

# Construction d'un tarif d'assurance automobile basé sur le principe de la prime modelée sur le risque

Autor(en): **Delaporte, Pierre J.**

Objektyp: **Article**

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

Band (Jahr): **72 (1972)**

PDF erstellt am: **22.07.2024**

Persistenter Link: <https://doi.org/10.5169/seals-967079>

## **Nutzungsbedingungen**

Die ETH-Bibliothek ist Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Inhalten der Zeitschriften. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern.

Die auf der Plattform e-periodica veröffentlichten Dokumente stehen für nicht-kommerzielle Zwecke in Lehre und Forschung sowie für die private Nutzung frei zur Verfügung. Einzelne Dateien oder Ausdrucke aus diesem Angebot können zusammen mit diesen Nutzungsbedingungen und den korrekten Herkunftsbezeichnungen weitergegeben werden.

Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. Die systematische Speicherung von Teilen des elektronischen Angebots auf anderen Servern bedarf ebenfalls des schriftlichen Einverständnisses der Rechteinhaber.

## **Haftungsausschluss**

Alle Angaben erfolgen ohne Gewähr für Vollständigkeit oder Richtigkeit. Es wird keine Haftung übernommen für Schäden durch die Verwendung von Informationen aus diesem Online-Angebot oder durch das Fehlen von Informationen. Dies gilt auch für Inhalte Dritter, die über dieses Angebot zugänglich sind.

## Construction d'un tarif d'assurance automobile basé sur le principe de la prime modelée sur le risque

*Par Pierre J. Delaporte*

L'assurance contre les accidents d'automobile nécessite, pour l'assureur, d'estimer le risque de chacune des voitures à garantir. La méthode utilisée depuis longtemps consiste à grouper, dans une même classe de tarif, les véhicules ayant certaines caractéristiques communes de risque, telles que le modèle du véhicule, l'usage, le lieu de garage habituel et de diviser le coût total des sinistres de la classe par le nombre de voitures-année. On obtient ainsi la prime pure moyenne de la classe de tarif.

Cependant, la prime ainsi obtenue n'est qu'une prime moyenne pour l'ensemble des voitures, les véhicules qui composent la classe de tarif ont des risques individuels très différents selon les autres caractéristiques du risque non prises en compte, telles que l'intensité d'utilisation de la voiture, les réflexes et la prudence des conducteurs, etc.

Pour tenir compte de ces derniers facteurs qui conditionnent le risque, comme conséquence des beaux travaux des Actuaire suisses, en particulier ceux de F. Bichsel (1962), la Suisse a été l'un des premiers pays à imposer aux compagnies d'assurances une différenciation des risques individuels par bonus-malus, ce qui a rendu beaucoup plus équitable la répartition de la charge des sinistres entre les assurés.

Nous allons voir comment la Statistique mathématique permet de répartir la charge des sinistres le plus équitablement entre les assurés, en mettant en mutualité entre eux seulement la partie irréductiblement aléatoire du risque due à la survenance et à la gravité qui, pour l'avenir, se présentent au hasard.

## I. Modèle représentant la survenance au hasard des accidents

A l'intérieur d'une classe de tarif, les risques  $s$  de survenance d'accidents ne sont pas identiques pour tous les propriétaires de voitures, mais sont distribués selon une fonction de répartition  $F(s)$ .

Désignons par  $P(s'|s)$  la probabilité de survenance de  $s'$  sinistres pour un assuré dont le risque individuel est  $s$ . La probabilité qu'un assuré pris au hasard dans la classe ait  $s'$  sinistres est :

$$P(s') = \int_{s_0}^{+\infty} P(s'|s) \cdot dF(s),$$

$s_0$  étant le risque minimal des assurés de la classe.

Pour un assuré donné, le nombre de sinistres que l'on peut observer en 5 ou même en 10 ans est trop petit pour que le coût moyen de ses sinistres montre une différence statistiquement significative avec le coût moyen des sinistres de l'ensemble des assurés de la classe de tarif. On devra donc admettre qu'à l'intérieur de la classe, au moins en première approximation, la distribution des coûts de sinistres  $X$  est indépendante du risque individuel  $s'_i$  d'un assuré  $i$ .

La probabilité élémentaire pour qu'un assuré quelconque  $i$  de la classe de tarif déclare  ${}_1s'_i$  sinistres la 1<sup>re</sup> année,  ${}_2s'_i$  la 2<sup>e</sup> année ...,  ${}_{k-1}s'_i$  la  $(k-1)$ <sup>e</sup> année est :

$$P({}_1s'_i | s_i) \cdot P({}_2s'_i | s_i) \dots P({}_{k-1}s'_i | s_i) dF(s);$$

le nombre probable des sinistres de cet assuré pour la  $k$ <sup>e</sup> année est :

$$E[{}_k s'_i | {}_1 s'_i, {}_2 s'_i, \dots, {}_{k-1} s'_i] = \frac{\int_{s_0}^{+\infty} s \cdot P({}_1 s'_i | s) \cdot P({}_2 s'_i | s) \dots P({}_{k-1} s'_i | s) dF(s)}{\int_{s_0}^{+\infty} P({}_1 s'_i | s) \cdot P({}_2 s'_i | s) \dots P({}_{k-1} s'_i | s) dF(s)}$$

Pour chaque classe, le tarif à utiliser doit :

1. être tel que la somme des primes perçues soit égale au coût total des risques de la classe;

2. répartir le plus équitablement les primes entre les risques individuels. On recherchera son maximum d'efficacité, c'est-à-dire qu'on rendra minimum la variance entre le nombre de sinistres correspondant à la prime à demander à chaque assuré  $i$  pour la  $k^e$  année et son nombre de sinistres pour cette année  $k$ , connaissant les sinistres qu'il a déclarés pendant les  $k-1$  premières années.

Si cette seconde condition est remplie, la première l'est aussi. Le tarif prend alors pour estimation du risque l'espérance mathématique du risque liée par les antécédents, c'est ce que nous avons appelé *la prime modelée sur le risque*.

Les principales propriétés de cette tarification sont les suivantes :

#### *Propriété 1*

Chaque année, la somme des primes perçues est égale à la somme des coûts des sinistres et des frais généraux.

#### *Propriété 2*

La prime modelée sur le risque, demandée à un véhicule  $i$ , pour l'année  $k$ , est toujours égale à son espérance mathématique individuelle.

Il en résulte que :

- a) le départ d'un risque  $i$  quelconque ne lèse pas l'équilibre du portefeuille de la compagnie puisque chacun et l'ensemble des risques restants sont encore tarifés à leur espérance mathématique ;
- b) l'assureur qui, par concurrence, propose au risque  $i$  une prime inférieure à la prime modelée sur le risque travaille en dessous de l'espérance mathématique du risque. L'espérance mathématique de son gain est donc négative et, en répétant de nombreuses fois cette opération, il subira nécessairement une perte importante.

#### *Propriété 3*

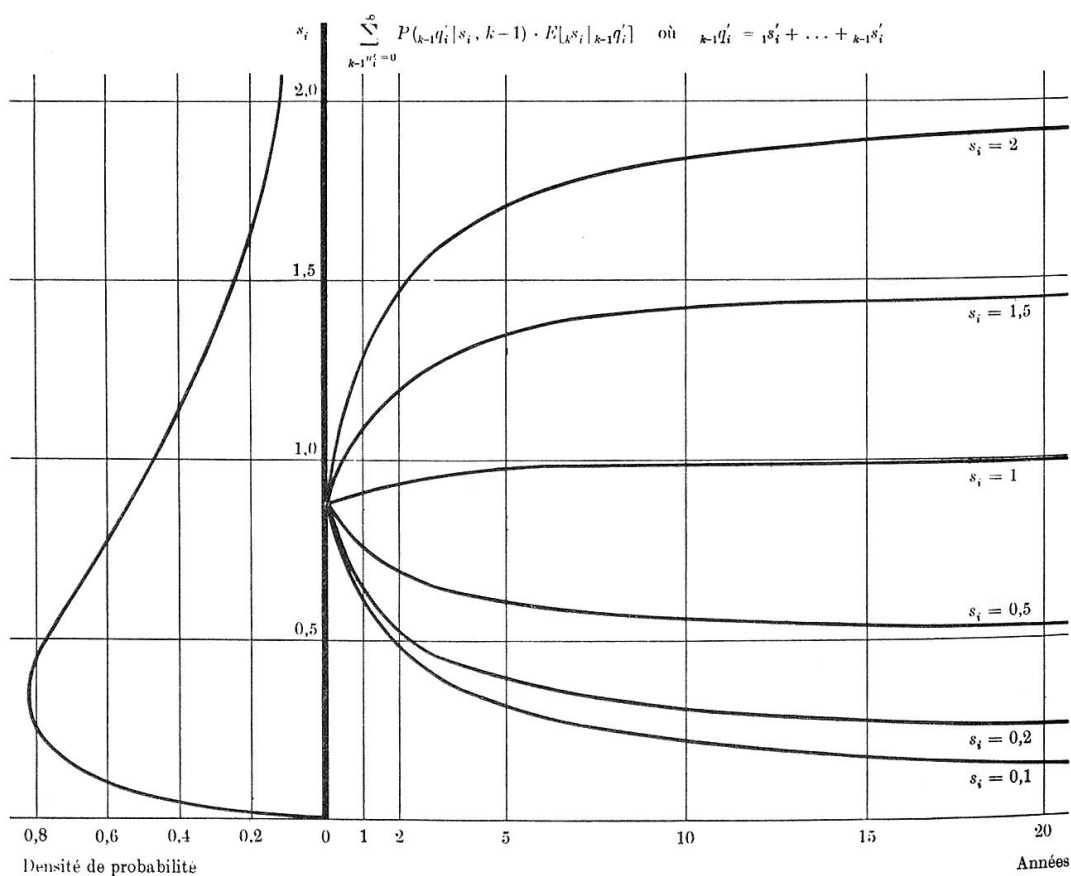
Si le risque est stable au cours du temps quand la durée d'assurance  $k$  croît, la prime modelée  ${}_k\Pi_i$  sur le risque  $i$  tend asymptotiquement vers celle de la vraie valeur  $s_i$  initialement inconnue. Etant donné le choix de la fonction  $F(s)$ , cette asymptote est indépendante des paramètres de la distribution initiale. Autrement dit, la prime asymptotique d'un risque  $i$  est indépendante des erreurs de la classification initiale de ce risque, c'est-à-dire indépendante du tarif initial.

Sur la figure ci-après on a représenté quelques courbes d'espérance mathématique du cheminement.

Le graphique de gauche représente la densité de probabilité des risques individuels  $s_i$ . Le graphique de droite représente le cheminement au cours du temps de la prime modelée sur le risque pour les 20 premières années. Sur ce dernier, on a figuré, pour quelques valeurs du risque individuel  $s_i = 0,1; 0,2; 0,5; 1,0; 1,5; 2,0$ , les courbes donnant les espérances mathématiques liées correspondant à la prime modelée qu'aurait à payer la 1<sup>re</sup> année, la 2<sup>e</sup> année, etc. chacun de ces risques.

On voit immédiatement sur la figure que, dès les premières années, la différenciation entre les risques individuels est très forte et qu'à partir de la 8<sup>e</sup> ou de la 10<sup>e</sup> année, la courbe d'espérance mathématique du cheminement est voisine de la valeur vraie du risque, qui est son asymptote.

*Distribution des risques individuels et espérances mathématiques du cheminement de l'estimation du risque individuel chaque année*



## II. Construction d'un tarif d'assurance d'après la prime modelée sur le risque (Projet fait en 1961)

Pour de nombreuses classes de tarif, nous avons recueilli, en France, la répartition des nombres de voitures assurées selon qu'elles ont eu 0 sinistre, 1 sinistre, 2 sinistres, etc.

L'étude des premiers moments empiriques de ces distributions a permis de trouver des estimations des moments à priori et les formes analytiques des deux fonctions de répartition :

$P(s' | s)$  c'est-à-dire la probabilité pour un risque de gravité  $s$  d'avoir  $s'$  sinistres en 1 an, est une loi de Poisson de paramètre  $s$ .

$F(s)$  est représentable par une distribution du type III de Karl Pearson, c'est-à-dire par une eulerienne de seconde espèce  $\Gamma$  de densité de probabilité

$$\frac{a^b}{\Gamma(b)} e^{-a(s-s_0)} (s-s_0)^{b-1}.$$

L'estimation des paramètres  $a$ ,  $b$ , et  $s_0$  de cette dernière distribution par la méthode du Maximum de vraisemblance montre que :

$s_0$  est toujours très voisin de zéro, donc on peut considérer que le risque minimum des voitures dans chaque classe est zéro ;

$b$  varie peu d'une classe de tarif à une autre, il est habituellement compris entre 1,3 et 1,9. Pour former les barèmes du tarif, nous avons adopté la valeur unique  $b = 1,6$ .

Le premier moment de la distribution, c'est-à-dire la fréquence moyenne, est  $f = \frac{b}{a}$ , donc le paramètre  $a$  varie comme l'inverse de la fréquence moyenne des sinistres dans la classe des tarifs.

Dans une communication faite à l'ASTIN, à Randers, en 1970, M. Paul Thyron a observé le comportement, en Belgique, de 1410 polices d'assurance pendant 4 ans et de 1094 polices pendant 7 ans successivement. Il a d'abord examiné la distribution empirique des sinistres d'une année en fonction du nombre total des sinistres des années antérieures. Il a montré que les observations vérifient les conditions nécessaires pour être représentables par une loi de Poisson composée et que

la fonction de répartition des risques  $F(s)$  reste stable au cours du temps. Il a montré, en outre, que cette fonction est plus concentrée que la loi exponentielle et a un seul mode situé près de l'origine, ce qui correspond aux propriétés de l'eulérienne de seconde espèce.

Ensuite, toujours uniquement d'après les observations, il a calculé pour chacune des années la valeur du risque liée par le nombre de sinistres observés pendant les années précédentes.

M. Thyryon déduit de ses calculs qu'avec une vraisemblance suffisante pour la pratique, on peut conclure que l'hypothèse de la stabilité des risques individuels au cours du temps  $s_i$  permet de prévoir convenablement l'influence du comportement passé des risques individuels sur leur comportement futur. J'ajouterai que les observations de Thyryon confirment entièrement la validité de la prime modelée sur le risque, en prenant le paramètre  $b = 1,6$ , alors que, d'après les résultats de Thyryon, l'estimation de  $b$  serait 1,32.

Voici la comparaison des résultats empiriques de Thyryon avec le modèle théorique ci-dessus :

*Tableau 1*

$s'$	Valeur	S'il y a eu $s'$ sinistres pendant les années antérieures, quotient de la fréquence liée par la fréquence moyenne après					
		1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6 ans
0 sin	empirique	0,85	0,79	0,71	0,66	0,64	0,59
	théorique	0,89	0,80	0,73	0,67	0,62	0,58
1 sin	empirique	1,48	1,25	1,21	1,01	0,96	0,79
	théorique	1,45	1,31	1,19	1,09	1,01	0,94

De ce qui précède, il résulte que la construction d'un tarif d'assurance par la prime modelée sur le risque dépend uniquement de deux éléments :

- la prime moyenne de la classe de tarif  $\bar{s}$ .
- la fréquence moyenne des risques de la classe<sup>1)</sup>.

<sup>1)</sup> La distribution  $F(s)$  a 3 paramètres dont 2 sont constants  $s_0=0$  et  $b=1,6$ ; il reste donc  $a = b/\bar{s} = 1,6/\bar{s}$ .

La prime moyenne de la classe de tarif s'obtient par le procédé habituel, c'est-à-dire en divisant le coût total des sinistres par le nombre de voitures-année observé dans la classe de tarif, puis en le majorant des chargements habituels (commissions, frais généraux, marge bénéficiaire), enfin en majorant ce coût de l'augmentation prévue des dépenses pour compenser l'érosion monétaire.

A chaque classe de tarif correspond une fréquence moyenne et on devrait donc déterminer pour chacune un barème de correction de la prime initiale en fonction du nombre total de sinistres survenus pendant la 1<sup>re</sup> année, pendant les 2 premières années, les 3 premières années, etc.

Nous avons construit ces barèmes sous la forme de l'espérance mathématique du nombre de sinistres d'une voiture pour la  $k^e$  année, sachant qu'elle a eu

$$q = {}_1s'_i + {}_2s'_i + \dots + {}_{k-1}s'_i$$

sinistres pendant les  $k-1$  premières années d'assurance, divisée par la fréquence moyenne de la classe de tarif :

$$\frac{E[{}_k s'_i | {}_1s'_i + {}_2s'_i + \dots + {}_{k-1}s'_i, k-1]}{E[s]} = \frac{E[{}_k s'_i | q, k-1]}{E[s]} = \frac{b+q}{a+k-1} \cdot \frac{1}{\bar{s}}$$

Les quantités mises en tables sont donc les coefficients par lesquels on devra multiplier la prime initiale de première année pour obtenir les primes modelées des années successives, selon le nombre total de sinistres que la voiture  $i$  a déclarés pendant les 1, 2, ...  $k-1$  premières années d'assurance.

Cette forme analytique de la fréquence liée est la même que celle utilisée par F.Bichsel dans son rapport de 1962 en partant d'un modèle différent du nôtre. Il trouvait :

$$p(t, n) = p \frac{1 + bn/p}{1 + bt}$$

avec des notations différentes dans lesquelles  $p$  était la fréquence moyenne (correspondant à notre  $\bar{s}$ ),  $n$  le nombre de sinistres observés (correspondant à  $q$ ),  $t$  le temps écoulé (correspondant à  $k-1$ ),  $b$  le paramètre d'hétérogénéité des risques (correspondant à  $1/a = \bar{s}/1,6$ ); F.Bichsel indiquait que  $b$  est un peu plus petit que  $p$ , ce qui correspond à nos résultats.



Les fréquences moyennes des sinistres de chaque classe de tarif sont toujours connues avec une marge d'imprécision due au petit nombre de voitures observées dans la statistique de tarification. C'est pourquoi nous avons construit seulement les barèmes pour des fréquences en progression géométrique de raison 1,21. Le tableau 2 donne 3 exemples de barèmes.

*Ecart de tarification dû à l'usage pour une classe de tarif de fréquence  $f_1$  d'un barème calculé sur une fréquence  $f_2$ .*

Le modèle de représentation des survenances de sinistres par une loi de Poisson composée avec une eulerienne de seconde espèce donne :

$$E[s] = f = \frac{b}{a} .$$

Le paramètre  $b$  ayant une valeur unique, aux deux fréquences  $f_1$  et  $f_2$  correspondent deux valeurs du paramètre  $a$  :

$$f_1 = \frac{b}{a_1} \quad \text{et} \quad f_2 = \frac{b}{a_2} .$$

D'autre part, l'espérance mathématique liée du risque  $i$  ayant eu  $q$  sinistres en  $k-1$  années et appartenant à une classe de tarif de fréquence  $f_1$  est

$$E' = E[{}_k s_i | q, k-1, f_1] = \frac{b+q}{a_1+k-1}$$

que l'on remplacera avec le barème  $f_2$  par

$$E'' = E[{}_k s_i | q, k-1, f_2] = \frac{b+q}{a_2+k-1} .$$

L'erreur de tarification ainsi commise pour l'ensemble de la classe de tarif, par la substitution de barème est :

$$\begin{aligned} \Delta_k &= \sum_{q=0}^{\infty} \text{Prob. de } q \text{ sin en } k-1 \text{ années si } f_1 \cdot \{E' - E''\} \\ &= \sum_{q=0}^{\infty} \left( \frac{a_1}{a_1+k-1} \right)^b \frac{(b+q-1)!}{q!(b-1)!} \left( \frac{k-1}{a_1+k-1} \right)^q \left[ \frac{b+q}{a_1+k-1} - \frac{b+q}{a_2+k-1} \right] \end{aligned}$$

Tableau 2: Prime modelée sur le risque

La prime de  $k^e$  année s'obtient en multipliant la prime initiale par les coefficients suivants (valeurs théoriques).

Fréquence moyenne 0,8880

Nombre de sinistres avec règlement	Nombre d'années d'observation								
	0	1	2	3	4	5	6	7	8
0	1	0,643	0,474	0,375	0,311	0,267	0,231	0,205	0,184
1		1,045	0,770	0,610	0,505	0,433	0,375	0,333	0,299
2		1,447	1,066	0,844	0,699	0,600	0,520	0,461	0,414
3		1,849	1,363	1,079	0,893	0,767	0,664	0,589	0,528
4		2,251	1,659	1,313	1,087	0,933	0,808	0,716	0,643
5		2,653	1,955	1,548	1,281	1,100	0,953	0,844	0,758
6		3,055	2,251	1,782	1,475	1,267	1,097	0,972	0,873
7		3,457	2,548	2,017	1,669	1,434	1,242	1,100	0,988
8		3,859	2,844	2,251	1,863	1,600	1,386	1,228	1,103
9			3,140	2,486	2,058	1,767	1,530	1,356	1,218
10			3,436	2,720	2,252	1,933	1,674	1,484	1,333
11			3,732	2,955	2,446	2,100	1,819	1,612	1,448
12				3,189	2,640	2,267	1,963	1,740	1,563

Fréquence moyenne, 0,4143

Nombre desinistres avec règlement	Nombre d'années d'observation								
	0	1	2	3	4	5	6	7	8
0	1	0,794	0,659	0,563	0,491	0,436	0,392	0,356	0,326
1		1,291	1,071	0,915	0,798	0,708	0,636	0,578	0,529
2		1,787	1,482	1,266	1,105	0,981	0,881	0,800	0,733
3		2,284	1,894	1,618	1,412	1,253	1,126	1,022	0,936
4		2,780	2,306	1,970	1,719	1,525	1,371	1,244	1,140
5		3,277	2,718	2,322	2,026	1,798	1,615	1,467	1,343
6		3,773	3,129	2,673	2,333	2,070	1,860	1,689	1,546
7			3,541	3,025	2,640	2,342	2,105	1,911	1,749
8			3,953	3,377	2,947	2,615	2,350	2,133	1,953
9				3,729	3,254	2,887	2,595	2,355	2,156
10					3,561	3,160	2,839	2,578	2,360

Fréquence moyenne 0,1933

Nombre desinistres avec règlement	Nombre d'années d'observation								
	0	1	2	3	4	5	6	7	8
0	1	0,892	0,805	0,734	0,674	0,623	0,580	0,542	0,509
1		1,450	1,309	1,193	1,096	1,013	0,942	0,881	0,826
2		2,008	1,812	1,652	1,517	1,403	1,305	1,219	1,144
3		2,565	2,316	2,110	1,938	1,792	1,667	1,558	1,462
4		3,123	2,819	2,569	2,360	2,182	2,029	1,896	1,780
5		3,680	3,322	3,028	2,781	2,572	2,392	2,235	2,098
6			3,826	3,487	3,203	2,961	2,754	2,574	2,416
7				3,945	3,624	3,351	3,116	2,912	2,734
8						3,741	3,479	3,251	3,051

En effectuant les calculs on trouve :

$$A_k = \frac{b}{a_1} \frac{a_2 - a_1}{a_2 + k - 1} = b \frac{f_1 - f_2}{b + (k - 1) f_2},$$

donc l'usage d'un barème de fréquence  $f_2$  inférieure à la fréquence réelle de la classe majeure les primes à percevoir et, réciproquement, un barème à fréquence supérieure les minore.

Voici les ordres de grandeur des écarts de tarification ainsi introduits si l'on utilisait seulement 7 barèmes pour des fréquences en progression géométrique de raison  $1,21^2 = 1,464$ , pour couvrir les fréquences comprises entre 0,109 et 1,573 (tableau 3).

D'après ce tableau, on voit que, si on utilise pour chaque classe de tarif le barème de la fréquence la plus voisine, les écarts de tarification en plus et en moins sont compensés. Cependant, les écarts de tarification, pour les classes se trouvant les plus éloignées de deux barèmes successifs, ne sont pas négligeables et donc, pour une tarification précise, il est utile de conserver les 14 barèmes correspondant à des fréquences en progression géométrique de raison 1,21.

Notons que, partant de la prime moyenne exacte et de la fréquence moyenne exacte, on peut majorer les primes à percevoir dans l'avenir par application des barèmes de correction des primes, en utilisant systématiquement le barème correspondant à une fréquence inférieure à la fréquence réelle.

Tableau 3

Fréquence vraie $f_1$	Tarifée avec $f_2$	$\Delta_2$	$\Delta_6$
0,109	0,132	- 0,021	- 0,016
0,1597	{ 0,132	+ 0,0256	+ 0,0196
	{ 0,1933	- 0,030	- 0,021
0,2338	{ 0,1933	+ 0,036	+ 0,025
	{ 0,2830	- 0,042	- 0,026
0,3424	{ 0,2830	+ 0,050	+ 0,0315
	{ 0,4143	- 0,057	- 0,031
0,5013	{ 0,4143	+ 0,069	+ 0,038
	{ 0,6065	- 0,076	- 0,036
0,7339	{ 0,6065	+ 0,092	+ 0,044
	{ 0,8880	- 0,099	- 0,041
1,0745	{ 0,8880	+ 0,120	+ 0,049
	{ 1,3002	- 0,1245	- 0,0446

Le tarif d'assurance se présente alors de la manière suivante: pour chaque classe de tarif on indique

1. le montant de la prime initiale, c'est-à-dire de la prime de première année;
2. le barème correspondant à la fréquence des sinistres de cette classe que l'on met dans la police d'assurance. Il permet, pour chacune des années suivantes, d'obtenir le montant de la prime en multipliant la prime initiale par le coefficient correspondant au nombre de sinistres observés pendant les années précédentes.

Pour l'application pratique, on limitera le barème à 5 ou 8 années d'observation du risque, c'est-à-dire qu'au-delà de ces durées, on utilisera les sinistres survenus, soit pendant les 5 dernières années, soit pendant les 8 dernières années. En outre, pour des raisons commerciales, on pourra réduire l'importance du bonus des voitures sans sinistres et ne pas faire apparaître les coefficients très élevés correspondant aux voitures ayant un nombre très anormalement élevé de sinistres. Il vaut mieux les considérer comme des véhicules inassurables avec le tarif.

Enfin, les coefficients théoriques pourront être arrondis pour simplifier la présentation des barèmes.

En terminant, je voudrais insister sur la concordance remarquable qu'il y a entre les résultats obtenus pour la tarification de l'assurance automobile entre les travaux faits en Suisse, en Belgique et en France par des méthodes différentes. F. Bichsel et moi-même avons utilisé des modèles mathématiques différents pour représenter la survenance des accidents d'automobile, et P. Thyryon n'a utilisé aucun modèle, puisqu'il a simplement pris les observations d'un portefeuille d'assurances en Belgique. La similitude des résultats ainsi trouvés par des méthodes différentes et sur les observations de pays différents montre qu'on a maintenant obtenu une bonne approche du problème de tarification de l'assurance automobile d'après la fréquence des sinistres.

### Zusammenfassung

Es wird in dieser Arbeit dargelegt, wie die Prinzipien der Erfahrungstarifizierung zum Tarifvorschlag 1961 (Prime modelée sur le risque) für das französische Autohaftpflichtgeschäft geführt haben. Es wurden die Annahmen gemacht, dass die individuelle Schadenzahl Poisson-verteilt sei und die Strukturfunktion über das Kollektiv einer gestutzten Gammaverteilung genüge. Die Parameter der Strukturfunktion wurden mit Hilfe der Maximum-Likelihood-Methode geschätzt, wobei sich herausstellte, dass die Stutzung nicht nötig sei. Die nach dem 4-posteriori-Erwartungswert geschätzten Prämienskalen stimmen verblüffend mit denen überein, welche von Bichsel und Thyryon für die Schweiz bzw. Belgien errechnet worden sind.

### Summary

It is shown how the methods of experience rating have lead to the proposal 1961 for the French Automobile Third Party Tarif. The basic assumptions are, that the individual member of claims is Poisson distributed, whereas the Poisson parameter obeys a truncated Gamma distribution over the collective. The parameters of the structure function are estimated by the method of Maximum Likelihood. It appears that a truncation is not necessary. The premium scales computed as a-posteriori-means are astonishingly similar to those derived by Bichsel and Thyryon for Switzerland and Belgium respectively.

## Résumé

On montre dans cet article comment les principes de la tarification par expérience ont conduit au projet tarifaire 1961 (prime modelée sur le risque) concernant l'assurance responsabilité civile pour automobile en France.

Pour la tarification on a supposé que le nombre des sinistres individuels est distribué selon la loi de Poisson et que la fonction de structure est une loi de Gamma tronquée. Les paramètres de la fonction de structure ont été estimés par la méthode de Maximum de vraisemblance, et il s'est avéré qu'il n'était pas nécessaire de tronquer la fonction de structure. Les différentes primes qui ont été calculées à l'aide de l'espérance *a posteriori* correspondent d'une manière étonnante avec les valeurs calculées par Bichsel et Thyron pour la Suisse et la Belgique respectivement.

## Riassunto

In questo articolo si dimostra come i principi del calcolo delle tariffe basate sull'esperienza hanno condotto alla proposta 1961 dell'assicurazione responsabilità civile francese. Furono fatte le ipotesi che il numero dei danni individuali abbia la distribuzione di Poisson e che la funzione di struttura abbia la distribuzione di Gamma troncata. I parametri della funzione di struttura furono stimati con il metodo di «Maximum Likelihood» da cui risultò che la troncatura non era necessaria. Le scale tariffarie stimate con il metodo della speranza matematica a posteriori concordano in maniera sbalorditiva con i valori calcolati da Bichsel e Thyron per la Svizzera ed il Belgio rispettivamente.

