

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

**Herausgeber:** Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker

**Band:** 48 (1948)

**Artikel:** Bemerkungen zur Berechnung von kombinierten Übertritts- und  
Verbleibswahrscheinlichkeiten

**Autor:** Zwinggi, Ernst

**DOI:** <https://doi.org/10.5169/seals-966902>

### **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:** 02.04.2026

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

## Bemerkungen zur Berechnung von kombinierten Übertritts- und Verbleibswahrscheinlichkeiten

Von *Ernst Zwinggi*, Basel

Die Fortschreibung einer Bevölkerung nach Zivilständen, die Berechnung der Aktivitätsordnung nach der Methode von *Schaertlin* usw. stützt sich u. a. auf die Wahrscheinlichkeit, innert Jahresfrist von einer (ersten) Gesamtheit (z. B. der Gesamtheit der Ledigen, der Aktiven usw.) in eine andere (zweite) Gesamtheit (z. B. in die Gesamtheit der Verheirateten, der Invaliden usw.) überzutreten und am Ende des Übertrittsjahres noch der letzten Gesamtheit anzugehören<sup>1)</sup>. Für die Ermittlung dieser Wahrscheinlichkeit sind mehrere Formeln angegeben worden<sup>2)</sup>, ohne dass unseres Wissens bisher ein Vergleich der Güte der verschiedenen Ansätze vorgenommen worden wäre. Indem wir im folgenden eine «genaue» Formel ableiten und damit die bekannten Näherungen vergleichen, möchten wir diese Lücke schliessen.

Wir bezeichnen wie folgt:

$l_{x+t}^I$  = Umfang der ersten Gesamtheit,

$l_{x+t}^{II}$  = Umfang der zweiten Gesamtheit,

$v_{x+t}$  = Intensität des Übertritts von I zu II,

$\mu_{x+t}^I$  = Intensität des übrigen Ausscheidens aus I,

$\mu_{x+t}^{II}$  = Intensität des Ausscheidens aus II.

Die Rückkehr zur ersten Gesamtheit (z. B. von der zweiten) soll ausgeschlossen sein.

---

<sup>1)</sup> Vgl. darüber auch *R. Schmidlin*: Beiträge zur mathematischen Theorie der Vorausberechnung der Bevölkerungsgliederung. Diss. Basel, 1947.

<sup>2)</sup> Z. B. durch *A. Berger*: Prinzipien der Lebensversicherungstechnik, 2. Band (Berlin 1925), Formeln (54) und (55), S. 235; ferner durch *E. Zwinggi*: Versicherungsmathematik (Basel 1945), Formel (42), S. 27.

Ist  $p_x^{I/II}$  die gesuchte Wahrscheinlichkeit, so können wir mit Hilfe der eingeführten Symbole schreiben <sup>1)</sup>.

$$p_x^{I/II} = \int_0^1 \frac{l_{x+t}^I}{l_x^I} v_{x+t} \frac{l_{x+t}^{II}}{l_{x+t}^{II}} dt. \quad (1)$$

Weil nach der Theorie der «unabhängigen Ordnungen» <sup>2)</sup>

$$\frac{l_{x+t}^I}{l_x^I} = (1 - {}_tq_x^I)(1 - {}_tq_x),$$

$$\frac{l_{x+t}^{II}}{l_x^{II}} = 1 - {}_tq_x^{II},$$

mit

$$1 - {}_tq_x^I = \exp\left(-\int_0^t \mu_{x+\tau}^I d\tau\right),$$

$$1 - {}_tq_x = \exp\left(-\int_0^t v_{x+\tau} d\tau\right),$$

$$1 - {}_tq_x^{II} = \exp\left(-\int_0^t \mu_{x+\tau}^{II} d\tau\right)$$

und

$$v_{x+t} = \frac{1}{1 - {}_tq_x} \frac{d}{dt} {}_tq_x$$

folgt aus (1) die Darstellung

$$p_x^{I/II} = (1 - q_x^{II}) \int_0^1 \frac{1 - {}_tq_x^I}{1 - {}_tq_x^{II}} d{}_tq_x. \quad (2)$$

Wir setzen dann voraus, alle unter dem Integralzeichen auftretenden Wahrscheinlichkeiten verlaufen im Intervall  $t = 0$  bis  $t = 1$  linear, also  ${}_tq_x = tq_x$  usw.; damit wird

$$p_x^{I/II} = (1 - q_x^{II}) q_x \int_0^1 \frac{1 - tq_x^I}{1 - tq_x^{II}} dt. \quad (3)$$

Die Annahme des linearen Verlaufs der Wahrscheinlichkeiten bedeutet eine Einschränkung der Ergebnisse. Es ist aber zu beachten,

<sup>1)</sup> Formel (41), S. 27, in «Versicherungsmathematik».

<sup>2)</sup> Formeln (25) ff., S. 22 ff., in «Versicherungsmathematik».

dass diese Annahme schon bei der Berechnung der Wahrscheinlichkeiten aus den Beobachtungszahlen<sup>1)</sup> allgemein verwendet wird und schon dort grundsätzlich jedesmal einer Prüfung bedarf. Es wäre auch theoretisch sinnwidrig, für die Wahrscheinlichkeiten z. B. exponentiellen Verlauf vorauszusetzen, zugleich aber für die Berechnung der Wahrscheinlichkeiten aus den Beobachtungszahlen die gleichmässige Verteilung der Ausscheidefälle über das Jahr anzunehmen. Dieses Zusammenhangs hat man sich bewusst zu bleiben, will man über die Zulässigkeit der Approximation urteilen.

Wir zerlegen sodann wie folgt

$$\frac{1 - tq_x^I}{1 - tq_x^{II}} = \frac{q_x^I}{q_x^{II}} + \frac{1 - \frac{q_x^I}{q_x^{II}}}{1 - tq_x^{II}}$$

und erhalten nach durchgeführter Integration von (3)

$$p_x^{I/II} = (1 - q_x^{II}) q_x \left[ \frac{q_x^I}{q_x^{II}} - \frac{q_x^{II} - q_x^I}{(q_x^{II})^2} \ln(1 - q_x^{II}) \right]. \quad (4)$$

Man könnte nun die eingangs erwähnten Näherungen mit der «genauen» Lösung (4) vergleichen und damit die Frage der Rangordnung als abgeklärt ansehen. Für die praktische Rechnung und die allfällige Anwendung von (4) ist aber unter Umständen vorzuziehen, einen Ausdruck ohne Logarithmen zu haben<sup>2)</sup>. Dazu entwickeln wir  $\ln(1 - q_x^{II})$  in die Reihe und finden

$$p_x^{I/II} = (1 - q_x^{II}) q_x \left[ \frac{q_x^I}{q_x^{II}} + \frac{q_x^{II} - q_x^I}{q_x^{II}} \left( 1 + \frac{q_x^{II}}{2} + \frac{(q_x^{II})^2}{3} + \dots \right) \right].$$

Approximieren wir  $1 + \frac{q_x^{II}}{2} + \dots$  durch die geometrische Reihe mit dem Quotienten  $\frac{q_x^{II}}{2}$ , so können wir dafür  $\frac{2}{2 - q_x^{II}}$  setzen und schreiben

$$p_x^{I/II} \sim (1 - q_x^{II}) q_x \frac{2 - q_x^I}{2 - q_x^{II}}. \quad (5)$$

<sup>1)</sup> Formeln (48) und (50), S. 30, in «Versicherungsmathematik».

<sup>2)</sup> In den «Statistical Tables for Biological, Agricultural and Medical Research» (3. Auflage 1948) von R. A. Fisher und F. Yates können allerdings die Werte von  $\ln(1 - q_x^{II})$  unmittelbar abgelesen werden.

Die Näherung (5) ist aber noch zu roh, um durchwegs als Vergleichsbasis dienen zu dürfen. Durch Einführung der geometrischen Reihe haben wir in der eckigen Klammer den Fehler

$$\frac{q_x^{\text{II}} - q_x^{\text{I}}}{q_x^{\text{II}}} \frac{(q_x^{\text{II}})^2}{12} \left( 1 + \frac{3}{2} q_x^{\text{II}} + \frac{33}{20} (q_x^{\text{II}})^2 + \dots \right)$$

begangen. Die runde Klammer nähern wir wiederum durch eine geometrische Reihe an; der Quotient ist  $\frac{3}{2} q_x^{\text{II}}$ , die Summe der Reihe  $\frac{2}{2 - 3q_x^{\text{II}}}$  und die anzubringende Korrektur

$$\frac{(q_x^{\text{II}} - q_x^{\text{I}}) q_x^{\text{II}}}{12 - 18q_x^{\text{II}}},$$

so dass schliesslich

$$p_x^{\text{I/II}} \sim (1 - q_x^{\text{II}}) q_x \left[ \frac{2 - q_x^{\text{I}}}{2 - q_x^{\text{II}}} + \frac{(q_x^{\text{II}} - q_x^{\text{I}}) q_x^{\text{II}}}{12 - 18q_x^{\text{II}}} \right]. \quad (6)$$

Setzen wir den «genauen» Wert nach (4) gleich «1», so lässt sich der Anwendungsbereich von (5) und (6) aus den folgenden Zahlen erkennen:

$q_x^{\text{I}}$	$q_x^{\text{II}}$	Absolute Abweichung in ‰ vom «genauen» Wert	
		(5)	(6)
0,005	0,010	0,0	0,0
10	5	0,0	0,0
	20	0,0	0,0
20	10	0,0	0,0
25	50	0,1	0,0
40	20	0,0	0,0
50	100	0,5	0,0
100	50	0,2	0,0
	200	2,2	0,1
200	100	1,0	0,0
	400	11,9	2,8

Für die praktisch vorkommenden Werte von  $q_x^{\text{I}}$  und  $q_x^{\text{II}}$  genügt Gleichung (6) als Grundlage vollkommen.

Vergleichen wir die zu Beginn erwähnten Näherungen, nämlich

$$(Berger) \quad p_x^{I/II} \sim q_x \left(1 - \frac{q_x^I}{2}\right) \left(1 - \frac{q_x^{II}}{2}\right) \quad (7)$$

und

$$(Zwinggi) \quad p_x^{I/II} \sim (1 - q_x^{II}) q_x \left(1 - \frac{q_x^I}{2} + \frac{q_x^{II}}{2}\right), \quad (8)$$

indem wir den «genauen» Wert nach (6) gleich «1» setzen, so haben wir die folgenden Verhältnisse:

$q_x^I$	$q_x^{II}$	Absolute Abweichung in ‰ vom «genauen» Wert	
		(7)	(8)
0,005	0,0025	0,0	0,0
	0,010	0,0	0,0
	15	0,0	0,0
10	3	0,0	0,0
	5	0,0	0,0
	20	0,1	0,1
50	30	0,2	0,2
	20	0,2	0,2
	40	0,5	0,1
100	100	2,3	1,8
	150	5,1	5,4
	30	0,4	0,7
200	50	0,9	0,9
	200	10,2	7,5
	300	23,8	23,7
200	100	3,8	3,8
	400	51,1	36,5

Die Ziffernbeispiele zeigen, dass über weite Altersstrecken die Formeln (7) und (8) genügen; erst bei grössern Werten von  $q_x^I$  und  $q_x^{II}$  treten die Abweichungen vom «genauen» Wert stärker hervor<sup>1)</sup>. Man kann auch nicht sagen, welche der beiden Formeln (7) und (8) besser ist; festzuhalten ist, dass die relative Güte nicht abhängt von  $q_x$ .

Sollten die Beziehungen (7) und (8) in Fällen mit verhältnismässig grossen  $q_x^I$  und  $q_x^{II}$  und einem von der Geraden stark abweichenden Verlauf zu fühlbaren Fehlern Anlass geben und eine genauere Formel rechtfertigen, so müsste man, wie schon einmal erwähnt worden ist, nicht allein die Berechnung von  $p_x^{I/II}$  aus den Wahrscheinlichkeiten anpassen, sondern auf die Ermittlung der  $q_x^I$  und  $q_x^{II}$  aus den Beobachtungszahlen zurückgehen <sup>2)</sup>.

---

<sup>1)</sup>  $q_x^I$  und  $q_x^{II}$  haben in der Regel den Sinn von Sterbewahrscheinlichkeiten; erst für  $x > 80$  überschreiten diese Werte die Schranke 0,2, also in Altern, in denen ohnehin die Beobachtungszahlen zu gering sind, um eine eindeutige Bestimmung der Wahrscheinlichkeiten zu ermöglichen.

<sup>2)</sup> Ein Ansatz dazu findet sich in «Über die Berechnung der unabhängigen Sterbe- und Stornowahrscheinlichkeiten im ersten Versicherungsjahr (Mitteilungen der Vereinigung schweizerischer Versicherungsmathematiker, 45. Band, 1945, S. 57 bis 66). — Von dritter Seite ist beabsichtigt, der Frage in allgemeiner Form nachzugehen.