

JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ STATISTIQUE DE PARIS

PIERRE DEPOID

Résultats de l'étude statistique du risque R. C. automobile

Journal de la société statistique de Paris, tome 92 (1951), p. 191-206

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1951__92__191_0

© Société de statistique de Paris, 1951, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques
<http://www.numdam.org/>

IV

RÉSULTATS DE L'ÉTUDE STATISTIQUE DU RISQUE R. C. AUTOMOBILE

Parmi les assurances contre les accidents, l'assurance Automobile est certainement celle qui a donné lieu, au cours des vingt dernières années, au plus grand nombre d'études statistiques. Ce privilège est dû tant à l'importance prise dans tous les pays par cette Branche à mesure que se développait la circulation automobile qu'aux mauvais résultats généralement enregistrés; l'accroissement du risque ou les fluctuations économiques ont obligé l'assureur à suivre au plus près ses résultats pour déceler les variations à mesure qu'elles se produisaient avec l'espoir de pouvoir en tirer des conclusions en vue de prévoir l'évolution future.

Les remarquables travaux effectués en France avant guerre par MM. Burlot, Henry et Pellegrin, ont mis en évidence un certain nombre de lois auxquelles est soumis le risque automobile en période de stabilité approximative de la circulation et de la monnaie. Les perturbations profondes survenues depuis 1939 ont permis d'observer comment se comportait ce risque dans des conditions tout à fait différentes des précédentes. On dispose ainsi d'un ensemble d'observations grâce auquel il est possible d'avoir une vue générale sur les principaux facteurs agissant sur le risque automobile.

Ces facteurs sont de quatre sortes :

a) *Les caractéristiques du véhicule, moteur et châssis.* — Les caractéristiques essentielles du moteur sont la cylindrée, la puissance au frein, la vitesse maxima. Celles du châssis sont le poids total à charge complète, l'encombrement. On a constaté depuis longtemps que ces divers éléments n'étaient pas indépendants. En France, pour des raisons pratiques, le véhicule est caractérisé par sa force fiscale (laquelle est proportionnelle à la cylindrée), ou par son tonnage total s'il s'agit d'un camion. Nous avons, en effet, mis en évidence que, pour les camions, force fiscale et tonnage étaient liés et que le tonnage était l'élément ayant l'influence prépondérante sur le risque.

Dans la plupart des pays, les mêmes éléments puissance et tonnage servent à caractériser les véhicules, mais la définition de la puissance varie d'un pays à l'autre.

b) *Les caractéristiques du conducteur.* — Il ne peut être question de chercher à caractériser les aptitudes de chaque conducteur, l'assurance portant sur des véhicules désignés conduits aussi bien par leurs propriétaires que par des conducteurs de leur choix. Tout au plus peut-on chercher à constituer des groupes selon l'usage courant du véhicule ou la profession de son propriétaire. Peu de pays ont, jusqu'à présent, fait intervenir le facteur profession et nous pensons que c'est avec raison. Les usages suivants sont générale-

ment distingués : Affaires, Transports privés (commerce), Transport publics de marchandises et de voyageurs, Taxis et parfois Promenade. En France, les agriculteurs et les artisans ruraux bénéficient d'un tarif préférentiel.

c) *Le milieu ambiant*, caractérisé par l'intensité de circulation et la densité de population dans la région où le véhicule circule habituellement.

1. La région de circulation est généralement caractérisée par le lieu de garage habituel du véhicule, l'expérience montrant que les déplacements, dans un faible rayon autour du domicile de son propriétaire, sont beaucoup plus fréquents que les grands voyages.

2. Dans une région déterminée, les variations de la densité de population d'une année à l'autre sont faibles et peuvent être considérées comme négligeables. Par contre, l'intensité de circulation peut se modifier dans une large mesure : mise en service de nouveaux véhicules, restrictions d'essence. Le meilleur critère pour mesurer dans une région l'intensité de circulation, paraît être la quantité de carburant distribué aux automobilistes. Lorsque cet élément n'est pas bien connu, on retiendra comme élément caractéristique, le nombre de véhicules autorisés à circuler. Mais cet élément doit subir un coefficient correctif : en effet, le parc automobile voit au cours du temps sa composition se modifier : si, à force fiscale égale, la vitesse des véhicules augmente, par contre les freins sont plus efficaces, les accessoires (phares, signaux) sont meilleurs, plus nombreux, mieux disposés. Simultanément, des perfectionnements sont apportés aux routes (signalisation des carrefours, relèvement des virages, etc...). Tous ces éléments que l'on peut englober sous le terme général de « progrès technique » contribuent à une amélioration lente du risque, toutes choses égales d'ailleurs.

d) Enfin, *les conditions économiques* influent directement sur le coût des sinistres : l'indemnisation des dégâts matériels suit le coût des réparations, tandis que le coût des dommages corporels varie à peu près comme les indices de salaires.

* * *

En assurance Auto comme dans toutes les assurances contre les accidents, la prime pure peut être décomposée en deux éléments, fréquence des sinistres et coût moyen :

$$\pi = F. C.$$

Les sinistres peuvent être subdivisés en deux catégories : ceux ne comportant que des dégâts matériels et ceux entraînant des dommages corporels; dans cette seconde catégorie sont inclus les sinistres mixtes, pour lesquels en moyenne le dommage matériel ne constitue que l'accessoire du préjudice corporel. Nous écrivons donc :

$$\pi = f \cdot c + \varphi \cdot \gamma$$

f et φ désignant respectivement les fréquences des sinistres matériels et corporels; c et γ désignant respectivement les coûts moyens des sinistres matériels et corporels :

$$f + \varphi = F.$$

Posons $\frac{\varphi}{F} = p$: c'est la proportion numérique des sinistres corporels,

$$\varphi = p \cdot F \qquad f = (1 - p) F.$$

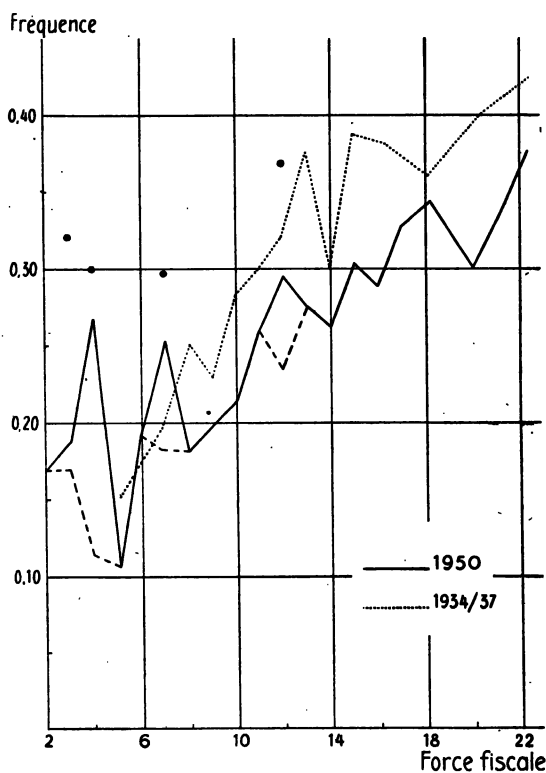
D'où

$$\pi = F [(1 - p) c + p \gamma] = F [c + p (\gamma - c)].$$

Nous allons étudier successivement comment les quatre coefficients F , p , c et γ varient en fonction des divers facteurs considérés ci-dessus comme essentiels : force fiscale (ou tonnage), usage, lieu de garage, intensité de circulation (compte tenu éventuellement de l'effet correcteur du progrès technique), niveau des salaires et des prix. Nous limiterons notre exposé aux catégories de véhicules les plus importantes : voitures de tourisme, camionnettes et camions de transport privé et nous utiliserons les statistiques françaises recueillies par le Service commun de Statistique du Groupement Technique Accidents.

I. — FRÉQUENCE DES SINISTRES.

a) *Puissance ou tonnage.* — Le graphique n° 1 montre les variations de la fréquence des sinistres pour la catégorie Affaires, zone normale, en 1934-1937 et en 1950, en fonction de la force fiscale du véhicule : ces deux courbes

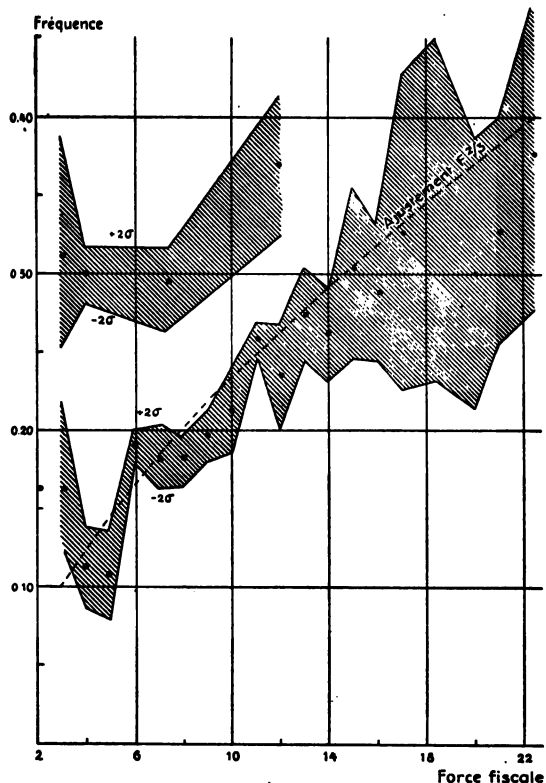


Graphique n° 1.

montrent que la fréquence augmente assez fortement avec la force fiscale, mais la courbe 1950 présente des pointes assez marquées pour les forces 4, 7 et 12 CV. Une analyse plus poussée montre que ces anomalies sont dues aux

véhicules de conception moderne qui ont une fréquence nettement plus élevée que les voitures de type ancien.

Après élimination des véhicules modernes, la courbe des fréquences est représentée par le tracé en pointillé; les fréquences des véhicules modernes



Graphique n° 2.

sont représentées par les points isolés se trouvant dans la partie supérieure du graphique. Les points obtenus correspondant à des fréquences expérimentales, nous avons calculé l'écart type de celles-ci.

Sur le graphique n° 2 sont représentées les zones encadrant la courbe expérimentale de deux écarts type en plus ou en moins. On remarque que les zones relatives aux véhicules anciens et aux véhicules modernes n'ont pas de partie commune.

A l'intérieur de la zone correspondant aux véhicules anciens, une courbe régulière peut être tracée : cette courbe a pour équation :

$$F = AP^{2\mu}$$

Cette formule expérimentale d'ajustement a été mise en avant par M. Burlot.

Pour les camions, il semble qu'on puisse utiliser une fonction de la forme

$$F = a T^{1/2}$$

En période de restriction d'essence, ces formules restent valables sauf pour les véhicules de force ou de tonnage élevé qui ont alors une circulation parti-

culièrement réduite. Elles paraissent indépendantes de l'usage et du lieu de garage.

L'expérience est encore trop récente pour pouvoir tirer des conclusions sur les variations de la fréquence des voitures modernes en fonction de la puissance de leur moteur. Nous pensons, en effet, que les fréquences élevées observées pour ces véhicules sont dues à trois causes :

α) rendement élevé du moteur accroissant la vitesse;
β) faible consommation de carburant entraînant un rythme de circulation plus intense;

γ) emploi de ces véhicules par de nouvelles générations de conducteurs. Or, il est probable que cette dernière cause ira en s'atténuant à mesure que le parc automobile se modernisera.

b) *Usage.* — A une époque déterminée et pour la France entière, la fréquence des sinistres présente des différences très sensibles selon l'usage du véhicule.

Voici les valeurs relatives à la France entière en 1950 :

Promenade	0,22
Affaires	0,36
Commerce (camionnettes)	0,38
Commerce (camions)	0,60
Agriculteurs	0,14
Transports publics de marchandises	1,10

Nous écrivons $F = KF_A$, F_A désignant la fréquence des sinistres pour l'usage Affaires et K le coefficient caractéristique de chaque usage à un moment donné.

c) En ce qui concerne le *lieu de garage*, l'expérience a conduit en France à séparer de la province (dite zone normale) douze zones où la circulation est particulièrement intense (région parisienne, grandes villes et leurs banlieues).

M. Burlot a émis l'hypothèse que l'on pouvait écrire :

$$F = GF_N = G K F_A$$

F_N désignant la fréquence des sinistres pour un certain usage en zone normale, G serait le coefficient caractérisant le niveau de la fréquence dans une zone déterminée.

Les résultats d'expérience recueillis tant avant qu'après guerre paraissent confirmer cette hypothèse, sauf en ce qui concerne les camions qui s'éloignent plus fréquemment que les autres véhicules de leur zone de garage.

Mais si G peut être supposé indépendant de l'usage, il dépend par contre de l'intensité de circulation : sa valeur varie donc suivant l'époque considérée.

Les variations de G suivant les régions s'expliquent par l'intensité plus ou moins grande de la circulation, la densité de la population, les conditions géographiques (profil et tracé des routes), la surveillance plus ou moins bien organisée, etc...

Les accidents automobiles peuvent être classés en trois grandes catégories :

α) ceux ayant pour origine la présence d'un autre véhicule automobile, sans qu'il y ait toujours collision : pour une auto circulant dans une région donnée, la probabilité d'accident est proportionnelle à l'intensité de circulation

(mesurée par la quantité d'essence consommée E) et inversement proportionnelle à la longueur du réseau routier R;

β) ceux ayant pour origine la présence d'un piéton ou d'un cycliste : la probabilité d'un tel accident est proportionnelle au nombre d'habitants N de la région et inversement proportionnelle à la longueur du réseau routier R;

γ) ceux ayant pour seule origine une faute de conduite ou une défaillance du véhicule et entraînant un choc avec un objet inanimé.

On peut donc écrire :

$$F = x \frac{E}{R} + y \frac{N}{R} + z.$$

Si r est un coefficient caractérisant l'ensemble des qualités du réseau routier, dans chaque région, nous écrivons :

$$F = r \left(x' \frac{E}{R} + y' \frac{N}{R} + z' \right).$$

La population N est donnée par le recensement de la population. Les quantités E de carburants auto distribuées sont connues chaque année.

Quant à la longueur R du réseau routier de chaque département, nous avons dû apporter une correction aux chiffres bruts : les routes sont classées en cinq catégories : nationales, départementales, grande communication, intérêt commun et vicinales ordinaires. La circulation étant très inégale selon la nature des routes, celles des deux premières catégories ont été retenues pour leur longueur réelle, celles des deux catégories suivantes pour le tiers de leur longueur et les chemins vicinaux pour 1/10 seulement. En outre, on a estimé forfaitairement la longueur des rues, des villes, à raison de 1 kilomètre par 1.000 habitants des communes de plus de 5.000 habitants.

Nous avons pu ainsi calculer :

$$\text{L'indice composite } I = 0,40 \frac{E}{R} + 0,20 \frac{N}{R} + 0,40.$$

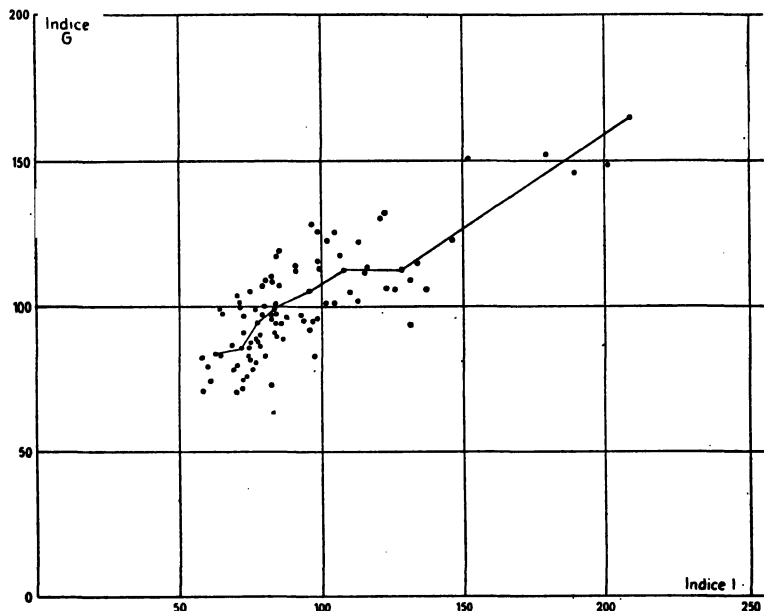
Nous avons d'autre part déterminé l'indice G relatif à la période 1946-1948 en prenant pour base 100 la moyenne relative à la France entière. Afin d'éliminer l'influence de l'inégale composition du parc automobile d'une région à l'autre, cet indice est lui-même la moyenne pondérée de quatre indices partiels :

Promenade + Agriculteurs.	poids 0,2
Affaires	poids 0,4
Commerce (voitures et camionnettes).	poids 0,3
Commerce (camions)	poids 0,1

Il est naturel qu'il n'y ait pas concordance parfaite entre cet indice G et l'indice I : en effet, d'une part l'indice I ne tient pas compte des caractéristiques propres du réseau routier de chaque département; d'autre part, l'indice G concerne des véhicules ayant leur lieu de garage dans le département et pouvant circuler en tous points du territoire, voire même à l'étranger, et non les véhicules de toutes régions pendant qu'ils circulent dans le département considéré. Le diagramme n° 3 montre néanmoins qu'il y a entre les deux séries de nombres de grandes analogies : les principaux écarts proviennent des

départements à très forte densité de population pour lesquels on a toujours $I > G$.

d) *Intensité de circulation.* — Les profondes perturbations apportées par la guerre à la circulation des véhicules automobiles ont permis d'étudier



Graphique n° 3.

l'évolution annuelle de la fréquence des sinistres en fonction du nombre total V des véhicules circulants. Ce nombre a, en effet, varié de plus de 2 millions en 1938 à moins de 400.000 en 1943 pour s'élever à nouveau à environ 2 millions en 1950.

La représentation des points de coordonnées (F, V) montre que pour chaque usage, la fonction $F = \varphi(V)$ a l'allure d'une parabole tournant sa concavité vers l'axe des V .

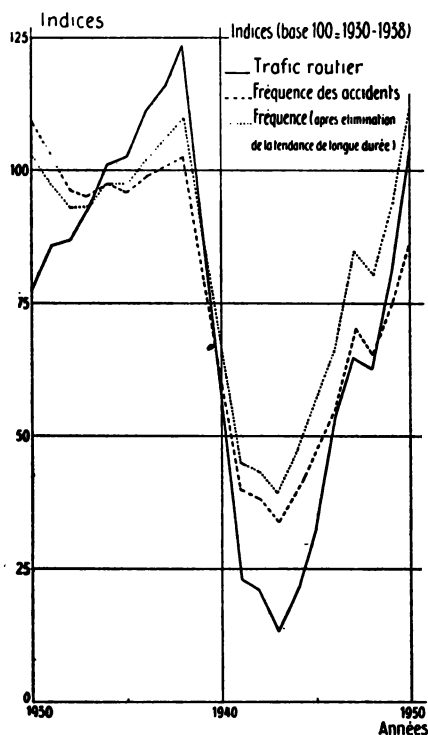
A Paris, les arcs de paraboles sont beaucoup plus tendus et peuvent être presque assimilés à des droites. Ce comportement différent est dû à ce que les restrictions de circulation n'ont pas été partout les mêmes : elles ont été en valeur relative plus fortes à Paris qu'en Province.

Cette remarque nous conduit à en faire une autre : nous avons cherché à comparer année par année depuis 1930 la fréquence moyenne des accidents automobiles avec un indice du trafic routier, reposant essentiellement sur les quantités de carburant consommées par la population civile. Les résultats de nos calculs établis en prenant pour base 100 la moyenne de la période 1930-1938 sont représentés sur le graphique n° 4. On y constate que, pendant la période de guerre, la diminution de fréquence a été moins forte que la réduction de trafic : l'explication de ce phénomène réside sans doute dans la circulation militaire dont notre indice du trafic ne tient pas compte. Si cette explication est la bonne, nous pouvons conclure en première approximation que la fréquence des sinistres est proportionnelle à l'intensité du trafic routier,

laquelle est liée étroitement aux quantités de carburant auto vendues.

e) *Progrès technique.* — En examinant à nouveau le graphique n° 4, nous remarquons, d'une part, une certaine discordance des deux courbes au cours de la période 1930-1938 et, d'autre part, bien que le trafic routier de 1950 ait été supérieur à celui de la période 1930-1932, une fréquence des sinistres en 1950 sensiblement inférieure à celle observée vingt ans plus tôt.

Après avoir remarqué que les indices de fréquence des années 1933 à 1938 nous paraissent avoir été sous-estimés, les véhicules sortis de la circulation n'ayant peut-être pas été tous éliminés du fichier statistique, les constatations



Graphique n° 4.

faites nous conduisent à penser que la courbe de fréquence présente une ligne de tendance dégressive : bien que la précision des données ne soit pas excellente, la meilleure concordance des deux indices est obtenue pour un taux de décroissance annuel i compris entre 1,5 et 2 %; ce taux mesure les effets du progrès technique.

f) *Qualités du conducteur.* — Soit F la fréquence expérimentale annuelle des sinistres des voitures automobiles ayant même force, même usage et même région de circulation. Parmi les véhicules frappés de sinistres, certains ont pu en avoir plusieurs. Considérons donc au lieu de l'année une unité de temps plus petite, telle que, pendant cette unité de temps, une voiture ne puisse causer qu'un seul sinistre : soit n le nombre d'unités de temps contenues dans une année. La probabilité pour qu'un sinistre se produise dans l'unité de temps est $p = \frac{F}{n}$ et la probabilité de non-sinistre est $q = 1 - \frac{F}{n}$.

En vertu du théorème des probabilités composées, la probabilité Q pour qu'une voiture ne cause pas de sinistre pendant une année est :

$$Q = \left(1 - \frac{F}{n}\right)^n.$$

Si l'unité de temps est infiniment petite $Q \rightarrow e^{-F}$

La probabilité pour qu'une voiture cause un ou plusieurs sinistres dans l'année est $P = 1 - Q = 1 - e^{-F}$.

La probabilité pour qu'une voiture cause *un* sinistre dans l'année est :

$$P_1 = C_n^1 p q^{n-1} = n \frac{F}{n} \left(1 - \frac{F}{n}\right)^{n-1} \rightarrow F e^{-F}.$$

La probabilité pour qu'une voiture cause *deux* sinistres dans l'année est :

$$P_2 = C_n^2 p^2 q^{n-2} = \frac{n(n-1)}{2} \frac{F^2}{n^2} \left(1 - \frac{F}{n}\right)^{n-2} \rightarrow \frac{F^2}{2} e^{-F}$$

et la probabilité pour qu'elle cause exactement K sinistres dans l'année est :

$$P_k = \frac{F^k}{k!} e^{-F}$$

et on a la relation de récurrence

$$P_k = \frac{F}{k} P_{k-1}.$$

Prenons un exemple : considérons un parc de 10.000 véhicules ayant une fréquence moyenne annuelle de 0,6, on trouve :

<u>K</u>	<u>P_k</u>
0	5490
1	3290
2	990
3	200
4	30
5	4

Si le parc considéré est homogène au point de vue de l'intensité de circulation et de la qualité des conducteurs, on voit ainsi que, selon les seules lois du hasard, on devrait compter chaque année environ 30 véhicules ayant eu 4 sinistres et 4 véhicules ayant eu 5 sinistres : la survenance de 6 sinistres devrait être exceptionnelle. Par contre, 55 véhicules sur 100 environ ne devraient avoir aucun accident.

Si les conditions d'homogénéité ne sont pas remplies, notamment s'il existe de « bons » et de « mauvais » conducteurs, la distribution des véhicules selon le nombre de sinistres enregistrés devrait s'écarter de la distribution théorique : on pourra juger, par exemple, de l'importance du phénomène d'anti-sélection par le rapport entre la proportion des véhicules ayant eu au moins trois sinistres et la proportion théorique résultant du simple hasard.

Lorsque l'on attribue une bonification ou une réduction de prime aux assurés n'ayant pas eu de sinistre pendant un certain temps, on constate généralement que les bénéficiaires d'un tel avantage présentent les années

suyvantes une fréquence inférieure à la moyenne du groupe; on a tendance à en conclure un peu hâtivement que les conducteurs n'ont pas la même valeur et que la méthode employée permet de récompenser les meilleurs. Ceci serait vrai si le groupe considéré était parfaitement homogène à tous autres égards; or, ceci est rarement réalisé: le plus souvent le groupe réunit des véhicules de fréquence différente, afin de renfermer un nombre de véhicules assez grand pour obtenir des taux significatifs. Et même si toutes les précautions possibles ont été prises, il n'est pas sûr que tous les véhicules aient le même rythme et les mêmes conditions de circulation. Prenons un exemple simple : supposons que, dans une région déterminée, un groupe de 2.000 véhicules de même type et de fréquence moyenne 0,30 soit composé de 1.000 véhicules de tourisme utilisés professionnellement (fréquence 0,50) et de 1.000 véhicules appartenant à des personnes exerçant des professions sédentaires et se servant de leur voiture pour le tourisme et pour se rendre à leur bureau (fréquence 0,10).

Le calcul des probabilités montre que si l'on classe les véhicules suivant la durée pendant laquelle ils n'ont pas eu de sinistre, on obtient les fréquences théoriques suivantes :

Nombre d'années sans sinistre	Nombre de véhicules	Fréquence de sinistres l'année suivante
0	489	0.422
1	325	0.394
2	222	0.360
3 et plus	964	0.192
	<hr/> 2.000	<hr/> 0.300

La première classe, qui présente la fréquence la plus élevée, renferme en effet en grande proportion les véhicules de fréquence 0,50; au contraire, les voitures de fréquence 0,10 sont les plus nombreuses dans le groupe des véhicules non sinistrés depuis au moins trois ans.

II. — PROPORTION NUMÉRIQUE DES SINISTRES CORPORELS.

a) Alors que la fréquence générale des sinistres est proportionnelle à P^2 , l'expérience acquise nous conduit à penser que la fréquence des sinistres corporels croît linéairement avec la force fiscale P . Il en résulterait que la proportion numérique p des sinistres corporels augmenterait comme la racine cubique de P . L'étude précise de cette question est rendue difficile par le fait que le nombre des sinistres corporels est relativement petit vis-à-vis du nombre total des sinistres : il faut veiller avec soin à ce que des causes secondaires ne viennent pas perturber les résultats. C'est ainsi que nous avons constaté qu'à Paris les gros camions présentaient une proportion de sinistres corporels supérieurs à celle des camionnettes : la raison en est que les véhicules lourds circulent presque exclusivement en province et présentent les caractéristiques de cette région, tandis que les camionnettes sont utilisées davantage à des transports urbains donnant lieu à de très nombreux accidents matériels.

b) A une époque déterminée, la proportion des sinistres corporels présente

des différences très sensibles selon l'usage du véhicule. Voici les taux relatifs à la France entière en 1950 :

	1950
Promenade	0,13
Affaires	0,11
Commerce (camionnettes)	0,10
Commerce (camions) et Transports publics de marchandises.	0,07
Agriculteurs	0,14

En désignant par P_A la proportion numérique des sinistres corporels pour l'usage Affaires, nous écrirons $p = kp_A$, k étant un coefficient caractéristique de chaque usage.

On voit que, selon l'usage, p est d'autant plus faible que F est plus élevé, mais que p varie dans des limites moins grandes que F .

c) Ces conclusions restent valables lorsque l'on considère les variations de p selon le lieu de garage habituel : pour chaque usage (camions exceptés), les proportions des sinistres corporels à Paris en 1950 étaient inférieures d'environ un tiers à celles de province (zone normale), alors que les fréquences de Paris étaient trois fois plus élevées. De la sorte, la fréquence des sinistres corporels à Paris est seulement double de celle de province.

Il semble qu'on puisse écrire $p = kgp_A$, g étant un indice caractérisant, dans une zone déterminée, la proportion des sinistres corporels : d'une manière approchée, on peut dire que si $G = 1 + q$,

$$g = \frac{1 + \frac{q}{2}}{1 + q} \quad \text{d'où} \quad g = \frac{G + 1}{2G}.$$

d) L'étude des résultats de la période 1938-1950 a permis de déterminer quelle relation liait pour chaque usage l'intensité de circulation et la proportion des sinistres corporels dans l'ensemble des sinistres. Les fonctions $p = \psi(V)$ ont une allure hyperbolique.

Si on se réfère aux quantités d'essence distribuées, une fonction du même genre fournit encore un bon ajustement.

L'estimation de ces fonctions permet d'évaluer, pour une intensité de circulation donnée, comment se décompose approximativement la fréquence générale en fréquence corporelle et fréquence matérielle. De même que la fréquence des corporels augmente moins vite que celle des sinistres matériels en fonction de l'intensité de circulation, nous verrons plus loin que dans chacun des deux groupes, sinistres corporels et sinistres matériels, le nombre des sinistres graves est plus stable que celui des sinistres bénins : la fréquence des sinistres mortels est celle qui subit les moindres variations.

e) L'effet du progrès technique sur la valeur de p est difficile à mettre en évidence, les nombres de sinistres corporels, relativement faibles, étant sujets à des fluctuations aléatoires sensibles.

f) En résumé, à tous égards (sauf en ce qui concerne le facteur puissance), fréquence et proportion des sinistres corporels varient en sens contraire. La fréquence des corporels est un élément beaucoup plus stable que celle des sinistres matériels.

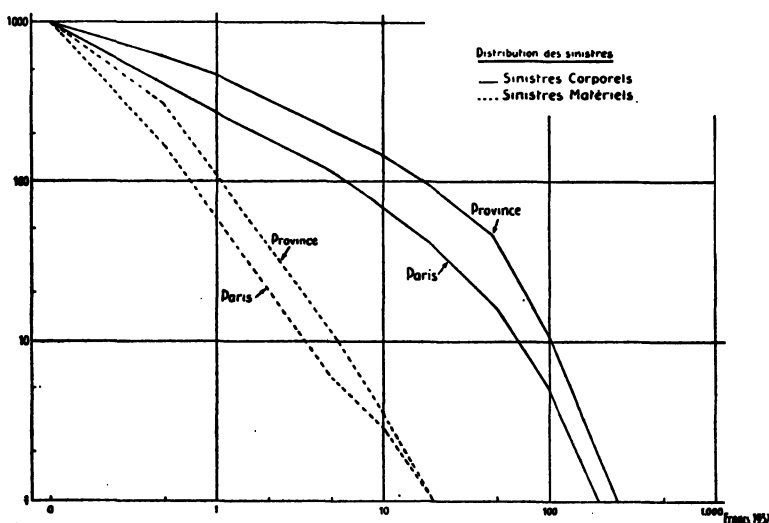
III. — COUTS MOYENS DES SINISTRES MATÉRIELS ET DES SINISTRES CORPORELS.

Les coûts moyens de ces deux catégories de sinistres sont très différents : ils étaient avant guerre dans le rapport de 1 à 10 environ.

a) Le coût moyen général augmente légèrement avec la force fiscale : mais ce résultat provient des variations de p . On peut estimer que les coûts moyens c et γ sont indépendants de la force fiscale.

b) De même, il semble bien que les coûts moyens c et γ ne varient qu'assez peu selon l'usage : les écarts observés dans les résultats d'un exercice paraissent attribuables à des fluctuations aléatoires provenant du large étalement de la distribution des sinistres selon leur montant.

c) Par contre, l'influence du lieu de garage habituel est sensible : les coûts moyens corporels et matériels sont toujours sensiblement plus faibles à Paris qu'en province, la différence étant plus faible pendant les années de guerre qu'auparavant : la raison en est qu'à Paris les sinistres bénins ou sans suite sont en plus grande proportion ; les restrictions d'essence pendant la guerre ont eu pour effet de rapprocher les conditions de circulation à Paris de celles de province. Pour expliquer ces variations, le raisonnement suivant semble



Graphique n° 5.

valable : les sinistres sont dus à deux causes principales : intensité de circulation et de vitesse. L'accident dû à l'encombrement est généralement bénin ; l'accident dû à la vitesse est le plus souvent grave. Or, le facteur encombrement intervient principalement dans les grandes villes et disparaît en rase campagne. Par contre, le facteur vitesse joue à peu près de la même façon pour les véhicules de Paris que pour ceux de province.

Le graphique n° 5 représente les distributions des sinistres corporels et matériels qui, en 1937, rendaient compte d'une façon excellente des résultats observés pour chaque usage tant en ce qui concerne les coûts moyens que la distribution des sinistres de toutes natures selon leur montant.

d) Si les distributions diffèrent selon le lieu de garage habituel, c'est que les conditions de circulation ne sont pas uniformes. Nous sommes ainsi conduits à penser que le coût moyen varie lorsque se modifie l'intensité de circulation. Les calculs que nous avons effectués pour l'année 1942, année où le nombre des véhicules en circulation en France était environ cinq fois moindre qu'avant guerre, nous conduisent à des distributions sensiblement différentes des précédentes : après correction des fluctuations monétaires, il ressort que le coût moyen des sinistres matériels (exprimé en francs de 1937) s'est élevé en province de 590 francs à 830 francs (hausse 41 %) et celui des sinistres corporels de 7.500 à 8.400 (hausse 12 %). A Paris l'accroissement est beaucoup plus fort : le coût moyen matériel passe de 420 à 780 (+ 86 %) et le coût moyen corporel de 3.860 à 6.800 (+ 76 %).

Aucune donnée suffisamment précise ne nous permet d'observer quelle est l'allure de la relation liant les coûts moyens c et γ avec l'intensité de circulation : nous supposons qu'il s'agisse d'une relation linéaire. Or, nous avons montré que lorsque l'intensité de circulation diminue, la fréquence des sinistres diminue très sensiblement, tandis que la proportion numérique des corporels augmente suivant une loi hyperbolique. Ainsi l'effet de la réduction de fréquence est en partie compensé par une augmentation du coût moyen général, provoquée par un accroissement corrélatif de la proportion des sinistres corporels et de la gravité moyenne des sinistres corporels et des sinistres matériels.

Nos recherches en vue de préciser dans quelle mesure s'effectue cette compensation nous ont conduits à la conclusion suivante, qui se vérifie d'une façon à peu près générale : *une variation de l'intensité de circulation entraîne une Variation de même sens de la fréquence des sinistres et une variation de sens contraire du coût moyen général : cette variation du coût moyen est telle que la variation relative de la prime est à peu près la moitié de celle de la fréquence.*

La comparaison des résultats de Paris et de province montre que la relation $\frac{\Delta \Pi}{\Pi} = \frac{1}{2} \frac{\Delta F}{F}$ se vérifie approximativement sur le plan régional, indépendamment des variations de l'intensité de circulation. Cette constatation trouve son application pratique dans la fixation des tarifs applicables aux zones spéciales, pour lesquelles le nombre des véhicules assurés est insuffisant pour donner lieu à un dépouillement très détaillé : on cherchera seulement à calculer un indice de fréquence de la zone considérée par rapport à la fréquence de la zone normale : soit $G = 1 + q$ cet indice : les tarifs applicables dans cette zone seront ceux de la zone normale multipliés par le coefficient $1 + \frac{q}{2}$.

e) Les coûts moyens dépendent enfin de la valeur de la monnaie et les importantes fluctuations de la situation monétaire en France survenues au cours des quinze dernières années ont donné à ce facteur une influence prépondérante. Cherchons à préciser ces notions : le coût moyen des dégâts matériels est étroitement lié au coût des réparations et au prix des pièces de rechange ; celui des dommages corporels doit suivre le niveau des salaires, les indemnités étant fixées par les experts ou les tribunaux en fonction du salaire de la victime.

A défaut d'une série d'indices relative aux prix des produits métallurgiques

semi-finis ou des objets en métaux manufacturés, nous avons pris comme terme de comparaison l'indice des prix de détail à Paris. Pour les dommages corporels, nous avons pris pour référence un indice du salaire moyen hebdomadaire des ouvriers en province. L'évolution de chacun de ces indices suit de très près de 1938 à 1948 celle des coûts moyens c et γ calculés pour les sinistres de chaque année au 31 décembre de l'année écoulée, c'est-à-dire en tenant compte des règlements déjà effectués et de l'estimation faite au 31 décembre des sinistres non encore réglés.

Mais en période d'instabilité monétaire, les évaluations de première année, faites en se référant aux décisions judiciaires à cette époque, s'avèrent ultérieurement toujours insuffisantes, les tribunaux français ayant pris pour règle, pour estimer le préjudice subi, non plus de se référer au salaire perçu au moment où l'accident a eu lieu, mais de considérer la situation au moment du règlement.

De la sorte, à mesure que les règlements s'effectuent, les coûts moyens s'élèvent : les chiffres ci-après, extraits des comptes d'une importante Compagnie française, sont à cet égard tout à fait probants :

COÛTS MOYENS GÉNÉRAUX
(sauf transports publics)

EXERCICE	EN FIN DE 1 ^{re} ANNÉE	EN FIN DE 5 ^e ANNÉE	AUGMENTATION RELATIVE
1942	3.100	3.740	+ 21 %
1943	4.470	5.240	+ 17 %
1944	5.330	8.450	+ 58 %
1945	6.800	11.300	+ 66 %
1946	11.800	14.500	+ 23 %
1947	12.400	16.000 (4 ^e année)	+ 29 %
1948	20.500	24.300 (3 ^e année)	+ 18 %

Ceci montre clairement la difficulté de fixer un tarif automobile en période d'inflation : plaçons-nous en 1946 au moment où a été préparé un nouveau tarif pour l'année 1947 : le plus récent coût moyen connu était celui de l'exercice 1945 calculé au 31 décembre 1945, soit 6.800 francs. Si le tarif 1947 devait rester en vigueur pendant toute l'année, les sinistres afférents aux contrats passibles de ce tarif se répartiraient également sur les exercices 1947 et 1948 : or on constate maintenant que le coût moyen global de ces deux exercices dépasse 20.000 francs, soit environ *trois fois plus* que la récente base disponible : en raisonnant sur les tarifs applicables aux exercices 1944, 1945 ou 1946, les conclusions sont tout à fait analogues. Il apparaît donc indispensable de tenir compte dans la fixation d'un tarif non seulement des plus récents coûts moyens connus, mais aussi de l'évolution économique depuis l'établissement de ce coût et des perspectives d'avenir. L'assureur de la Responsabilité Civile est le plus défavorisé des commerçants : il ne peut connaître son prix de revient réel que plusieurs années après la vente.

L'étude des coûts moyens calculés *a posteriori*, lorsque les règlements sont achevés, montre que ces coûts suivent les variations d'une moyenne pondérée

des indices des prix et des salaires, la pondération choisie étant la cadence des règlements en période de stabilité monétaire.

f) *Conclusions.* — Laissons de côté l'incidence de l'évolution future des prix et des salaires sur les coûts moyens calculés à un moment donné : l'appréciation de cette évolution est en grande partie subjective et ne se plie pas à des règles rigides.

Si les variations des indices des prix et des salaires ne diffèrent pas trop l'une de l'autre — condition qui se réalise généralement si les comparaisons ne portent pas sur des périodes trop éloignées — on peut écrire approximativement en utilisant un indice moyen I des prix et des salaires.

$$\pi = \frac{1}{2} \frac{I}{I_0} \pi_0 \left(1 + \frac{F}{F_0} \right)$$

ou encore

$$\pi = \frac{I}{I_0} \pi_0 \frac{1 + \lambda}{2}$$

en posant

$$\lambda = \frac{G}{G_0} \left(\frac{P}{P_0} \right)^{2/3} \frac{E}{E_0} (1 - i)^n.$$

- G désigne le coefficient caractérisant la fréquence dans une zone déterminée,
 P désigne la force fiscale,
 E désigne la consommation de carburants auto,
 i désigne le taux annuel moyen du progrès technique
 et n le nombre d'années séparant l'époque considérée de l'époque de référence.

Cette formule générale permet d'estimer la prime applicable à un véhicule, compte tenu de sa puissance, de son lieu de garage habituel et des conditions économiques (intensité de la circulation, niveau des salaires et des prix) lorsque la prime d'un véhicule type de même usage a été déterminée avec soin à une époque antérieure.

DISCUSSION

M. HÉNON demande si la fréquence des sinistres dépend de la marque des véhicules.

M. DEPOID. — Les études statistiques portent non seulement sur la force fiscale mais sur les principaux types de véhicules de chaque force. Bien que dans certains cas des difficultés significatives entre marques aient été observées, il a paru difficile, pour des raisons commerciales, d'en tenir compte dans la tarification.

M. VINCENT demande si l'influence de la profession a été étudiée.

M. DEPOID. — Oui : ceci a permis d'accorder des tarifs préférentiels aux

fonctionnaires, magistrats, membres de l'enseignement, ecclésiastiques, officiers ministériels, artisans. Pour les autres professions il semble que le domicile habituel soit un meilleur critère que la profession exercée.

M. BOURGEOIS désirerait savoir si l'on connaît l'ordre de grandeur de la proportion des automobiles non assurées.

M. DEPOID. — Des sondages portant sur des collisions entre deux véhicules ont permis d'estimer, par catégorie de véhicules, la proportion des cas où le véhicule adverse n'était pas assuré. Cette proportion est élevée pour les motocyclettes et les bicyclettes à moteur (environ 25 %), plus faible pour les voitures de tourisme (4 à 5 %), elle est de 1 % pour les véhicules de transports publics, bien que l'assurance de ceux-ci soit obligatoire.

A une question relative aux statistiques des accidents de circulation, M. Depoid répond que de telles statistiques sont établies par la Préfecture de Police et par la Gendarmerie et qu'elles mettent en évidence les causes des accidents.

M. MAURY fait remarquer que, pour de nombreuses raisons, il ne peut y avoir concordance entre les statistiques officielles et les statistiques d'assurance, les statistiques officielles ne portent que sur les accidents ayant donné lieu à procès-verbal tandis que les statistiques d'assurance portent sur les déclarations faites aux Sociétés : dans les cas de collision entre deux véhicules il y a généralement deux déclarations, l'une d'elles étant finalement sans suite (sauf dans le cas de responsabilité partagée), mais si la fréquence est ainsi accrue artificiellement, le coût moyen des sinistres s'en trouve réduit d'autant.

M. MALIGNAC fait observer que les statistiques des causes d'accidents pourraient être utilement étudiées par les constructeurs : certaines améliorations des véhicules pourraient réduire le nombre et la gravité des accidents.
