

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

Band: 72 (1972)

Artikel: Bemerkungen zur Auswertung der Invaliditätserfahrung bei
Einzelrisiken

Autor: Strickler, P. / Wettenschwiler, K.

DOI: <https://doi.org/10.5169/seals-967077>

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: 06.10.2024

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

Bemerkungen zur Auswertung der Invaliditätserfahrung bei Einzelrisiken

Von *P. Strickler* und *K. Wettenschwiler*

1. Einleitung

In neuerer Zeit hat die Invaliditätsversicherung von Einzel- und Gruppenrisiken in verschiedenen Ländern einen grossen Aufschwung genommen¹⁾. Da zudem der Versicherungsschutz im Falle von dauernder Invalidität richtigerweise immer häufiger mit der langfristigen Lebensversicherung anstatt mit der kurzfristigen Unfall- und Krankenversicherung verbunden wird, ist auch das Interesse der Aktuare an diesem Problemkreis wiedererwacht. Als Folge davon erscheinen vermehrt Abhandlungen über die Invaliditätsversicherung.

Ein Grossteil dieser Arbeiten befasst sich mit den theoretischen Aspekten, wobei Modelle der Aktiven- und Invalidenbestände mit teilweise reversiblen Übergängen und mehrmaligen Invalidierungen entwickelt werden²⁾. Diese Bestandesmodelle lassen sich mittels Differentialgleichungssystemen und Markoff-Prozessen mathematisch elegant darstellen, wobei jedoch Lösungen meistens nur in sehr vereinfachten Spezialfällen angegeben werden können.

Andererseits liegen verschiedene Arbeiten aus der Praxis vor. Veröffentlichungen von statistischen Daten über die Invaliditätsversicherung insbesondere in europäischen Ländern sind aber leider eher

¹⁾ Wir denken dabei neben der Schweiz und anderen europäischen Ländern vor allem an die angelsächsischen Gebiete, wo Invaliditätsdeckungen unter den verschiedensten Bezeichnungen angeboten werden, z. B. Long Term Disability und Permanent Health Insurance, Individual Loss of Time Insurance, Non-Cancellable Disability Insurance.

²⁾ *H. Türler* [1], *M. Balleer* [2].

selten, so dass die verwendeten Invaliditätstarife oft auf Hypothesen und unzweckmässigen Grundlagen basieren³⁾.

In der Schweiz finden sich periodisch nachgeführte Tabellenwerke bei zwei grossen Pensionskassen, der Eidgenössischen Versicherungskasse (EVK) und der Versicherungskasse der Stadt Zürich (VZ). In bezug auf Einzelversicherungen sind den Verfassern jedoch nur sehr spärliche Zahlenangaben bekannt, wie z.B. diejenigen über die Häufigkeiten von Invaliditätsfällen in den Perioden 1931/41, 1942/52 und 1953/62 in den Berichten des Eidgenössischen Versicherungsamtes [3].

Neben der Invalidierungshäufigkeit ist die finanzielle Belastung aus Invaliditätsschäden heute aber in wesentlichem Masse auch vom Invaliditätsgrad und den Reaktivierungen abhängig, und darüber ist fast gar nichts zu erfahren.

Ein Grund dafür, dass wenig Zahlenmaterial publiziert werden kann, ist sicher darin zu suchen, dass die Zahl der Policen, die ein gleichartiges Invaliditätsrisiko decken, in der Regel relativ klein ist. Zudem erfordert die statistische Erhebung eine weitere Aufsplitterung der Beobachtungsbestände nach Alter bei Eintritt der Invalidität, Invaliditätsgrad, abgelaufener Dauer seit Invalidierung usw. Die gewonnenen Zahlen sind deshalb mit relativ grossen Unsicherheiten behaftet. Trotzdem haben wir den Versuch unternommen, die Erfahrungen eines kleinen Portefeuilles schweizerischer Grossleben-Versicherungen statistisch auszuwerten. Es handelt sich dabei um einen Bestand von bei der Schweizerischen Rückversicherungs-Gesellschaft rückgedeckten Invaliditätsrisiken.

2. Auswertungsmethoden

Zunächst wurde versucht, die von *R. Sand* [4] entwickelte « j_{x+t} -Methode», auf der auch in der Arbeit von *P. Nolfi* [5] aufgebaut wurde, unseren Bedürfnissen anzupassen. Die Idee dieses Verfahrens, welches die Wahrscheinlichkeiten j_{x+t} , d.h. t Jahre nach Policenbeginn invalid zu sein, anstelle der Wahrscheinlichkeiten i_x , im Alter x invalid zu

³⁾ Vielfach sind noch Grundlagen aus anderen Epochen und Kontinenten in Gebrauch, wie z.B. die englische Manchester-Unity-Tafel aus dem letzten Jahrhundert oder amerikanische Tafeln.

werden, benützt, ist bestechend einfach, hat aber für die Praxis auch einige entscheidene Nachteile.

In ihrer ursprünglichen, von *Sand* dargelegten Form ist die Wahrscheinlichkeit j_{x+t} durch direkte Beobachtung einer Eintrittsgeneration zu gewinnen: Wir haben nur auszuzählen, wie gross der Anteil der Invaliden in einem Bestand mit dem Eintrittsalter x nach 1, 2, 3, ... Jahren ist und können daraus alles Weitere erschliessen. Das in unserem Beobachtungsbestand vorhandene Material erlaubte aber eine solche Auszählung nicht. Unsere jährlichen Bestandserhebungen geben nur über die Bestände der ersten 3 Versicherungsjahre separat Auskunft; alle übrigen Dauern sind zusammengefasst. Zudem glaubten wir schon aus dem Grund nicht an einen praktischen Erfolg, weil sich die Invaliditätsversicherung erst in den letzten beiden Jahrzehnten stärker entwickelt hat, also die notwendigen Beobachtungen für längere Versicherungsdauern kaum hätten gewonnen werden können, und zudem ganz allgemein die Policenbedingungen kaum je über genügend lange Zeiträume unverändert bleiben, um auf diese Weise aus Vergangenheitszahlen auf die richtige Tarifstruktur für die in Zukunft zu verkaufenden Deckungen schliessen zu können.

In der von *Nolfi* dargestellten Variante ist die Methode sicher zweckmässig bei grossen Beständen, wie z.B. der Pensionskasse der Stadt Zürich, welche bei Zugängen vorwiegend in den jüngeren Altern eine relativ konstante Struktur aufweisen. Für einen Bestand von Einzelrisiken mit vielen Mutationen ist sie jedoch auch in dieser Form nicht geeignet, da die Beobachtung, wie leicht gezeigt werden kann, notwendigerweise viel zu kleine j_{x+t} -Werte liefert.

Wir sahen uns deshalb veranlasst, auf die konventionellen Methoden zurückzugreifen, welche insbesondere von den amerikanischen Aktuaren seit Jahren verwendet werden. Dabei werden die Invalidierungshäufigkeiten bei Aktiven-Beständen untersucht und anschliessend die Invalidenbestände gesondert weiter beobachtet.

Die Untersuchung der einzelnen Schadenpolicen liess erkennen, in welcher bedeutendem Masse der Invaliditätsgrad und die Reaktivierungen die finanzielle Belastung aus Invaliditätsschäden heutzutage beeinflussen. Wir haben daher versucht, den Invaliditätsgrad und seine Änderungen auf ebenso einfache Art und Weise wie bei der *Sandschen* j_{x+t} -Methode zu berücksichtigen, indem bei allen unseren Erhebungen stets untersucht wurde, wie gross der finanzielle Belastungsgrad

in einem bestimmten Policenjahr war, d.h. welcher Bruchteil der vollen, für ein ganzes Policenjahr bei 100prozentiger Invalidität versicherten Leistung tatsächlich zur Auszahlung kam.

Die Invalidierungswahrscheinlichkeit der Aktiven

Unserer Auswertung wurde also eine Betrachtungsweise nach Policen und Policenjahren zugrunde gelegt. Bei den Beständen der Aktiven unter Risiko erhielten alle in Betracht fallenden Policen dasselbe Gewicht, gleichgültig ob die versicherten Leistungen nur klein waren (Prämienbefreiung) oder gross (zusätzliche Renten); sie wurden nach erreichtem Alter ausgezahlt.

Trat ein Schadenfall ein, so wurde abgeklärt, welcher Bruchteil der bei voller Invalidität für ein ganzes Jahr versicherten Leistung im Zeitraum zwischen dem Ende der Karenzfrist und dem nächsten Policenjahrestag zur Auszahlung kam. Als Beginn der Invalidität wurde somit der Zeitpunkt angenommen, ab welchem die Leistungen effektiv zu laufen anfangen, und als Schadenalter das zu diesem Zeitpunkt erreichte Alter des Versicherten.

Dividiert man nun die im Policenjahr des Schadenereignisses erbrachten Leistungen durch die Gesamtzahl der versicherten Leistungen und bezeichnen wir diese Grösse als «Invalidierungswahrscheinlichkeit» i_x , so gibt diese direkt ein Mass für die finanzielle Belastung im Schadenjahr. Da die Leistungen im Schadenjahr (Policenjahr des Schadeneintrittes) durchschnittlich für ein halbes Jahr geschuldet sind – sofern der Versicherte nicht schon reaktiviert wird oder stirbt – und zudem der Invaliditätsgrad automatisch mitberücksichtigt wird, sind die so ermittelten Invalidierungswahrscheinlichkeiten i_x in der Regel wesentlich kleiner als die Hälfte der auf die übliche Weise ermittelten (= Anzahl neue Invaliditätsfälle im Verhältnis zum Bestand). Eine Korrektur erfolgt im folgenden Policenjahr.

Reaktivierungswahrscheinlichkeit der Invaliden

Die Reaktivierungswahrscheinlichkeiten erhält man durch ein analoges Vorgehen. Jede Verminderung der Invaliditätsleistung gegenüber dem Vorjahr, welche nicht auf Tod, Ablauf oder Storno zurückzuführen ist, wird als Reaktivierung betrachtet. Da wir bei diesem Vor-

gehen die Reaktivierungen nur in bezug auf die im Vorjahr ausbezahlten Invaliditätsleistungen messen, sind auch *negative* Reaktivierungswahrscheinlichkeiten möglich. Letzteres ist besonders im 2. Schadenjahr zu erwarten, da die Leistungen im 1. Schadenjahr durchschnittlich nur während der Hälfte des Jahres ausbezahlt werden; sie treten aber auch auf, wenn sich der Invaliditätsgrad erhöht.

Eine Zusammenfassung der beiden Ausscheideursachen Tod und Reaktivierung für die Bestände der Invaliden, wie sie auf der Hand liegen würde und auch in der Arbeit von *Nolfi* zur Anwendung kam, war leider nicht möglich, da das Beobachtungsmaterial für grössere abgelaufene Invaliditätsdauern zuwenig umfangreich war, um aus der Beobachtung aussagefähige Zahlen zu erhalten.

Es zeigte sich auch in unserem Bestand, dass die Reaktivierungswahrscheinlichkeiten $\rho(x, t)$ sowohl nach dem Alter x als auch nach der abgelaufenen Invaliditätsdauer t abgestuft werden müssen.

Sterblichkeit der Aktiven und Invaliden

Die Sterblichkeit der Invaliden wurde durch Vergleich der erwartungsmässigen Abgänge von Invalidenrentnern durch Todesfälle, gerechnet zu den in unseren schweizerischen Beständen an Todesfallversicherungen ermittelten Werten, mit den tatsächlichen Abgängen (auch wieder gewichtet mit dem Invaliditätsgrad) bestimmt. Bei dem im 3. Abschnitt erwähnten Invalidenbestand standen 3,35 erwarteten 10,29 effektive Abgänge von vollen Jahresrenten durch Tod gegenüber. Die Sterblichkeit der Invalidenrentner war damit rund dreimal höher als diejenige der Aktiven. Dieses Verhältnis von 3:1 wurde im folgenden als Arbeitshypothese verwendet, obwohl wir wissen, dass in Wirklichkeit die Sterblichkeit zu Beginn der Invalidität noch höher und später tiefer ist.

Invalidenrentenbarwerte

Wenn die Ausscheidewahrscheinlichkeiten der Invaliden durch Reaktivierung und Tod bekannt sind, können die Barwerte von laufenden Invalidenrenten bestimmt werden. Der Einfachheit halber lassen wir dabei in den folgenden Formeln die sich auf das Schlussalter der Invaliditätsdeckung beziehenden Indizes und Summationsgrenzen weg.

$$l_x^i = l_x \cdot i_x$$

$$l_{(x)+t+1}^i = l_{(x)+t}^i \cdot (1 - q(x, t)) \cdot (1 - 3q_{x+t})$$

$$D_{(x)+t}^i = l_{(x)+t}^i \cdot v^{x+t}$$

$$H_{(x)+t} = \sum_{r=t} D_{(x)+r}^i$$

$$K_{(x)+t} = \sum_{r=t} H_{(x)+r}$$

$$\ddot{a}_{(x)+t}^{ii} = \frac{H_{(x)+t}}{D_{(x)+t}^i}$$

Die verwendeten Symbole entsprechen denjenigen, die üblicherweise gebraucht werden, haben aber eine etwas verschiedene Bedeutung. $l_x^i = l_x \cdot i_x$ ist gleich dem Betrag der Leistungen, welche im Jahr des Schadeneintritts fällig werden, also durchschnittlich etwa die Hälfte der Jahresleistung. Entsprechend wird $\ddot{a}_{(x)}^{ii} = H_{(x)}/D_{(x)}^i$ etwa doppelt so gross als nach der üblichen, auf die Anzahl Personen bezogenen Definition.

Falls die Werte $\ddot{a}_{(x)+t}^{ii}$ zur Reservestellung für Invalidenrentner benützt werden sollen, ist ihrer Herleitung Rechnung zu tragen. Der Barwert einer laufenden Invalidenrente bei Beginn des Policenjahres, welches dem Alter $(x) + t$ entspricht, ist gleich dem Produkt aus der im Vorjahr erbrachten Leistung und $\ddot{a}_{(x)+t}^{ii}$. Für $t = 1$ müsste, um die Reservestellung nicht allzusehr vom zufallsbedingten Beginn der Leistungen innerhalb des Schadeneintrittsjahres abhängig zu machen, die effektiv erbrachte Leistung auf 180 Tage umgerechnet werden, bevor mit $\ddot{a}_{(x)+1}^{ii}$ multipliziert wird.

Zur Berechnung der Prämien und Reserven der anwartschaftlichen Invalidenrenten eignen sich die nach Art der Kommutationszahlen definierten Grössen H und K besonders gut.

Wo nicht benötigt, lassen wir von nun an bei (x) die Selektionsklammern weg.

Prämien und Reserven für anwartschaftliche Invalidenrenten

Zur Deckung der finanziellen Belastung aus Invalidenrenten bis zum Schlussalter s müsste folgende Nettoprämie jährlich erhoben werden:

$$P_x = \frac{\sum D_x i_x \ddot{a}_x^{ii}}{N_x^a - N_s^a},$$

basierend auf den Kommutationszahlen der Aktivengesamtheit. Benützt man an deren Stelle eine gemischte Sterbetafel (Aktive und Invalide), so ergeben sich nur geringe Unterschiede, wie empirisch festgestellt wurde (vgl. z. B. *Saxer* [6], S. 80). Oft wird im Nenner zudem ein Korrekturterm angebracht, der berücksichtigt, dass die Invaliden keine Prämien entrichten:

$$\begin{aligned} P_x &= \frac{\sum D_x i_x \ddot{a}_x^{ii}}{N_x - N_s - \sum D_x i_x \ddot{a}_x^{ii}} = \frac{K_x}{N_x - N_s - K_x} \\ &= \frac{\ddot{a}_x^{ai}}{\ddot{a}_x - \ddot{a}_x^{ai}} \quad \text{mit} \quad \ddot{a}_x^{ai} = \frac{K_x}{D_x}. \end{aligned}$$

Auf diese Art erhalten wir etwas zu grosse Werte P_x , weil im Zähler nebst den Aktiven auch die Invaliden dem Invaliditätsrisiko ausgesetzt werden.

Wenn wir zwischen einem Neueintretenden vom Alter $x + t$ und einem Vollaktiven dieses Alters, der dem Bestand im Alter x beiträgt, risikomässig nicht unterscheiden wollen, so müssen wir für den letzteren bis zu diesem Zeitpunkt eine Reserve

$$\begin{aligned} {}_tV_x &= (P_{x+t} - P_x) \frac{N_{x+t} - N_s - K_{x+t}}{D_{x+t}} \\ &= \ddot{a}_{x+t}^{ai} - P_x (\ddot{a}_{x+t} - \ddot{a}_{x+t}^{ai}) \end{aligned}$$

geöffnet haben.

Dank der speziell definierten Kommutationszahlen ergibt sich somit ein Formelapparat, der uns aus der klassischen Versicherungsmathematik vertraut ist.

3. Numerische Ergebnisse

Die in Abschnitt 2 dargelegte Methode wandten wir auf einen Bestand von rückversicherten schweizerischen Grossleben-Policen mit Prämienbefreiung und/oder Rentenzahlungen im Invaliditätsfall an. Gedeckt ist die vollständige oder teilweise, dauernde oder vorübergehende Invalidität, verursacht durch Krankheit oder Unfall. Die Karenzfrist beträgt 3 Monate, in wenigen Ausnahmefällen mehr.

Der Beobachtungszeitraum umfasste die Jahre 1963—1966. Bei rund 45 000 Beobachtungsjahren wurden über 300 Schadenfälle registriert. Zur Auszählung der Bestände wurde das Beobachtungsmaterial in die 5 Altersklassen 20–29, 30–39, 40–49, 50–59 und 60–64 eingeteilt.

Invalidierungshäufigkeiten

Die Invalidierungshäufigkeiten wurden nach der Anzahl der Invaliditätsfälle wie auch nach dem in unserem Modell benützten Leistungsgrad (gemäss dem Invaliditätsgrad und der Schadendauer im betreffenden Policenjahr) bestimmt. Die für die weiteren Berechnungen benützten i_x -Werte der letzteren wurden mittels der Methode der kleinsten Quadrate nach einer Parabel 2. Ordnung ausgeglichen.

Das Ergebnis stellt sich wie folgt dar:

Alter	25	35	45	55	62	Total
i_x Anzahl roh ($^0/_{00}$)	4,12	5,20	7,78	10,46	14,85	6,95
i_x roh ($^0/_{00}$)	1,09	1,45	2,38	4,34	5,83	2,25
i_x ausgeglichen ($^0/_{00}$)	1,09	1,42	2,47	4,23	5,88	
Durchschnittliche Leistung im 1. Jahr (%)	26,4	27,9	30,5	41,5	39,3	32,4

Der durchschnittliche Invaliditätsgrad im 1. Jahr beträgt etwa das Doppelte des angegebenen Prozentsatzes der bezahlten Leistungen.

Reaktivierungshäufigkeiten

Die Reaktivierungshäufigkeiten $\varrho(x, t)$ wurden nach der folgenden Funktion ausgeglichen:

$$\varrho(x, t) = 1 - \tau(x, t) = \left(A + B \frac{x-20}{10} \right) e^{-t} + \left(C + D \frac{x-20}{10} \right) \cdot t \cdot e^{-t}.$$

Die Methode der kleinsten Quadrate lieferte

$$A = 0.06160$$

$$B = -0.05273$$

$$C = 2.50618$$

$$D = -0.54952$$

Die «Verbleibswahrscheinlichkeiten» $\tau(x, t)$, welche nur die Reaktivierungen und keine Todesfälle oder andere Abgänge berücksichtigen, sind in der nachstehenden Tabelle für einige x, t -Werte zusammengestellt.

$x \backslash t$	25	35	45	55
0	.965	1.018	1.070	1.123
1	.166	.388	.609	.831
2	.391	.547	.703	.859
3	.665	.750	.834	.919
4	.836	.877	.918	.960
5	.925	.943	.962	.981
10	.999	.999	1.000	1.000

Bei der für die $\tau(x, t)$ -Werte benützten Funktion handelt es sich um eine Regelfläche. Es ist zu beachten, dass gemäss unseren Definitionen $\tau(x, t)$ -Werte grösser als 1 durchaus sinnvoll sind. Nach einer abgelaufenen Invaliditätsdauer von mehr als 10 Jahren werden die Reaktivierungen so klein, dass sie vernachlässigt werden können.

Wir haben bereits erwähnt, dass bei den Reaktivierungen der Einfluss der Invaliditätsdauer in den ersten Jahren unbedingt berück-

sichtig werden muss. Hier einige Vergleichszahlen für Invalidenrentenbarwerte \ddot{a}_x^{ii} :

Alter	25	35	45	55
A	2.666	4.309	6.077	6.248
B	1.960	4.063	7.908	7.030

Im Falle A waren die Reaktivierungen von x und t abhängig, während im Falle B mit Durchschnittswerten gerechnet wurde, die lediglich vom Alter x abhängen und die aus dem gleichen Beobachtungsmaterial hervorgehen.

Nettoprämien und Reserven für anwartschaftliche Invalidenrenten

Auf Grund der ermittelten Invalidierungshäufigkeiten i_x und der Reaktivierungshäufigkeiten $\rho(x, t)$ sowie der Sterbetafel GKM 1970, $3\frac{1}{4}\%$, wurden gemäss den im Abschnitt 2 definierten Formeln die «Kommutationszahlen» D^i , H und K für die Endalter 60 und 65 berechnet, woraus sich leicht die entsprechenden Prämien, Rentenbarwerte und Aktivenreserven für die anwartschaftlichen Invalidenrenten ermitteln lassen. Einige ausgewählte Werte sind in den folgenden Tabellen angegeben.

Netto-Einmalprämien und Jahresprämien

	x	\ddot{a}_x	\ddot{a}_x^{ai}	$P_x (0/00)$
$s = 65$				
	25	21.929	0.241	11.11
	35	18.560	0.290	15.85
	45	14.058	0.295	21.47
	55	8.193	0.183	22.82
$s = 60$				
	25	20.690	0.178	8.70
	35	16.828	0.203	12.20
	45	11.610	0.180	15.76
	55	4.587	0.058	12.88

Reserven als Vielfaches der Nettoprämien

	x	25	35	45	55
t					
$s = 65$					
	5	3.92	2.89	0.95	—1.07
	10	7.83	4.85	0.52	
	15	11.02	5.21	—0.86	
	20	12.79	3.53		
	25	12.16	0.41		
	30	8.46			
	35	2.48			
$s = 60$					
	5	3.48	2.27	0.13	
	10	6.72	3.32	—0.85	
	15	8.91	2.57		
	20	9.28	0.23		
	25	6.94			
	30	2.14			

Aus den letzten beiden Tabellen geht hervor, dass für die Aktiven Invaliditätsreserven gestellt werden müssen, welche durchschnittlich ein hohes Vielfaches der Jahresprämie ausmachen. Diesem Umstand sollte in der Praxis dadurch Rechnung getragen werden, dass nicht erhebliche Teile der Prämien nach Kosten und angemessener Gewinnmarge in Form von Gewinnanteilen rückerstattet werden in einem Zeitpunkt, wo sie eigentlich für den Aufbau der nötigen Reserven für künftige Schadenzahlungen verwendet werden müssten.

Wir befassten uns in der vorliegenden Arbeit durchwegs mit Nettowerten. Selbstverständlich müssen für die Praxis mit der nötigen Vorsicht gewählte Zuschläge für die «nicht stochastischen» Komponenten des Invaliditätsrisikos einkalkuliert werden.

Literaturverzeichnis

- [1] Türler, H.: Zur Theorie der Invaliditätsversicherung, MSVM 1970, Heft 2.
- [2] Balleer, M.: Die Entwicklung von Personengesamtheiten in der Krankenversicherung, dargestellt als Markoffscher Prozess, Blätter der DGVM 1968, Band VIII, Heft 4.

- [3] Eidgenössisches Versicherungsamt: Die privaten Versicherungsunternehmen in der Schweiz 1942, 1953, 1963, erschienen in Bern 1944, 1955, 1964.
- [4] *Sand, R.*: Disability Pension Insurance – A new Method for Calculation of Premiums, 18. Internationaler Kongress, München 1968, Band I.
- [5] *Nolfi, P.*: Neue Erfahrungen und Methoden in der Invaliditätsversicherung, MVSM 1970, Heft 2.
- [6] *Saxer, W.*: Versicherungsmathematik, Springer Verlag 1955.

Zusammenfassung

Es werden einige Gedanken zur Auswertung der Invaliditätserfahrung bei einem kleinen Bestand von Einzelrisiken dargelegt und aus den Beobachtungszahlen eines schweizerischen Portefeuilles Prämien- und Reservewerte berechnet.

Summary

Some thoughts on the interpretation of disability insurance experience are presented with reference to a small in-force of individual risks; premium and reserve values are calculated from the observed data of a portfolio of Swiss policies.

Résumé

Nous avons développé quelques idées relatives à l'interprétation des expériences d'invalidité de risques individuels. A partir des observations provenant d'un petit portefeuille d'affaires suisses, des valeurs de primes et de réserves ont pu être déterminées.

Riassunto

Vengono sviluppate alcune idee relative all'interpretazione dell'esperienza d'invalidità risultante da un piccolo portafoglio di rischi individuali e dagli elementi osservati in un portafoglio svizzero se ne deducono il valore di premi e riserve.