter Rechnung; kleiner Einfluss auf das Ergebnis, namentlich auch im Hinblick auf die an sich in gewissen Grenzen ermessensmässige Grösse α_0 ; Berücksichtigung der Abschlusskosten bei der Bemessung des Risikokapitals). Demnach kann als Extraprämie im $t + 1$. Versicherungsjahr

$$\varepsilon_t = \alpha_t \cdot q_{x+t} \cdot (1 - {}_tV_{x\bar{n}}) \sim \alpha_0 \cdot q_{x+t} \cdot \frac{m-t}{m} \cdot \left(1 - \frac{t}{n}\right) = \alpha_0 \cdot q_{x+t} \cdot \frac{m-t}{m} \cdot \frac{n-t}{n}$$

angesetzt werden. Sehr oft wird es genügen, wenn nur die erstjährige (also für $t = 0$) Extraprämie $\varepsilon_0 \sim \alpha_0 \cdot q_x$ bestimmt und in der Folge einfach lineare Abnahme derselben angenommen wird, d. h.

$\varepsilon_t \sim \varepsilon_0 \cdot \frac{m-t}{m}$. In diesem Zusammenhange muss auf den wesentlichen

Umstand hingewiesen werden, dass die Dauer m , für welche eine abnehmende Übersterblichkeit supponiert wird, meist nur ganz wenige Jahre beträgt.

Folgende Beispiele auf Basis S. M. 1921/30 zu $2\frac{3}{4}\%$ bei $\alpha_0 = 1$ mögen das Gesagte illustrieren.

$$a) : \varepsilon_t = \alpha_t \cdot q_{x+t} \cdot (1 - {}_tV_{\overline{x}|m}), \quad b) : \varepsilon_t = \alpha_t \cdot q_x = \varepsilon_0 \cdot \frac{m-t}{m}.$$

	$m = 3$		$m = 5$		$m = 8$	
	a)	b)	a)	b)	a)	b)
$x = 30, n = 25:$	% ₀₀	% ₀₀	% ₀₀	% ₀₀	% ₀₀	% ₀₀
$t = 0$	4,12	4,12	4,12	4,12	4,12	4,12
1	2,73	2,75	3,28	3,30	3,58	3,61
2	1,37	1,37	2,46	2,47	3,07	3,09
3	—	—	1,64	1,65	2,57	2,58
4	—	—	0,82	0,82	2,06	2,06
5	—	—	—	—	1,55	1,55
6	—	—	—	—	1,04	1,03
7	—	—	—	—	0,53	0,52
8	—	—	—	—	—	—
$x = 40, n = 20:$						
$t = 0$	6,43	6,43	6,43	6,43	6,43	6,43
1	4,41	4,29	5,29	5,14	5,78	5,63
2	2,27	2,14	4,08	3,86	5,11	4,82
3	—	—	2,80	2,57	4,38	4,02
4	—	—	1,44	1,29	3,60	3,22
5	—	—	—	—	2,76	2,41
6	—	—	—	—	1,88	1,61
7	—	—	—	—	0,96	0,80
8	—	—	—	—	—	—

II.

Soll eine jährliche, aber nicht mit der Risikoerhöhung variierende, sondern konstante Extraprämie ε während k Jahren ($k \leq n$) erhoben werden, so ist uns diese offenbar gegeben durch

$$\varepsilon \sim \frac{1}{N_x - N_{x+k}} \cdot \sum_0^{m-1} \alpha_t \cdot q_{x+t} \cdot D_{x+t} \cdot (1 - {}_tV_{\overline{x}|n}) \sim \frac{\alpha_0}{N_x - N_{x+k}} \cdot \sum_0^{m-1} C_{x+t} \cdot \frac{m-t}{m} \cdot \frac{n-t}{n}.$$

Statt der normalen N_x sollten hier eigentlich solche verwendet werden, welche — nach Art einer Selekttafel — die anfänglich von der Normaltafel abweichende Sterblichkeit berücksichtigen. Der Einfluss dieser Berichtigung würde jedoch zum Rechnungsaufwand in keinem Verhältnis stehen, wie dies die folgenden für $x = 40$ und $n = 20$ auf Basis S. M. 1921/30 zu $2\frac{3}{4}\%$ mit $\alpha_0 = 1$ ermittelten zahlenmässigen Beispiele dartun, wobei unter *a)* die jährliche Extraprämie mit und unter *b)* jene ohne Berücksichtigung der Übersterblichkeit in N_x aufgeführt ist:

m	k	<i>a)</i>	<i>b)</i>
		^{0/00}	^{0/00}
5	5	3,88	3,92
5	20	1,27	1,27
8	8	3,72	3,79
8	20	1,86	1,88

III.

Wir wollen nunmehr den Fall näher betrachten, dass an Stelle einer Extraprämie eine technisch äquivalente, durch m Jahre linear gestaffelte Kürzung der Versicherungssumme tritt. (Es sollen also die Staffelung der Summenkürzung und jene der Übersterblichkeit von gleicher Dauer sein, wie dies bei den Fällen der Praxis die Regel ist.) Der pro Einheit der Versicherungssumme zu machende anfängliche Summenabzug $\lambda_{x|m}$ ergibt sich offenbar aus der Bestimmungsgleichung

$$\alpha_0 \cdot \sum_0^{m-1} C_{x+t} \cdot \frac{m-t}{m} \cdot (1 - {}_tV_{\overline{x}|n}) = \lambda_{x|m} \cdot \sum_0^{m-1} C_{x+t} \cdot (1 + \alpha_t) \cdot \frac{m-t}{m}.$$

Also ist

$$\lambda_{x|m} = \frac{\alpha_0 \cdot \sum_0^{m-1} C_{x+t} \cdot \frac{m-t}{m} \cdot (1 - {}_tV_{x:\overline{n}|})}{\sum_0^{m-1} C_{x+t} \cdot (1 + \alpha_t) \cdot \frac{m-t}{m}} \sim \frac{\alpha_0 \cdot \sum_0^{m-1} C_{x+t} \cdot \frac{m-t}{m} \cdot \frac{n-t}{n}}{\sum_0^{m-1} C_{x+t} \cdot \left(1 + \alpha_0 \cdot \frac{m-t}{m}\right) \cdot \frac{m-t}{m}}$$

Wenn $m = 1$ ist, so hat $\lambda_{x|\overline{m}|}$ unabhängig von der Versicherungsdauer n den Wert $\frac{\alpha_0}{1 + \alpha_0}$. Die Richtigkeit dieser Kürzung ergibt sich auch aus der Überlegung, dass wenn im ersten Versicherungsjahr die Sterblichkeit um α_0 erhöht ist und statt der zinsfreien Risikoprämie $q_x \cdot (1 + \alpha_0)$ nur q_x entrichtet wird, eine Summenkürzung im Verhältnis $\frac{1}{1 + \alpha_0}$ statthaben muss, was pro Einheit der Versicherungssumme einen Abzug von $\frac{\alpha_0}{1 + \alpha_0}$ ergibt. — Ein weiterer Spezialfall resultiert,

wenn $n = \frac{1 + \alpha_0}{\alpha_0} \cdot m$, resp. $m = \frac{\alpha_0}{1 + \alpha_0} \cdot n$ ist. Auch für diesen Fall findet man

$$\lambda_{x|m} \sim \frac{\alpha_0 \cdot \sum_0^{m-1} C_{x+t} \cdot \frac{m-t}{m} \cdot \frac{m \cdot (1 + \alpha_0) - \alpha_0 \cdot t}{m \cdot (1 + \alpha_0)}}{\sum_0^{m-1} C_{x+t} \cdot \frac{m-t}{m} \cdot \frac{m \cdot (1 + \alpha_0) - \alpha_0 \cdot t}{m}} = \frac{\alpha_0}{1 + \alpha_0}$$

Aus der beigegebenen graphischen Darstellung 1 ist der Verlauf der Funktion $\lambda_{x|m}$ bei $\alpha_0 = 1$ für verschiedene Versicherungsdauern ersichtlich.

Es könnte natürlich auch gefordert werden, dass die Summenkürzung im ersten Versicherungsjahr pro Einheit der Versicherungssumme stets $\frac{\alpha_0}{1 + \alpha_0}$ sein soll. Wird ausserdem an linearer Staffelung der Summenkürzung festgehalten, so können dann aber die Staffeldauern der Übersterblichkeit (m) und der Summenkürzung (m') —

abgesehen von den beiden Fällen $m = 1$ und $m = \frac{\alpha_0}{1 + \alpha_0} \cdot n$ — nicht einander gleich sein. Es wäre ein genäherter Wert für m' zu bestimmen aus

$$\alpha_0 \cdot \sum_0^{m-1} C_{x+t} \cdot \frac{m-t}{m} \cdot \left(1 - \frac{t}{n}\right) = \frac{\alpha_0}{1 + \alpha_0} \cdot \sum_0^{m-1} C_{x+t} \cdot \left(1 + \alpha_0 \cdot \frac{m-t}{m}\right) \cdot \frac{m'-t}{m'}$$

was jedoch zu umständlich ist, um für praktische Anwendung in Frage zu kommen.

Liegt, in Umkehrung der Problemstellung, eine lineare Summenstaffelung mit erstjährigem Abzug $\lambda_{x|m}$ vor und ist — unter Voraussetzung einer linear abnehmenden Übersterblichkeit gleicher Staffeldauer — nach der entsprechenden anfänglichen Übersterblichkeit gefragt, so ergibt sich diese aus der eingangs dieses Abschnittes gegebenen Bestimmungsgleichung zu

$$\alpha_0 \sim \frac{\lambda_{x|m} \cdot \sum_0^{m-1} C_{x+t} \cdot \frac{m-t}{m}}{\sum_0^{m-1} C_{x+t} \cdot \frac{m-t}{m} \cdot \frac{n-t}{n} - \sum_0^{m-1} C_{x+t} \cdot \frac{m-t}{m} \cdot \frac{m-t}{m}}$$

Um Missverständnissen vorzubeugen, sei darauf hingewiesen, dass das vorliegende Problem nicht zu verwechseln ist mit der Frage nach der einer gegebenen Summenstaffelung entsprechenden konstanten Übersterblichkeit, welche wir andernorts bereits behandelten ²⁾.

IV.

Nach einem Vorschlag von Koeppler ⁵⁾ könnte man bei der Staffeldungsfestsetzung in roher Rechnung das Deckungskapital unberücksichtigt lassen und $\frac{1}{1 + \alpha_t} \sim 1 - \alpha_t$ setzen. Wird nun bei einer zu verwendenden Sterbenswahrscheinlichkeit in Höhe von $(1 + \alpha_t) \cdot q_{x+t}$ nur die normale Risikoprämie entrichtet, so ist das Todesfallkapital im Verhältnis $\frac{1}{1 + \alpha_t}$ zu kürzen, es wäre dann also die Einheit der

Versicherungssumme im $t + 1$. Versicherungsjahr in linearer Staffelung auf $1 - \alpha_0 \cdot \frac{m-t}{m}$ zu reduzieren. Nach diesem Verfahren ergeben sich jedoch viel zu hohe Summenabzüge und oft schon bei kleinen Werten von α_0 eine wesentlich falsche Staffelung. Denn wie wir unter III. darlegten, kann sich bei Übereinstimmung der Staffeldauern von Übersterblichkeit und Summenkürzung im allgemeinen keine lineare Summenstaffelung ergeben, wenn $\alpha_t = \alpha_0 \cdot \frac{m-t}{m}$ und der erstjährige Abzug pro Einheit der Versicherungssumme auf $\frac{\alpha_0}{1 + \alpha_0}$ angesetzt wird. In der Tat haben wir dann als Versicherungssumme pro Einheit nach t Jahren

$$S_t \sim {}_tV_{\overline{m}|} + (1 - {}_tV_{\overline{m}|}) \cdot \frac{1}{1 + \alpha_t},$$

resp.

$$S_t \sim \frac{t}{n} + \left(1 - \frac{t}{n}\right) \cdot \frac{m}{m + \alpha_0(m-t)} = \frac{t}{n} + \frac{n \cdot m - t \cdot m}{(1 + \alpha_0) \cdot n \cdot m - t \cdot \alpha_0 \cdot n},$$

(d. h. Superposition von Gerader und Hyperbel). Im Spezialfall

$$n = \frac{1 + \alpha_0}{\alpha_0} \cdot m$$

resultiert

$$S_t \sim \frac{t \cdot \alpha_0}{m \cdot (1 + \alpha_0)} + \left(1 - \frac{t \cdot \alpha_0}{m \cdot (1 + \alpha_0)}\right) \cdot \frac{m}{m + \alpha_0(m-t)} = \frac{1}{1 + \alpha_0} \cdot \left(1 + \alpha_0 \cdot \frac{t}{m}\right),$$

(d. h. lineare Staffelung). In der graphischen Darstellung 2 haben wir den Staffeldungsverlauf der Versicherungssumme verschiedener Staffeldauern für $n = 20$ und $\alpha_0 = 1$ wiedergegeben.

In Umkehrung der Problemstellung kann man fragen, wie die Übersterblichkeit innerhalb der Dauer m einer Summenstaffelung variieren muss, damit bei $S_0 = \frac{1}{1 + \alpha_0}$ (d. h. erstjährigem Abzug $\lambda_{x\overline{m}|} = \frac{\alpha_0}{1 + \alpha_0}$) gerade linear gestaffelte Summenkürzung resultiert. In diesem Falle müsste offenbar gelten

$$S_t \sim {}_tV_{x\bar{n}} + (1 - {}_tV_{x\bar{n}}) \cdot \frac{1}{1 + \alpha_t} = \frac{1}{1 + \alpha_0} \cdot \left(1 + \alpha_0 \cdot \frac{t}{m}\right),$$

resp.

$$S_t \sim \frac{t}{n} + \left(1 - \frac{t}{n}\right) \cdot \frac{1}{1 + \alpha_t} = \frac{1}{1 + \alpha_0} \cdot \left(1 + \alpha_0 \cdot \frac{t}{m}\right),$$

woraus folgt

$$\alpha_t = \frac{n \cdot m \cdot \alpha_0 - t \cdot n \cdot \alpha_0}{n \cdot m + t \cdot (n \cdot \alpha_0 - m \cdot (1 + \alpha_0))}$$

(d. h. eine Hyperbel). Auch hier wieder ergibt sich der Spezialfall, dass bei $(n \cdot \alpha_0 - m \cdot (1 + \alpha_0)) = 0$, d. h. für $m = \frac{\alpha_0}{1 + \alpha_0} \cdot n$ mit S_t auch α_t innerhalb der Dauer m linear abnimmt. — Wenn jedoch $m = n$, so resultiert $\alpha_t = \alpha_0$, d. h. konstant; damit kommen wir zum anderweitig²⁾ besprochenen Fall der konstanten Übersterblichkeit und Ersetzung der bezüglichen Extraprämie durch eine über die ganze Versicherungsdauer sich erstreckende Summenstaffelung.

Die beigegebene graphische Darstellung 3 zeigt den Verlauf von α_t für verschiedene Staffelungsdauern bei $n = 20$ und $\alpha_0 = 1$.

V.

Aus den Ausführungen unter III. und IV. folgt also: Liegt linear abnehmende Übersterblichkeit vor $\left(\alpha_t = \alpha_0 \cdot \frac{m - t}{m}\right)$ und wird die

erstjährige Summenkürzung auf $\lambda_{x\bar{m}} = \frac{\alpha_0}{1 + \alpha_0}$ angesetzt, was im Hin-

blick auf die Praxis den grossen Vorteil der Einfachheit hat, so kann an Stelle einer Extraprämie genauerweise nur dann eine äquivalente lineare Summenstaffelung der Dauer m angenommen werden, wenn

$m = \frac{\alpha_0}{1 + \alpha_0} \cdot n$ ist. Das ist also der Fall

$$\begin{aligned} \text{für } \alpha_0 = 0,25 & \text{ bei } m = \frac{1}{5} n, \\ \alpha_0 = 0,5 & \text{ » } m = \frac{1}{3} n, \\ \alpha_0 = 1 & \text{ » } m = \frac{1}{2} n, \\ \alpha_0 = 2 & \text{ » } m = \frac{2}{3} n. \end{aligned}$$

Praktisch kann man aber unbedenklich auch unterhalb dieser Dauern für m bei linear abnehmendem α_t eine lineare Summenstaffelung gleicher Dauer an Stelle einer Extraprämie ansetzen. Dagegen sollte die Schranke nach oben hin nicht oder nur wenig überschritten werden.

Des weitern ergibt sich aus den vorstehenden Darlegungen, dass die Bestimmung des zu einer vorliegenden linearen Summenstaffelung äquivalenten Übersterblichkeitssatzes — wobei die Übersterblichkeit sich auf die Zeitdauer der Summenstaffelung erstrecken soll — kein eindeutiges Problem ist. Die Frage nach der entsprechenden konstanten Übersterblichkeit interessiert uns hier an sich nicht; doch ist festzuhalten, dass wenn $m = n$ ist, nur eine konstante Übersterblichkeit zur Kompensation ausreicht, wie wir dies vorgängig zeigten. Im allgemeinen wird man ein α_0 wünschen, das in der Folge linear abnimmt.

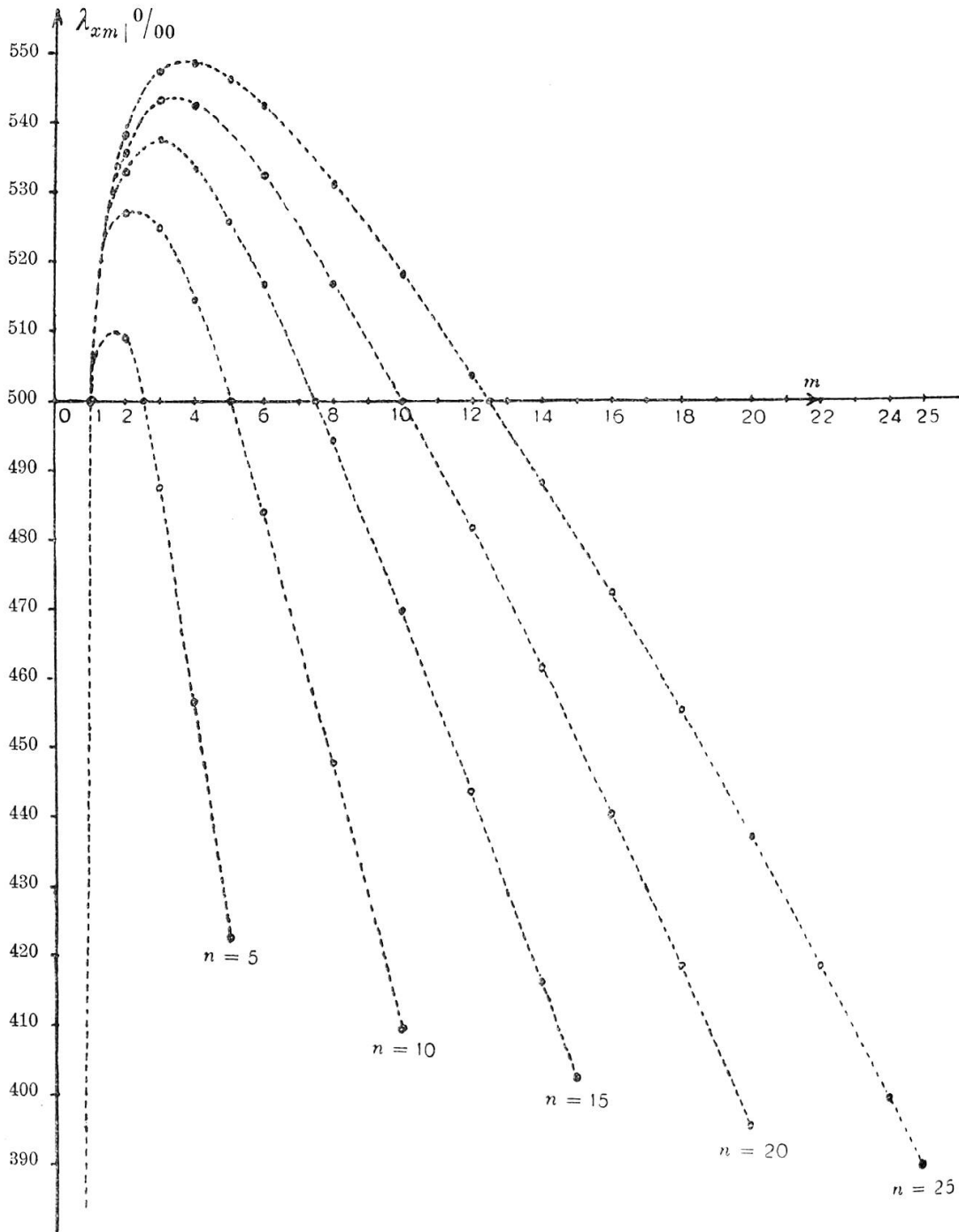
Man setzt mit Vorteil vorerst $\alpha_0 \sim \frac{\lambda_{xm}}{1 - \lambda_{xm}}$, fussend auf den Überlegungen unter IV. und V. Gilt dann für dieses α_0 entweder $\frac{\alpha_0}{1 + \alpha_0} > \frac{m}{n}$ oder $\frac{\alpha_0}{1 + \alpha_0} \sim \frac{m}{n}$, so kann praktisch $\alpha_t = \alpha_0 \cdot \frac{m-t}{m}$ angenommen werden. Ist dagegen für das so eruierte α_0 der Quotient $\frac{\alpha_0}{1 + \alpha_0}$ wesentlich kleiner als $\frac{m}{n}$, so muss der Wert für α_0 gemäss der bezüglichen Formel unter III. ausgewertet werden.

Zitierte Literatur

- 1) *H. Jecklin*, «Eine Näherungsformel für Übersterblichkeitszuschläge», Mitteilungen der Vereinigung schweizerischer Versicherungsmathematiker, 44. Bd., Heft 1.
- 2) *H. Jecklin und M. Eisenring*, «Die Staffelung der Versicherungssumme bei anormalen Risiken», Mitteilungen der Vereinigung schweizerischer Versicherungsmathematiker, 45. Bd., Heft 1.
- 3) *Deutsch-Stern*, «Lebensversicherungs-Medizin», Verlag E. M. Engel, Wien 1938.
- 4) *B. Ziezold*, «Versicherungsmathematische Fehlerrechnung», Versicherungswirtschaftliche Forschungen, Heft 2.
- 5) *H. Koepler*, «Zur Mathematik der Versicherung minderwertiger Leben», Assekuranz-Jahrbuch, 43. Bd.

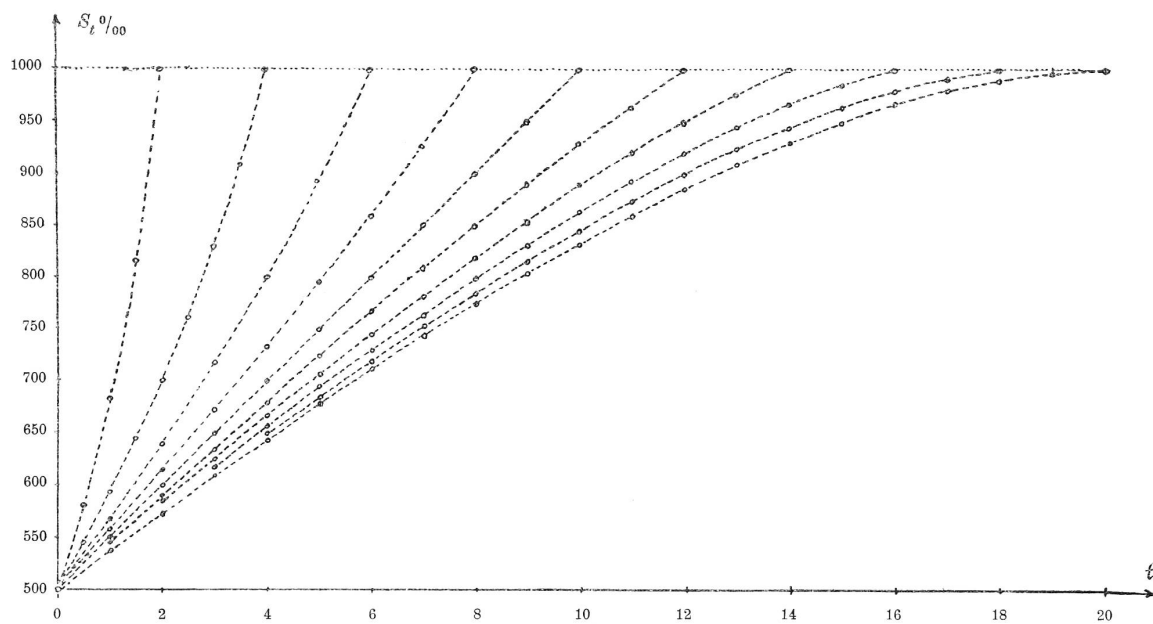
Graphische Darstellung 1

$$\lambda_{xm} = \frac{\alpha_0 \cdot \sum_0^{m-1} C_{x+t} \cdot \frac{m-t}{m} \cdot \frac{n-t}{n}}{\sum_0^{m-1} C_{x+t} \cdot \left(1 + \alpha_0 \cdot \frac{m-t}{m}\right) \cdot \frac{m-t}{m}} \quad \alpha_0 = 1$$



Graphische Darstellung 2

$$S_t = \frac{t}{n} + \frac{n \cdot m - t \cdot m}{(1 + \alpha_0) \cdot n \cdot m - t \cdot \alpha_0 \cdot n} \quad \alpha_0 = 1 \quad n = 20 \quad m = 2, 4, 6, 8 \text{ usw.}$$



Graphische Darstellung 3

$$\alpha_t = \frac{n \cdot m \cdot \alpha - t \cdot n \cdot \alpha}{n \cdot m + t \cdot (n \cdot \alpha - m(1 + \alpha))} \quad \alpha = 1 \quad n = 20 \quad m = 2, 4, 6, 8 \text{ usw.}$$

