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

Herausgeber: Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker

Band: 64 (1964)

Artikel: Erfahrungs-Tarifierung in der Motorfahrzeughaftpflicht-Versicherung

Autor: Bichsel, Fritz

DOI: https://doi.org/10.5169/seals-966965

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: 06.01.2026

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

Erfahrungs-Tarifierung in der Motorfahrzeughaftpflicht-Versicherung

Von Fritz Bichsel, Muri bei Bern

Zusammenfassung

Es wird dargestellt, wie unter Verwendung der zusammengesetzten Poisson-Verteilung mit der Γ-Funktion als Strukturfunktion die bekannte Beziehung

$$q(n,t) = q\,\frac{1 + nb/q}{1 + bt}$$

abgeleitet werden kann, in der bedeuten

q: Schadenhäufigkeit eines Versicherungsbestandes B;

$q(n,t)$: Zukünftige Schadenhäufigkeit eines Teilbestandes von B, der die Versicherungen umfasst, die während t Jahren beobachtet wurden und die in diesen t Jahren genau n Schäden hatten;

b: Parameter, der mit der Heterogenität des Bestandes B zusammenhängt.

Die sich aus dieser Beziehung ergebende Prämiendifferenzierung auf Grund der individuellen Erfahrung jedes einzelnen Risikos wird mit dem im Herbst 1963 in der Schweiz für die Haftpflichtversicherung von Personenwagen eingeführten Bonus-Malus-System verglichen.

1. Vorbemerkungen

Dieser Beitrag stellt eine überarbeitete und ergänzte Fassung des Kurzvortrages dar, den der Verfasser an der Mitgliederversammlung der Vereinigung vom letzten Herbst gehalten hat. Er enthält nicht Ergebnisse eigener Untersuchungen, sondern bezweckt, den Leser über eine interessante und aktuelle Anwendung der mathematischen Statistik kurz zu orientieren. Der Beitrag ist weniger für Spezialisten der Mathematik der Nicht-Lebensversicherung gedacht, sondern wendet sich eher an Mitglieder, die auf anderen Gebieten tätig sind.

2. Das Problem

Das Problem sei an einem Modell erläutert. Wir nehmen an, eine Versicherungsgesellschaft habe einen Bestand von 100 000 Haftpflichtversicherungen für Personenwagen. Sie habe festgestellt, dass diese 100 000 Versicherungen im Jahr 20 000 Schäden aufweisen und dass somit die Schadenhäufigkeit 0,2 beträgt. (Im folgenden wird stets nur die Schadenhäufigkeit betrachtet; die Schadenhöhe wird nicht berücksichtigt.)

Wir greifen aus diesem Modellbestand zwei Versicherungen heraus. Die eine habe in den letzten 5 Jahren keinen Schaden gehabt, die andere sei in der gleichen Zeit von 10 Schäden betroffen worden. Wie sind diese beiden Versicherungen in bezug auf die künftige Schadenerwartung zu beurteilen?

Wenn wir annehmen, dass der Bestand homogen ist, d.h., dass er aus lauter genau gleichartigen Risiken besteht, dann war der Unterschied im Schadenverlauf der beiden Versicherungen nur das Werk des Zufalls, und es dürfen daraus keinerlei Schlüsse in bezug auf die künftige Schadenerwartung der beiden Versicherungen gezogen werden. Ein Bonus oder Malus wäre in diesem Falle nicht gerechtfertigt. Wenn wir jedoch annehmen, dass der Bestand heterogen ist, d.h., dass nicht alle Versicherungen die gleiche Schadenwahrscheinlichkeit haben, dann hat die Versicherung, die 5 Jahre schadenfrei war, vermutlich die kleinere Schadenwahrscheinlichkeit als die Versicherung mit 10 Schäden in 5 Jahren, und es ist daher richtig, die Prämie für die Zukunft zu differenzieren, indem der gut verlaufenen Versicherung ein Bonus gewährt und die schlecht verlaufene mit einem Malus belastet wird.

Die Frage ist, wie dieser Bonus bzw. Malus festgelegt werden soll.

Allgemein können wir das Problem wie folgt formulieren:

Wir haben einen Versicherungsbestand mit einer jährlichen Schadenhäufigkeit q. Jede einzelne Versicherung habe eine bestimmte Schadenwahrscheinlichkeit, die im Laufe der Zeit konstant bleibt. Diese Schadenwahrscheinlichkeit braucht nicht für alle Versicherungen des Bestandes gleich zu sein. Wir greifen die Versicherungen heraus, die genau t Jahre in Kraft waren und darunter diejenigen, die in diesen t Jahren genau n Schäden hatten. Welches ist die zukünftige Schadenhäufigkeit $q(n,t)$ dieses Teilbestandes?

3. Die Lösung

Unter gewissen Voraussetzungen, die im Abschnitt 4 angegeben sind, ist die gesuchte Schadenhäufigkeit $q(n,t)$ gegeben durch die Beziehung

$$q(n,t) = q \frac{1 + nb/q}{1 + bt}. \tag{1}$$

Darin bedeuten q die durchschnittliche Schadenhäufigkeit des Gesamtbestandes und b einen Parameter, der mit der Heterogenität des Bestandes zusammenhängt. Für stark heterogene Bestände ist b gross, für fast homogene Bestände ist b klein und für vollständig homogene Bestände ist $b = 0$. Die genaue Bedeutung von b wird in Abschnitt 4 angegeben.

Diskussion der Beziehung (1):

a) Für einen homogenen Bestand mit $b = 0$ haben wir $q(n,t) = q$. Die zukünftige Schadenhäufigkeit $q(n,t)$ hängt nicht von der Erfahrung ab. Sie ist für alle Teilbestände gleich der durchschnittlichen Schadenhäufigkeit des Gesamtbestandes.

b) Für sehr grosse b, also für einen sehr heterogenen Bestand, haben wir (für positive t) angenähert

$$q(n,t) = \frac{n}{t}.$$

Die zukünftige Schadenhäufigkeit des Teilbestandes hängt praktisch nicht mehr von der Schadenhäufigkeit des Gesamtbestandes ab, sondern bestimmt sich ausschliesslich aus der eigenen Erfahrung.

c) Für kleine t haben wir angenähert $q(n,t) = q$.
Nach einer sehr kurzen Beobachtungszeit sind die zukünftigen Schadenhäufigkeiten der Teilbestände praktisch gleich der Schadenhäufigkeit des Gesamtbestandes.

d) Für grosse t ergibt sich angenähert

$$q(n,t) = \frac{n}{t}.$$

Wie bei lit. *b)* bestimmt sich die zukünftige Schadenhäufigkeit des Teilbestandes praktisch ausschliesslich aus seiner eigenen Erfahrung.

e) Die Fälle $b = 0$ und kleines t einerseits und grosses b und t anderseits stellen Extreme dar. Dazwischen hängt die zukünftige Schadenhäufigkeit eines Teilbestandes zum Teil von der Schadenhäufigkeit des Gesamtbestandes und zum Teil von seiner eigenen Erfahrung ab. Der Einfluss der eigenen Erfahrung wird um so grösser, je grösser b und t werden.

Diese Diskussion zeigt, dass die Beziehung (1) die Eigenschaften aufweist, die man plausiblerweise von ihr erwarten muss. Es sei darauf hingewiesen, dass die Beziehung (1) wohl den einfachsten Ausdruck darstellt, der die erwähnten Eigenschaften hat.

4. Beweis

Zur Herleitung der Beziehung (1) betrachten wir zunächst die a priori-Wahrscheinlichkeit $P(n,t)$ dafür, dass eine beliebig aus dem Gesamtbestand herausgegriffene Versicherung in t Jahren n Schäden aufweist. Für einen homogenen Bestand ist diese Wahrscheinlichkeit bekanntlich durch die einfache Poisson-Verteilung gegeben:

$$P(n,t) = \frac{(\lambda t)^n e^{-\lambda t}}{n!}. \tag{2}$$

Darin bedeutet λ die Schadenhäufigkeit des Bestandes. Für einen homogenen Bestand ist sie eine Konstante.

Zum entsprechenden Ausdruck für einen heterogenen Bestand gelangen wir, wenn wir λ nicht als Konstante, sondern als eine Zufallsvariable mit einer Häufigkeitsfunktion $f(\lambda)$ annehmen. $f(\lambda)$ wird in diesem Zusammenhang als Strukturfunktion bezeichnet, da sie die Struktur des Bestandes beschreibt.

Es hat sich gezeigt, dass es zweckmässig ist, bei Untersuchungen über Motorfahrzeughaftpflicht-Versicherungen die Γ-Verteilung mit der Häufigkeitsfunktion

$$\text{für} \quad \lambda \geqq 0: \quad f(\lambda) = \left(\frac{1}{b}\right)^{q/b} \frac{\lambda^{q/b-1}}{\Gamma(q/b)} e^{-\lambda/b}, \tag{3}$$

$$\text{für} \quad \lambda < 0: \quad f(\lambda) = 0$$

als Strukturfunktion zu wählen.

Diese Verteilung gibt die Verhältnisse gut wieder und führt zu der einfachen Beziehung (1).

Sie hat den Mittelwert $\mu(\lambda) = q$
und die Streuung $\sigma^2(\lambda) = qb$;

q bedeutet also die mittlere Schadenhäufigkeit des Gesamtbestandes, und b ist ein Parameter, der mit der Streuung zusammenhängt. Bei gleichem q ist b um so grösser, je grösser die Streuung von λ und damit die Heterogenität des Bestandes ist. Wir erkennen somit hier den bereits in Abschnitt 3 erwähnten Zusammenhang zwischen der Grösse b und der Heterogenität des Bestandes.

Zur Berechnung der a priori-Wahrscheinlichkeit $P(n,t)$ dafür, dass eine beliebig aus einem Gesamtbestand mit der Häufigkeitsverteilung (3) herausgegriffene Versicherung in t Jahren n Schäden aufweist, gehen wir von der Beziehung (2) aus und bilden das Mittel über alle λ:

$$P(n,t) = \int_0^\infty \frac{(\lambda t)^n e^{-\lambda t}}{n!} f(\lambda)\, d\lambda$$

$$= \int_0^\infty \frac{(\lambda t)^n e^{-\lambda t}}{n!} \left(\frac{1}{b}\right)^{q/b} \frac{\lambda^{q/b-1}}{\Gamma(q/b)} e^{-\lambda/b}\, d\lambda$$

$$P(n,t) = \left(\frac{1}{1+bt}\right)^{q/b} \left(\frac{bt}{1+bt}\right)^n \frac{\Gamma(q/b+n)}{\Gamma(q/b)\, n!}. \tag{4}$$

Diese Verteilung wird als zusammengesetzte Poisson-Verteilung bezeichnet.

Sie hat den Mittelwert $\mu(n) = qt$
und die Streuung $\sigma^2(n) = qt(1+bt)$. (5)

Nun fragen wir nach der Strukturfunktion $f(\lambda \mid n,t)$ eines Teilbestandes von Versicherungen, die alle in den letzten t Jahren n Schäden hatten. Zu dieser Strukturfunktion gelangen wir, wenn wir die a priori-Wahrscheinlichkeit

$$P(n,t \;\&\; \lambda < \varkappa < \lambda + d\lambda)$$

dafür betrachten, dass eine beliebig aus dem Gesamtbestand herausgegriffene Versicherung in n Jahren t Schäden aufweist und dass gleichzeitig ihre Schadenhäufigkeit $\varkappa$ zwischen λ und $\lambda + d\lambda$ liegt.

Diese Wahrscheinlichkeit lässt sich auf zwei verschiedene Arten berechnen, und wir erhalten damit die folgende Beziehung:

$$\begin{aligned} & P(n,t \;\&\; \lambda < \varkappa < \lambda + d\lambda) \\ &= P(n,t)\, P(\lambda < \varkappa < \lambda + d\lambda \,|\, n,t) \\ &= P(\lambda < \varkappa < \lambda + d\lambda)\, P(n,t \,|\, \lambda = \varkappa)\,. \end{aligned} \tag{6}$$

Die Wahrscheinlichkeiten in diesem Ausdruck haben folgende Bedeutung:

$P(n,t)$ ist die a priori-Wahrscheinlichkeit dafür, dass eine *beliebige* Versicherung des Gesamtbestandes in t Jahren n Schäden aufweist. Diese Wahrscheinlichkeit ist durch den Ausdruck (4) gegeben.

$P(\lambda < \varkappa < \lambda + d\lambda \,|\, n,t)$ ist die Wahrscheinlichkeit dafür, dass eine Versicherung mit n Schäden in t Jahren eine Schadenhäufigkeit hat, die zwischen λ und $\lambda + d\lambda$ liegt. Diese Wahrscheinlichkeit hängt mit der gesuchten Frequenzfunktion $f(\lambda \,|\, n,t)$ zusammen durch die Beziehung

$$P(\lambda < \varkappa < \lambda + d\lambda \,|\, n,t) = f(\lambda \,|\, n,t)\, d\lambda\,.$$

$P(\lambda < \varkappa < \lambda + d\lambda)$ ist die Wahrscheinlichkeit dafür, dass die Schadenhäufigkeit $\varkappa$ einer *beliebig* aus dem Bestand herausgegriffenen Versicherung zwischen λ und $\lambda + d\lambda$ liegt. Wir haben

$$P(\lambda < \varkappa < \lambda + d\lambda) = f(\lambda)\, d\lambda,$$

wo $f(\lambda)$ durch den Ausdruck (3) gegeben ist.

Schliesslich stellt $P(n,t \,|\, \lambda = \varkappa)$ die a priori-Wahrscheinlichkeit dafür dar, dass eine Versicherung mit der Schadenhäufigkeit $\varkappa$ in t Jahren n Schäden hat. Sie ist gegeben durch die einfache Poisson-Verteilung (2).

Wenn wir dies alles in (6) einsetzen und nach $f(\lambda \,|\, n,t)$ auflösen, so erhalten wir

$$\begin{aligned} f(\lambda \,|\, n,t) &= \frac{\left(\dfrac{1}{b}\right)^{q/b} \dfrac{\lambda^{q/b-1}}{\Gamma(q/b)}\, e^{-\lambda/b}\, \dfrac{(\lambda t)^n e^{-\lambda t}}{n!}}{\left(\dfrac{1}{1+bt}\right)^{q/b} \left(\dfrac{bt}{1+bt}\right)^n \dfrac{\Gamma(q/b+n)}{\Gamma(q/b)\, n!}} \\ &= \left(t + \frac{1}{b}\right)^{n+q/b} \frac{\lambda^{n+q/b-1}}{\Gamma(n+q/b)}\, e^{-\lambda\left(t+\frac{1}{b}\right)}\,. \end{aligned} \tag{7}$$

Dies ist die gesuchte Strukturfunktion des Teilbestandes, der in t Jahren n Schäden hatte.

Die Beziehung (1) gibt die mittlere Schadenhäufigkeit dieses Bestandes, und wir erhalten sie somit aus (7) durch die Mittelbildung

$$q(n,t) = \int_0^\infty \lambda f(\lambda \mid n,t)\, d\lambda$$

$$= q \frac{1 + nb/q}{1 + bt}.$$

Damit ist die Beziehung (1) bewiesen.

Es sei darauf hingewiesen, dass die Strukturfunktion (7) des Teilbestandes ebenfalls eine Γ-Verteilung ist. Bezeichnen wir die Parameter der Strukturfunktion des Teilbestandes mit q^* und b^*, so ergibt der Vergleich von (3) und (7) die Beziehungen

$$\frac{1}{b^*} = t + \frac{1}{b}$$

und

$$q^*/b^* = n + q/b.$$

Die Auflösung nach q^* und b^* ergibt

$$b^* = \frac{b}{1 + bt},$$

$$q^* = q \frac{1 + nb/q}{1 + bt}.$$

5. Anwendung

Im Herbst 1963 wurde in der Schweiz für Haftpflichtversicherungen von Personenwagen das folgende Prämienstufensystem (Bonus-Malus-System) eingeführt:

Tabelle 1

Prämienstufe	% der Grundprämie	Prämienstufe	% der Grundprämie
1	60	13	140
2	60	14	140
3	60	15	140
4	80	16	200
5	80	17	200
6	80	18	200
7	100	19	280
8	100	20	280
9	100	21	280
10	100		
11	100		
12	100		

Neue Risiken werden in Prämienstufe 9 eingereiht. Nach jedem schadenfreien Jahr fällt die Versicherung um 1 Stufe, dagegen steigt sie pro Schadenfall im folgenden Jahr um 3 Stufen.

Dieses System sei mit der Prämiendifferenzierung verglichen, die sich aus der im vorhergehenden dargestellten Theorie ergibt.

In Spalte a der Tabelle 2 sind Zahlen angegeben, die sich aus dem Bestand von Haftpflichtversicherungen für Personenwagen einer schweizerischen Versicherungsgesellschaft im Jahre 1961 ergaben.

Tabelle 2

Anzahl der Policen, die 1961 von k Schäden betroffen wurden

Anzahl Schäden (k)	effektiv	einfache Poisson-Verteilung	zusammengesetzte Poisson-Verteilung gemäss Beziehung (4)	χ^2 für Unterschied zwischen Spalten a und c
	(a)	(b)	(c)	(d)
0	103 704	102 629	103 757	0,03
1	14 075	15 922	13 934	1,43
2	1 766	1 235	1 871	5,89
3	255	64	251	0,06
4	45	3	34	3,56
5	6	—	5	
6	2	—	1	0,17
	119 853	119 853	119 853	11,14

$P(\chi^2 > 11{,}14) = 0{,}025$ (4 Freiheitsgrade)

Spalte b enthält die Zahlen, die sich nach der einfachen Poisson-Verteilung ergeben hätten. Die Übereinstimmung mit den effektiven Zahlen ist schlecht. Daraus kann der Schluss gezogen werden, dass der Bestand heterogen ist.

Spalte c enthält die Zahlen, die sich bei Annahme einer zusammengesetzten Poisson-Verteilung gemäss Beziehung (4) ergäben. Die Parameter q und b wurden so bestimmt, dass aus Spalte a Durchschnitt und Streuung der Verteilung berechnet, diese Werte in die Beziehungen (5) eingesetzt und diese nach q und b aufgelöst wurden. Es ergaben sich folgende Werte:

$$q = 0{,}155$$
$$b = 0{,}155\,.$$

Die Übereinstimmung der zusammengesetzten Poisson-Verteilung (4) mit den effektiven Zahlen ist nicht schlecht. Das in Spalte d berechnete χ^2 ist zwar etwas hoch, so dass wohl eher angenommen werden muss, dass die Struktur des Bestandes nicht genau der Γ-Verteilung entspricht, was ja übrigens auch nicht zu erwarten war. In Anbetracht der angenehmen mathematischen Eigenschaften dieser Verteilung und weil es bei der Beurteilung eines Prämienstufensystems nicht auf grosse Genauigkeit ankommt, scheint die Verwendung der Γ-Verteilung jedoch hier gerechtfertigt.

Die Beziehung (1) erlaubt nun, ein Prämiensystem aufzustellen, bei dem die Prämie in Abhängigkeit von n und t festgelegt wird. Wenn wir annehmen, dass die Schadenbeträge von n und t unabhängig sind[1]), so ergibt sich die Prämie $\pi(n,t)$ einer Versicherung, die in t Jahren n Schäden hat, ausgedrückt in % der Grundprämie, zu

$$\pi(n,t) = \frac{1 + nb/q}{1 + bt} \cdot 100\,. \tag{8}$$

Mit den vorstehend berechneten Werten von b und q ergibt sich damit die folgende Tabelle:

---

[1]) Diese Annahme wird im allgemeinen getroffen, obschon eine Abhängigkeit durchaus denkbar wäre. Dem Verfasser sind keine Untersuchungen über diese Frage bekannt. Derartige Untersuchungen wären schwierig, weil die Zufallsvariable «Schadenbetrag» eine sehr grosse Streuung hat und daher ein sehr grosses Material erforderlich wäre.

Tabelle 3

Prämie in % der Grundprämie, in Abhängigkeit von t und n

theoretisch gemäss Beziehung (8)

t \ n	0	1	2	3	4
1	87 %	173 %	260 %	346 %	433 %
2	76 %	153 %	229 %	306 %	382 %
3	68 %	137 %	205 %	273 %	341 %
4	62 %	123 %	185 %	247 %	309 %
5	56 %	113 %	169 %	226 %	282 %
6	52 %	104 %	155 %	207 %	259 %

Demgegenüber ergibt das Prämienstufensystem gemäss Tabelle 1 die folgenden Werte:

Tabelle 4

Prämie in % der Grundprämie, in Abhängigkeit von t und n

gemäss eingeführtem Prämienstufensystem

t \ n	0	1	2	3	4
1	100 %	100 %	140 %	200 %	280 %
2	100 %	100 %	140 %	200 %	280 %
3	80 %	100 %	140 %	200 %	280 %
4	80 %	100 %	100 oder 140 %	140 oder 200 %	200 oder 280 %
5	80 %	100 %	100 %	140 oder 200 %	200 oder 280 %
6	60 %	100 %	100 %	140 %	200 oder 280 %

Bei einigen Positionen ergeben sich hier wie angegeben verschiedene Werte. Es kommt dabei darauf an, wie sich die Schäden auf die Jahre verteilen.

Ein Vergleich der Tabellen 3 und 4 zeigt, dass das eingeführte Prämienstufensystem weniger grosse Abweichungen von der Grundprämie bringt, als sich nach der Theorie ergeben hätte, und zwar sowohl in der Richtung der Rabatte (Bonus) wie in der Richtung der Zuschläge (Malus).

Diese Milderung der Skala wurde absichtlich vorgenommen, und zwar aus der Überlegung, dass die in Tabelle 3 berechneten Ansätze *Durchschnitte* darstellen, von denen das einzelne Risiko erheblich abweichen kann. Ein schlechtes Risiko kann durch Zufall einige Jahre schadenfrei bleiben, ein gutes Risiko kann durch Zufall in kürzerer Zeit einen oder zwei Schäden haben. Es ist daher richtig, die effektive Skala so anzusetzen, dass die Abweichungen von der Grundprämie kleiner sind.

Das eingeführte Prämienstufensystem gestattet, die Prämienstufe rekursiv aus der Stufe und der Anzahl Schäden des Vorjahres zu berechnen. Dies stellt gegenüber einer theoretisch richtigen Skala, bei der die Prämien Funktionen von t und n sein sollten, eine ziemlich grobe Approximation dar. Diese Approximation ist jedoch gerechtfertigt durch die wesentlichen administrativen Vereinfachungen, die sie mit sich bringt.

Résumé

En utilisant une loi de Poisson composée avec la distribution Γ comme fonction structurelle, l'auteur présente la dérivation de la relation bien connue

$$q(n,t) = q \frac{1 + nb/q}{1 + bt}$$

avec

q = la fréquence de sinistres d'un portefeuille d'assurances B;

$q(n,t)$ = la fréquence de sinistres future du sous-portefeuille de B formé des polices qui ont été observées pendant t années et qui ont été frappées de n sinistres pendant ce temps;

b = paramètre dépendant du degré d'hétérogénéité du portefeuille B.

Ensuite, l'échelonnement des primes d'après le cours individuel de chaque police, dérivant de cette relation, est comparé au système de «bonus» et «malus» introduit en Suisse en 1963 dans l'assurance responsabilité civile des voitures de tourisme.

Summary

Using a compound Poisson-distribution with the Γ-distribution as structural function, the author derives the well-known relation

$$q(n,t) = q \frac{1 + nb/q}{1 + bt}$$

with

q = claims frequency of a portfolio B;

$q(n,t)$ = future claims frequency of the sub-portfolio of B consisting of the policies which were under observation during t years and which, during these t years, had exactly n claims;

b = parameter which depends on the degree of heterogeneity of the portfolio B.

The graduation of premiums according to the individual claims experience of every single policy which can be derived from this relation is compared with the merit rating system introduced in Switzerland in 1963 for third party insurances of private cars.

Riassunto

Usando una distribuzione del Poisson composta con la distribuzione Γ quale funzione di struttura l'autore presenta la derivazione della ben nota relazione

$$q(n,t) = q \frac{1 + nb/q}{1 + bt}$$

con

q = frequenza di sinistri d'un portafoglio d'assicurazioni B;

$q(n,t)$ = futura frequenza di sinistri del sotto-portafoglio di B formato delle polizze di cui si è fatta l'osservazione durante t anni e che nello stesso periodo hanno subito n sinistri;

b = parametro che dipende dal grado d'eterogeneità del portafoglio B.

La determinazione dei premi secondo il corso individuale di ogni polizza, derivante da questa relazione, è paragonata al sistema di «bonus» e «malus» introdotto in Svizzera nel 1963 per l'assicurazione responsabilità civile dei veicoli da turismo.