SULLY LEDERMANN
BERNARD METZ

Les accidents du travail et l'alcool

Revue de statistique appliquée, tome 8, nº 4 (1960), p. 97-111
<http://www.numdam.org/item?id=RSA_1960__8_4_97_0>

LES ACCIDENTS DU TRAVAIL ET L'ALCOOL

par Sully LEDERMANN et Bernard METZ

La connaissance du phénomène alcoolisme en France a effectué des progrès considérables depuis la guerre. On sait, par exemple, d'une façon encore très approximative, certes, que l'alcoolisation excessive d'une fraction trop importante de la population a dû coûter en 1958 plus de 200 milliards à l'économie française.

Préciser l'importance de cette charge est l'une des tâches auxquelles se consacre le Haut Comité d'Etude et d'information sur l'alcoolisme, à la Présidence du Conseil. L'enquête dont nous rendons compte aujourd'hui fait partie des travaux qu'il a subventionnés dans ce but. Elle est relative aux accidents du travail.

Il s'agit d'une enquête pilote dont l'organisation et la direction ont été confiés au Professeur Bernard Metz, directeur du Centre d'Etudes de physiologie appliquée au travail, de la Faculté de médecine de Strasbourg, M. Sully Ledermann de l'Institut National d'études Démographiques s'est attaché à l'analyse des données rassemblées. On en trouvera ici les premiers résultats, ainsi que la méthode qui a permis de les obtenir (1).

Il n'est pas aisé d'évaluer quantitativement l'influence d'un facteur donné sur la fréquence des accidents du travail constatés dans une entreprise. Dans la plupart des cas, cette fréquence est en effet la résultante d'influences multiples, qui se manifestent simultanément.

On conçoit sans peine l'intérêt qu'il y aurait à pouvoir isoler la responsabilité de tel ou tel facteur et d'avoir un ordre de grandeur de la réduction de fréquence des accidents que l'on pourrait escompter de la diminution d'un facteur particulier : calcul de primes d'assurances, etc... La recherche de la responsabilité du facteur alcool a été une occasion d'aborder ce problème. Nous en présentons une solution approchée.

Limite de l'enquête.

Cette solution, ou plutôt l'enquête à propos de laquelle elle a été conçue, ne permet pas d'atteindre la totalité des accidents imputables à l'alcool et pesant sur le budget "accidents du travail" des organismes de Sécurité

----

(1) Une première publication a eu lieu dans la Revue "Population" 1960, n° 2 - de l'Institut National d'Etudes Démographiques.

Sociale (131 milliards de francs en 1958 pour le seul régime général). Ce point doit être souligné. En effet :

a) Ont été exclus de l'enquête les accidents survenus sur le trajet du lieu de travail. L'alcool y joue un rôle manifestement plus important que dans les accidents survenus dans les entreprises (1).

b) Ont également échappé à l'enquête, les accidents dus à l'alcoolisation d'une autre personne que la victime, laquelle, alcoolisée ou non, a été le seul sujet à subir un prélèvement sanguin.

c) Il y a lieu de distinguer les détériorations dues à une alcoolisation chronique et les troubles passagers dus à une présence occasionnelle d'alcool dans le sang, présence mesurée par l'alcoolémie (2).

Risque alcoolémique.

Dans l'enquête, les sujets possédaient un dossier médical portant leur degré d'alcoolisme chronique (1 = léger, 2 = moyen, 3 = marqué). Nous appellerons, pour commodité, alcooliques chroniques les sujets présentant au moins le degré 1.

Supposons que ces alcooliques chroniques se placent d'eux-mêmes ou se trouvent placés par leur entourage dans une situation un peu différente de celle des sujets non alcooliques. Cette différence va se traduire par une exposition moyenne aux accidents différente de celle des non chroniques, à alcoolémie égale.

Il apparaît ainsi un risque différentiel "alcoolisme chronique" mesuré à jeun, ou plutôt à alcoolémies égales.

Sur ce risque sous-jacent se développe un risque supplémentaire, que nous appellerons risque alcoolémique, qui apparaît aussi bien chez les alcooliques chroniques que chez les autres et qui résulte des perturbations qui accompagnent toute élévation d'alcoolémie.

Ce schéma constitue évidemment une première approximation, car il est fort possible que, toutes choses égales d'ailleurs, une augmentation d'alcoolémie chez un alcoolique chronique n'ait pas les mêmes effets que chez un non chronique. On pourra dans les calculs faire intervenir une interaction.

En fin de compte, ce sont les accidents liés au risque "alcoolémique" que l'enquête, telle qu'elle a été menée, met principalement en évidence.

Les données numériques.

Les données numériques analysées ici proviennent d'une entreprise métallurgique de l'Est dont l'effectif est de l'ordre de 3 500 ouvriers.

Elles sont relatives seulement aux accidents survenus le matin entre 10 et 12 heures. L'échantillon disponible est composé de 231 accidentés et de 432 témoins. La période d'observation s'est étendue du 15 Novembre 1956 au 25 Décembre 1957, avec quelques brèves interruptions.

----

(1) La responsabilité de la seule alcoolisation des victimes paraît engagée dans 10 à 15 % des accidents du travail et dans 20 à 30 % des accidents de trajet.
Cf. Ledermann S. - Alcool, Alcoolisme, Alcoolisation (P.U.F., Paris 1956).

(2) Nombre de grammes d'alcool pour 1 000 de sang.

Tous les accidents ont été retenus (1), les accidents bénins justiciables seulement de soins donnés par les infirmiers de l'établissement, aussi bien que les accidents plus graves entraînant une déclaration à la caisse de Sécurité Sociale.

Les "accidentés" ont fait l'objet d'un double micro-dosage d'alcoolémie ; ainsi que des "témoins" choisis au hasard (2) dans les différents services de l'entreprise, selon toutefois des proportions voisines de celles de la répartition du total des heures de travail effectuées dans chacun des services.

L'échantillon des témoins peut donc être considéré comme représentatif de la population de recrutement des accidentés, en supposant qu'il y a proportionnalité entre l'effectif du personnel et le total des heures de travail. Quant à l'échantillon des accidentés, il représente la totalité des accidents survenus pendant la période considérée.

Chaque observation a donné lieu à l'ouverture d'une fiche comprenant l'année de naissance du sujet, le groupe ethnique, la catégorie professionnelle, le service (transport, laminoir, etc.), l'ancienneté dans l'usine, le nombre d'accidents antérieurs, le degré d'alcoolisme chronique, la résidence urbaine ou rurale.

Les renseignements individuels ainsi recueillis, de même que les taux d'alcoolémie, n'ont été connus que des médecins et des auxiliaires médicaux, liés au secret professionnel.

Principe d'une analyse.

Comment de telles données peuvent-elles permettre l'estimation de la proportion des accidentés dus à l'alcool ?

Supposons que, toutes choses égales d'ailleurs, l'absorption d'une certaine quantité d'alcool (vin, eau-de-vie, etc.) augmente la probabilité d'un accident (perturbation des réflexes, du comportement mental, etc.). Cela signifie que si un groupe de 1 000 sujets à alcoolémie nulle compte un nombre p_1 d'accidents, un groupe de 1 000 sujets ne différant du premier que par une alcoolémie donnée non nulle, enregistrera un nombre d'accidents p_2 supérieur à p_1.

En d'autres termes, si la population de recrutement des accidentés, représentée dans l'enquête par celle des témoins, se répartit en N_1 sujets à alcoolémie inférieure à 0,05 g ‰ par exemple et N_2 sujets à alcoolémie supérieure à 0,05, et celle des accidentés, en respectivement n_1 et n_2 sujets correspondants, on doit avoir, si l'alcoolémie a une influence, un rapport $r_2 = n_2/N_2$ supérieur (3) au rapport $r_1 = n_1/N_1$.

Une première approximation.

Si les alcoolémies n'étaient pas intervenues, on aurait eu un rapport

---

(1) Non comptés quelques accidents d'une exceptionnelle gravité, très peu nombreux, ayant exigé une évacuation sans délai.

(2) Les témoins n'ont pas été des volontaires. La micro-prise a été effectuée lors de visites médicales systématiques du personnel, sur les travailleurs arrivés au service médical entre 10 et 12 heures. Les jours de micro-prises n'ont pas été connus du personnel.

(3) Des études antérieures ont montré que le risque d'accident croissait avec l'alcoolémie d'une façon sensiblement exponentielle, dans la zone habituelle des observations.

$r_2 = r_1$, donc un nombre d'accidents $n'_2 = N_2 . r_1 = n_1 N_2 / N_1$ au lieu du nombre n_2 observé. Dans ces conditions de simplicité, le nombre d'accidents imputables aux alcoolémies supérieures à 0,05 g % pourra être estimé à :

$$n_2 - n_1 \, N_2 / N_1$$

Dans l'enquête, on a dénombré (1) sur n = 207 accidents retenus dans les calculs, $n_1 = 145$ accidents avec alcoolémie inférieure à 0,05 et $n_2 = 62$ avec une alcoolémie supérieure, et sur les N = 390 témoins correspondants $N_1 = 300$ avec alcoolémie inférieure à 0,05 et $N_2 = 90$ avec alcoolémie supérieure.

Le rapport r_1 est ici 145/300 = 0,484 et le rapport r_2 : 62/90 = 0,690. On aurait ainsi 62 - 90 × 145/300 = 19 accidents (2) sur 207 (9 %) dus aux alcoolémies supérieures à 0,05, soit une augmentation des accidents de 19/(207 - 19) = 19/188 = 10 %.

Conditions restrictives.

La validité de ce calcul suppose que le facteur alcoolémie soit indépendant des autres facteurs possibles intervenant dans la genèse des accidents.

Supposons en effet qu'il en soit autrement, c'est-à-dire que les deux sous-échantillons à alcoolémies nulle et non nulle du groupe témoin, se révèlent structurés différemment en ce qui concerne la répartition par âge, l'âge moyen, par exemple, étant plus bas chez les alcoolémies nulles que chez les autres. Imaginons que les jeunes soient plus facilement mis à des postes exposés que les ouvriers âgés. Ils auront peut-être tendance à être sur-représentés parmi les accidentés, du fait du risque plus grand attaché aux postes de leur âge. Mais entraînant avec eux, chez les accidentés, des alcoolémies plus basses en moyenne, cette sélection à rebours viendra diminuer la proportion d'alcoolémies élevées que l'on devrait observer pour les accidents supplémentaires dus au facteur alcool, si le facteur "âge" n'était pas intervenu aussi comme critère de sélection. La seule comparaison des proportions d'alcoolémies élevées dans le groupe des témoins et dans celui des accidents peut, dans ces conditions, conduire à des conclusions erronées quant à la responsabilité de l'alcool dans les accidents survenus.

En principe, donc, de multiples influences sont à prendre en considération. En fait l'effectif des échantillons limite très rapidement le nombre de celles que l'on peut suivre. En supposant, dans le cas le plus simple, qu'on procède à des classements dichotomiques, une enquête portant sur 1 000 cas conduit, en effet, à deux classes de 500 pour la division en témoins et accidentés ; une répartition supplémentaire en deux classes d'âges, à des groupes de 125 ; une nouvelle en deux catégories d'accidents antérieurs, à des groupes de 60 ; une nouvelle en deux classes d'alcoolisme, à des groupes de 30. Si l'on ajoute trois autres critères, le nombre moyen d'observations dans les classes se réduit à 3 ou 4. Il y a donc un équilibre à trouver entre le nombre d'influences à analyser et la fréquence de ces cases à effectif nul ou très faible dans le tableau du classement final détaillé (cf Tableau 2, colonnes 9 et 10, par exemple), et enfin une méthode d'analyse adaptée à ce

---

(1) Nord-Africains exclus ; les totaux 207 et 390 correspondent aux données du tableau 1, avant élimination des lignes contenant un effectif n_i ou N_i nul.

(2) Probabilité 0,05 seulement d'avoir un tel écart, dans ce sens, par l'effet d'un simple hasard d'échantillonnage.

genre de données. Ce sont de telles considérations numériques qui nous ont conduit au classement suivant.

Les risques moyens.

Répartissons les sujets en deux groupes : les "moins de 35 ans" et les "plus de 35 ans". Toutes choses égales d'ailleurs, les moins de 35 ans sont exposés à un risque moyen que nous prendrons égal à 1 et les plus de 35 à un risque moyen de valeur K_1 par rapport au risque 1 des moins de 35 ans.

Considérons ensuite deux catégories professionnelles, les manœuvres et les autres. Soit 1, le risque moyen des manœuvres et K_2 celui des autres par rapport aux premiers, toutes choses égales d'ailleurs.

Introduisons de la même façon des risques spécifiques pour d'autres critères : le nombre d'accidents antérieurs (0 ou 1 accident, d'un côté, 2 et plus de l'autre) ; l'ancienneté dans l'entreprise (moins d'un an et plus d'un an) ; le degré d'alcoolisme chronique (degré 0 d'un côté ; degrés 1, 2 ou 3 de l'autre) ; les alcoolémies (3 classes : moins de 0,05 g ‰ ; de 0,05 à 0,25 ; et plus de 0,25). Les notations sont résumées dans le tableau 1.

Tableau 1

Critère	Sous-groupe	Coefficient de risque (a)	Variable d'état X
Age	- 35	$K_1 = 1,790$	$X_1 =$ 1
	+ 35	1	0
Catégorie professionnelle	Manœuvres	1	$X_2 =$ 0
	Autres	$K_2 = 0,953$	1
Nombre d'accidents antérieurs	0 ou 1	$K_3 = 0,648$	$X_3 =$ 0
	2 et +	1	1
Ancienneté	- 1 an	1	$X_4 =$ 0
	+ 1 an	$K_4 = 0,763$	1
Degré d'alcoolisme chronique........	0	$K_5 = 1,259$	$X_5 =$ 1
	1,2 ou 3	1	0
Alcoolémies	- 0,05	$K_6 = 0,339$	$X_6 = 1^*$
	0,05 à 0,25	$K_7 = 0,358$	$X_7 = 1^*$
	+ 0,25	1	0

* $X_6 = 1$ si les alcoolémies sont inférieures à 0,05, $X_6 = 0$ si elles sont supérieures ; $X_7 = 1$ si elles sont comprises entre 0,05 et 0,25, $X_7 = 0$ dans les deux autres cas.

(a) Valeur numérique donnée par la résolution du modèle sans interaction.

Un modèle multiplicatif sans interaction.

Le modèle statistique proposé est multiplicatif, dans le sens suivant. Supposons que les "moins de 35 ans" soient, en moyenne, du fait de leur âge, deux fois plus exposés que les "plus de 35 ans". Ils fourniront, toutes choses égales d'ailleurs, et par définition, deux fois plus d'accidentés que les autres, proportionnellement. Supposons maintenant que le nombre d'accidents antérieurs soit une sorte d'indice de maladresse par exemple et que, toutes choses égales d'ailleurs, les sujets présentant "deux accidents antérieurs ou plus" soient, en moyenne, trois fois plus exposés à un nouvel accident que ceux ayant eu "zéro ou un accident antérieur". Dans ces conditions les "moins de 35 ans" avec "deux accidents antérieurs ou plus" fourniront en moyenne trois fois plus d'accidentés que les "moins de 35 ans" avec "zéro ou un accident antérieur", deux fois plus d'accidents que les "plus de 35 ans" avec "deux accidents antérieurs ou plus", mais $2 \times 3 = 6$ fois plus d'accidents que les "plus de 35 ans" avec "zéro ou un accident antérieur", en supposant qu'il n'y a pas d'interaction.

D'une manière générale, le rapport n_i/N_i de chaque sous-groupe i, constitué avec les n_i accidentés et les N_i témoins homologues, sera reconstitué par un produit multiple de la forme (H étant un coefficient général de proportionnalité commun à tous les sous-groupes) :

$$n_i/N_i = H(1 \text{ ou } K_1)(1 \text{ ou } K_2)(K_3 \text{ ou } 1)(1 \text{ ou } K_4)(K_5 \text{ ou } 1)(K_6 \text{ ou } K_7 \text{ ou } 1) \tag{1}$$

En constituant tous les sous-groupes possibles, on obtient un nombre surabondant d'équations du type (1), qui permettront, en passant sous la forme logarithmique (2) et surtout (3), la détermination des divers coefficients par la méthode des moindres carrés :

$$\log n_i - \log N_i = \log H + (\log K_1 \text{ ou } 0) + \ldots + (\log K_6 \text{ ou } \log K_7 \text{ ou } 0) \tag{2}$$

Désignons par h et k les logarithmes des coefficients H et K. Pour les calculs, il est commode ici d'introduire des variables d'état X (dummy en anglais). Elles permettent de saisir une structure latente, en prenant la valeur 1 ou 0, selon que tel état existe ou n'existe pas dans le groupe considéré. Nous retiendrons ici 7 variables d'état dont le sens est le suivant : si les sujets ont moins de 35 ans, $X_1 = 1$, si plus de 35 ans $X_1 = 0$; s'ils sont manœuvres $X_2 = 0$, s'il ne le sont pas $X_2 = 1$; s'ils ont 0 ou 1 accident antérieur $X_3 = 1$, si plus $X_3 = 0$, etc... ; si l'alcoolémie est inférieure à 0,05 $X_6 = 1$, si non $X_6 = 0$; si elle est comprise entre 0,05 et 0,25, $X_7 = 1$, si non $X_7 = 0$ (cf. tableau 1). Le modèle final se présente sous la forme (sans interaction) :

$$\log n_i/N_i = Y_i = h + k_1X_{i1} + k_2X_{i2} + \ldots + k_6X_{i6} + k_7X_{i7} \tag{3}$$

soit en notations matricielles :

$$\underline{Y = XH}$$

avec $\underline{Y' = (Y_1 \ldots\ldots\ldots Y_i \ldots\ldots X_p)\ H'} = (h, k_1 \ldots\ldots\ldots k_7)$

et

$$\underline{X} = \begin{pmatrix} 1 & X_{11} \ldots\ldots & X_{1j} \ldots\ldots & X_{17} \\ 1 & X_{i1} \ldots\ldots & X_{ij} \ldots\ldots & X_{i7} \\ 1 & X_{p1} \ldots\ldots & X_{pj} \ldots\ldots & X_{p7} \end{pmatrix}$$

Sont exclus du fait des logarithmes, les sous-groupes pour lesquels l'un des nombres n_i ou N_i est nul.

Le tableau 2 fournit les données numériques relatives aux accidents du matin. Les critères négligés sont 1°) la résidence urbaine ou rurale qui s'est révélée peu exploitable et 2°) les services de l'entreprise, dont les différences au point de vue structure selon les autres critères ne sont pas apparues significatives pour les effectifs en cause.

Détermination des coefficients.

Le traitement des données peut être abordé de deux façons, soit en supposant les divers rapports $Y_i = n_i/N_i$ comparables sur le plan précision, soit en considérant qu'on ne peut accorder le même poids à deux valeurs de Y telles que Y = log 30/20 et Y = log 3/2, par exemple. La première valeur a mobilisé, en effet, 30 + 20 = 50 observations et la seconde 3 + 2 = 5 seulement.

Dans le premier cas, les coefficients sont les solutions du système linéaire, en notations matricielles :

$$\underline{X'XH} = \underline{X'Y} \tag{5}$$

Dans le second cas, une valeur approché des poids w_i est fournie par la méthode suivante, sous certaines réserves que nous verrons.

Posons (6) $\alpha_i = n_i/n$ et (7) $\beta_i = N_i/N$

avec N et n effectifs totaux des témoins et des accidentés. On a alors (en logarithmes décimaux) :

$$Y_i = \log n_i - \log N_i = \log \frac{n}{N} + \log \alpha_i - \log \beta_i \tag{8}$$

En utilisant l'approximation différentielle (avec M = 0,43429 module du système logarithmique de base 10 dans la base e), on a :

$$\text{var } Y_i = \left\{ \frac{\text{var}\,\alpha_i}{\alpha_i} + \frac{\text{var }\beta_i}{\beta_i} \right\} M^2 \tag{9}$$

avec
$$\text{var }\alpha = \frac{\alpha(1-\alpha)}{N} \quad \text{et} \quad \text{var }\beta = \frac{\beta(1-\beta)}{n} \tag{10}$$

d'où finalement

$$\sigma_i^2 = \text{var } Y_i = \left(\frac{1-\alpha_i}{N\alpha_i} + \frac{1-\beta_i}{n\beta_i} \right) M^2 \tag{11}$$

et
$$w_i = 1/\sigma_i^2 \tag{12}$$

Tableau 2 - MATIN. REPARTITION DES ACCIDENTES

Valeurs de n_i N_i et

Numéro du sous-groupe	Age	Caté-gorie prof.	Nombre d'acci-dents anter.	Ancien neté
	X_1	X_2	X_3	X_4
1	2	3	4	5
1	1	0	1	0
2	1	0	1	0
3	1	0	1	0
4	1	0	1	0
5	1	0	1	0
6	1	0	1	1
7	1	0	1	1
8	1	0	1	1
9	1	0	1	1
10	1	0	0	1
11	1	0	0	1
12	1	0	0	1
13	1	1	1	0
14	1	1	1	0
15	1	1	1	0
16	1	1	1	1
17	1	1	1	1
18	1	1	1	1
19	1	1	1	1
20	1	1	1	1
21	1	1	1	1
22	1	1	0	1
23	1	1	0	1
24	1	1	0	1
25	1	1	0	1
26	1	1	0	1
27	0	0	1	0
28	0	0	1	1
29	0	0	1	1
30	0	0	1	1
31	0	0	1	1
32	0	0	0	1
33	0	0	0	1
34	0	0	0	1
35	0	1	1	0
36	0	1	1	1
37	0	1	1	1
38	0	1	1	1
39	0	1	1	1
40	0	1	1	1
41	0	1	1	1
42	0	1	0	1
43	0	1	0	1
44	0	1	0	1
45	0	1	0	1
46	0	1	0	1
47	0	1	0	1

S TEMOINS SELON LES COMBINAISONS DE CRITERES

riables d'état X*

ignes hroniques	Alcoolémie		Accidentés	Témoins	$\log \frac{n_i}{N_i} = Y_i$	Poids w_i	$w_i\ Y_i$
X_5	X_6	X_7	n_i	N_i			
6	7	8	9	10	11	12	13
1	1	0	10	16	-0,2041	34,1	- 6,97
1	0	1	1	2	-0,3010	3,5	- 1,07
1	0	0	1	1	0	2,7	0
0	1	0	1	1	0	2,7	0
0	0	1	1	2	-0,3010	3,5	- 1,07
1	1	0	2	11	-0,7403	9,1	- 6,71
1	0	1	2	2	0	5,3	0
1	0	0	1	1	0	2,7	0
0	1	0	2	1	+0,3010	3,5	+ 1,07
1	1	0	3	4	-0,1249	9,2	- 1,15
1	0	1	1	1	0	2,7	0
0	1	0	1	1	0	2,6	0
1	1	0	24	34	-0,1513	83,3	-12,61
1	0	1	3	5	-0,2219	10,0	- 2,22
0	1	0	3	2	+0,1761	6,4	+ 1,13
1	1	0	30	41	-0,1357	105,7	-14,34
1	0	1	6	12	-0,3010	21,8	- 6,56
1	0	0	3	2	+0,1761	6,4	+ 1,13
0	1	0	3	7	-0,3680	11,3	- 4,16
0	0	1	1	3	-0,4771	4,0	- 1,90
0	0	0	2	3	-0,1761	6,4	- 1,13
1	1	0	17	22	-0,1120	54,7	- 6,13
1	0	1	7	1	+0,8451	4,7	+ 3,94
0	1	0	2	6	-0,4771	8,0	- 3,82
0	0	1	1	3	-0,4771	4,0	- 1,90
0	0	0	1	1	0	2,6	0
0	1	0	2	1	+0,3010	3,9	+ 1,07
1	1	0	4	7	-0,2430	13,7	- 3,33
0	1	0	1	7	-0,8451	4,7	- 3,94
0	0	1	2	1	+0,3010	3,5	+ 1,07
0	0	0	1	1	0	2,6	0
1	1	0	1	5	-0,6990	4,4	- 3,08
0	1	0	1	6	-0,7781	4,6	- 3,55
0	0	0	3	1	+0,4771	4,0	+ 1,90
1	1	0	1	1	0	2,6	0
1	1	0	8	55	-0,8373	39,0	-32,69
1	0	1	2	6	-0,4771	8,0	- 3,82
1	0	0	2	4	-0,3010	7,1	- 2,14
0	1	0	4	22	-0,7404	18,3	-13,57
0	0	1	2	7	-0,5441	8,3	- 4,53
0	0	0	6	4	+0,1761	12,9	+ 2,28
1	1	0	17	22	-0,1120	54,7	- 6,13
1	0	1	2	5	-0,3979	7,6	- 3,04
1	0	0	1	1	0	2,6	0
0	1	0	6	23	-0,5836	26,1	-15,22
0	0	1	1	7	-0,8451	4,7	- 3,94
0	0	0	2	1	+0,3010	3,5	+ 1,07
			198	372		647,7	-155,99

Les poids w_i figurent dans la colonne (12) du tableau 2. Le système linéaire donnant les coefficients h et k a pour forme, en notations matricielles :

$$\underline{X'WXH} = \underline{X'WY} \tag{13}$$

avec la matrice diagonale :

$$\underline{W} = \begin{vmatrix} w_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & w_2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & w_p \end{vmatrix} \tag{14}$$

Voyons maintenant les réserves. La valeur de var Y_i donnée par la formule (9) peut être considérée comme approchée seulement si α ou β n'est pas trop petit. Ce n'est pas le cas pour nos données, où les valeurs de l'ordre de grandeur 1/100 sont en majorité. Dans ce dernier cas, var $(L\alpha)$ est infinie à cause des éventualités $n_i = 0$ figurant dans la distribution d'échantillonnage pour une valeur moyenne $\bar{n}$ petite.

Employer la formule (9) revient donc indirectement à remplacer la valeur d'échantillonnage zéro par une valeur fictive. Elle se trouve ici être de l'ordre de 0,007 pour une valeur moyenne $\bar{n} = 1$.

En fait, la décision à prendre est celle de pondérer ou de ne pas pondérer les Y. Si l'on veut pondérer, il faut éliminer non seulement toutes les valeurs i pour lesquelles l'un des n_i ou N_i est nul, mais encore toutes les valeurs α_i ou β_i suffisamment petites pour que leur distribution d'échantillonnage contienne des valeurs possibles nulles, c'est-à-dire dont la variance du logarithme serait infinie. Il faut donc ou bien négliger cette partie des informations, ou bien ne pas pondérer. La solution retenue, qui en est une troisième, nous a paru plus avantageuse, car elle conserve le maximum des données recueillies, tout en établissant une hiérarchie sensible entre les diverses valeurs Y_i observées.

Valeur des risques relatifs.

Les données numériques correspondantes figurent dans le tableau 3.

Les solutions h et k_j du système sont les logarithmes des divers coefficients H et K_j du modèle (1). Leur valeur numérique figure dans le tableau 3,celles de H et des K_j dans les tableaux 1 et 3.

La valeur H = 1,578 n'appelle aucun commentaire particulier.

La valeur $K_1 = 1,790$ indique que, toutes choses égales d'ailleurs, dans l'entreprise considérée, le risque d'accidents des "moins de 35 ans" est en moyenne de 1,79 si l'on prend égal à 1 le risque d'accidents des "plus de 35 ans", c'est-à-dire 80 % plus élevé.

La valeur $K_2 = 0,953$ n'est probablement pas significativement différente de 1 : les manœuvres et les non-manœuvres, toutes choses égales d'ailleurs, n'apparaissent guère plus exposés les uns que les autres, en moyenne. Cette répartition apparaît trop large pour apporter une information.

Tableau 3

Données numériques du système d'équations et valeurs numériques des divers coefficients de risque (modèle sans interaction)

h	k_1	k_2	k_3	k_4	k_5	k_6	k_7	$Y = \log n_i / N_i$
647,7	411,0	525,0	447,0	495,1	495,7	502,4	91,7	- 155,59
411,0	411,0	329,4	322,5	264,6	355,8	330,7	59,5	- 64,45
525,0	329,4	525,0	351,7	422,6	408,4	410,2	73,1	- 130,23
447,0	322,5	351,7	447,0	294,4	355,1	338,1	68,1	- 114,96
495,1	264,6	422,6	294,4	495,1	359,3	369,6	74,5	- 134,25
495,7	355,8	408,4	355,1	359,1	495,7	410,6	63,6	- 106,84
502,4	330,7	410,2	338,1	369,6	410,6	502,4	0	- 134,07
91,7	59,5	73,1	68,1	74,5	63,6	0	91,7	- 25,03

Solution du système

Logarithmes		Antilogarithmes	
Logarithmes	$h = -0,1869$	Antilogarithmes	$H = 1,538$
"	$k_1 = +0,2528$	"	$K_1 = 1,790$
"	$k_2 = -0,0217$	"	$K_2 = 0,953$
"	$k_3 = -0,1887$	"	$K_3 = 0,648$
"	$k_4 = -0,1177$	"	$K_4 = 0,763$
"	$k_5 = +0,1007$	"	$K_5 = 1,259$
"	$k_6 = -0,4695$	"	$K_6 = 0,339$
"	$k_7 = -0,4466$	"	$K_7 = 0,358$

La valeur $K_3 = 0,648$ indique que, toutes choses égales d'ailleurs, les sujets ayant eu antérieurement deux accidents ou plus sont plus exposés à un nouvel accident que les sujets n'ayant eu antérieurement que 0 ou 1 accident. Le rapport des risques est de 0,648 à 1, soit encore de 1 à 1,54.

La valeur $K_4 = 0,763$ montre que, toutes choses égales d'ailleurs, les sujets ayant moins d'un an d'ancienneté dans l'entreprise sont un peu plus exposés, en moyenne, que les sujets travaillant dans l'entreprise depuis plus d'un an (1/0,763 = 1,31).

Risque "alcoolisme chronique" et risque "alcoolémique".

Nous entrons maintenant dans le domaine de l'alcool. La valeur $K_5 = 1,259$ indique que les sujets présentant les degrés 1, 2 ou 3 d'alcoolisme chronique sont moins exposés, en moyenne, que les sujets noté au degré zéro (1). Le rapport est de 1 à 1,259, soit 21 % en moins. Ce résultat n'est paradoxal qu'en apparence. D'une part, en effet, les alcooliques graves figurant dans ce groupe ne sont guère laissés à des postes présentant des risques manifestes d'accidents et, d'autre part, les alcooliques chroniques ont peut-être tendance à adopter un comportement, que l'on pourrait appeler, de sécurité.

Les valeurs $K_6 = 0,339$ et $K_7 = 0,358$, qui ne diffèrent peut-être pas significativement montrent que, toutes choses égales d'ailleurs, signes d'alcoolisation chronique, âge, nombre d'accidents antérieurs, etc., si les sujets dont l'alcoolémie est inférieure à 0,05 courent un risque moyen égal à 1, ceux dont l'alcoolémie est comprise entre 0,05 et 0,25 courent un risque moyen égal à 1,06 et ceux dont l'alcoolémie est supérieure à 0,25 un risque

---

(1) Degré zéro 68,5 % des témoins ; degré un 18,9 % ; degrés deux et trois 12,6 %.

moyen de 2,95 (progression 0,339 - 0,358 - 1). En d'autres termes là où, à effectifs égaux et toutes choses égales d'ailleurs, le premier groupe déléguera 100 accidentés, le second en déléguera 106 et le troisième à peu près 300. Ajoutons que le risque "alcoolémique" 2,95 correspond à l'alcoolémie moyenne de la classe d'alcoolémies "0,25 et plus", lequel dans l'enquête se situe à 0,75 ‰ (0,755 pour les témoins et 0,744 pour les accidentés).

Test de l'adéquation du modèle.

Si l'on applique les coefficients de risque trouvés on aboutit à des valeurs Y estimées différentes de celles observées. Il faut donc comparer l'importance de ces écarts à celle des erreurs avec laquelle sont connues les données Y. Si ces écarts sont supérieurs à la marge d'erreur, c'est que le modèle proposé est statistiquement inadéquat.

Chaque valeur Y_i est accompagnée d'une estimation de son erreur-type σ_i, égale à la racine carrée de var Y donnée par la formule (9). L'ajustement du modèle (3) s'est effectué en pondérant par des poids :

$$c_i = 1/\sigma_i \tag{15}$$

avec

$$w_i = c_i^2 = 1/\sigma_i^2 \tag{16}$$

les écarts dont la somme Q des carrés était à minimiser.

La difficulté introduite par les poids peut être tournée en substituant à la variable Y de variance inégale une variable Z de variance constante, définie par :

$$Y_i = Z_i \sigma_i \tag{17}$$

ou encore

$$Z_i = c_i Y_i \tag{18}$$

la variance de Z étant ainsi égale à l'unité.

Le modèle auxiliaire a pour forme :

$$\hat{Z}_i = hc_i + kX_i c_i = c_i \hat{Y}_i \tag{19}$$

en posant

$$kX_i = k_1 X_{1i} + \ldots\ldots + k_7 X_{7i} \tag{20}$$

Pondérer revient à introduire le poids c comme variable supplémentaire et à substituer à la variable X_i la variable. :

$$U_i = c_i X_i \tag{21}$$

La variance résiduelle est à p - 8 degrés de liberté, et son numérateur est la valeur Q_0 de la somme Q minimisée au début :

$$Q = \Sigma\, (hc_i + kU_i - Z_i)^2 = \Sigma\, w_i (h + kX_i - Y_i)^2 \tag{22}$$

Le modèle (3) ne sera pas en désaccord avec les observations, si cette variance résiduelle est de l'ordre de l'unité. On trouve ici Q/(47-8) = 33,08/39 = = 0,85. Il n'y a donc pas désaccord.

Si la variance individuelle avait été supérieure à l'unité et qu'on désire tester la différence, on pourrait considérer que la quantité Q_0/σ^2 est approximativement distribuée comme un χ^2 à 39 ddl, c'est-à-dire ici la quantité Q_0, puisque $\sigma^2 = 1$.

Pour être rigoureux, ce test demande que les observations Z soient extraites d'une population normale et que σ^2 soit bien égal à 1. Ce n'est pas le cas ici, mais la différence pratique n'est pas telle que l'indication donnée par la quantité χ^2 soit sans intérêt.

Nombre d'accidents imputable au risque "alcoolémique"

La valeur des coefficients K_6 et K_7 permet d'estimer le nombre d'accidents dus aux alcoolémies supérieures à 0,05 g ‰, toutes choses égales d'ailleurs.

Les 207 accidents survenus dans la population considérée se répartissent en 146 accidents avec alcoolémie inférieure à 0,05 ; 32 avec alcoolémie allant de 0,05 à 0,25 ; 29 avec une alcoolémie supérieure à 0,25.

Si toutes les alcoolémies avaient été inférieures à 0,05, on aurait observé non pas 32 accidents pour le deuxième groupe, mais 32/1,06 = 30 accidents, soit 2 accidents en moins, et pour le troisième groupe, non pas 29 accidents, mais 29/2,95 = 10 accidents, soit 19 en moins.

Le nombre d'accidents imputables aux alcoolémies supérieures à 0,05 est donc de 2 + 19 = 21, soit 21/207 = 10,1 % d'accidents enregistrés. En d'autres termes, la proportion dont, dans cette entreprise, le nombre d'accidents a été augmenté du fait des alcoolémies supérieures à 0,05 est de 21/(207 - 21) = 21/186 = 11,3 %. On retrouve pratiquement les résultats de la première estimation.

Introduction d'une interaction.

A la suite des calculs précédents, un modèle a été essayé avec une interaction entre le caractère "alcoolisation chronique" et le caractère "alcoolémie". La forme (3) est devenue :

$$Y = h + k_1X_1 + k_2'X_2' + k_3X_3 + \ldots\ldots + k_7X_7 \qquad \text{(3 bis)}$$

Pour modifier au minimum les calculs, la variable X_2 relative à la catégorie professionnelle et qui n'avait conduit à aucun résultat, a été remplacée par une variable d'état X_2' d'interaction, prenant la valeur 1 pour les sujets présentant, à la fois, le degré 1, 2 ou 3 d'alcoolisme chronique ($X_5 = 0$) et une alcoolémie supérieure à 0,25 ($X_6 = X_7 = 0$). $X_2' = 0$ pour les autres cas.

Bien qu'il y ait eu très peu de sujets relevant de $X_2' = 1$, le calcul a été toutefois effectué et a conduit aux valeurs suivantes des coefficients multiplicatifs :

H = 0,878 au lieu de 1,538
K_1 = 1,780 - 1,790 (âge inférieur à 35 ans) ;
K_3 = 0,819 - 0,648 (0 ou 1 accident antérieur) ;
K_4 = 0,754 - 0,763 (plus d'un an d'ancienneté) ;
K_5 = 1,429 - 1,259 (degré zéro d'alcoolisme chronique);
K_6 = 0,528 - 0,339 (alcoolémie inférieure à 0,05) ;
K_7 = 0,574 - 0,358 (alcoolémie entre 0,05 et 0,25) ;
K_2' = 2,32 (interaction : alcoolémie supérieure à 0,25 et degré 1, 2 ou 3 d'alcoolisme chronique).

Tableau 4

Comparaison des risques relatifs, selon l'alcoolémie et le nombre de signes d'alcoolisme chronique : calcul avec et sans interaction

Nombre de signes d'alcoolisation chronique	Alcoolémie		
	< 0,05	0,05 à 0,24	0,25 et +
	1°) Pas d'interaction		
0	1,538 × 1,259 × 0,339 = 0,66	1,538 × 1,259 × 0,358 = 0,69	1,538 × 1,259 × 1 = 1,94
1,2 ou 3	1,538 × 1 × 0,339 = 0,52	1,538 × 1 × 0,358 = 0,55	1,538 × 1 × 1 = 1,54
	2°) Interaction K'_2		
0	0,878 × 1,429 × 0,528 = 0,66	0,878 × 1,429 × 0,574 = 0,72	0,878 × 1,429 × 1 = 1,26
1,2 ou 3	0,878 × 1 × 0,528 = 0,46	0,878 × 1 × 0,574 = 0,50	0,878 × 1 × 1 × 2,32 = 2,04

Le résultat des diverses combinaisons de risques relatifs, sans et avec interaction, est donné dans le tableau 4 pour l'association "degré d'alcoolisme chronique" et "alcoolémie". Les coefficients K_1, K_3, K_4 étant peu différents dans les deux cas, les diverses combinaisons entre K_5, K_6, K_7 ont été multipliées par le coefficient général H pour avoir des résultats comparables.

Le coefficient 2,32, trouvé pour l'interaction donnerait à penser que le risque d'accident est beaucoup plus grand qu'attendu chez les alcooliques chroniques présentant des alcoolémies supérieures à 0,25. En fait, on ne saurait conclure, car l'alcoolémie moyenne de l'ensemble des sujets (accidents + témoins) ayant une alcoolémie supérieure à 0,25 est de 0,75, les deux groupes composant cet ensemble, le premier, celui des sujets de degré zéro, a une alcoolémie moyenne de 75,20/106 = 0,709 et le second, celui des sujets de degré 1, 2 ou 3 signes, une alcoolémie moyenne de 31,35/35 = 0,871. La différence n'est pas grande, mais comme c'est le logarithme du risque relatif qui est proportionnel à l'alcoolémie, le coefficient d'interaction obtenu peut fort bien refléter, pour une bonne part, la simple différence cachée d'alcoolémies. Nous en resterons là, les effectifs étant insuffisants pour une analyse plus raffinée.

Conclusion.

Une enquête a été menée pour estimer l'augmentation de la fréquence des accidents liée au risque "alcoolémique" dans une entreprise métallurgique de l'Est de la France.

En dehors du fait que seule la tranche horaire 10 à 12 heures a été étudiée ici - ce qui conduit probablement à une proportion minimale - les résultats obtenus ne couvrent pas la totalité des accidents du travail imputables au facteur alcool. L'enquête a laissé de côté en effet les accidents causés par un facteur alcoolisé, mais dont les victimes n'étaient pas alcoolisées. Elle a également laissé de côté les accidents survenus sur le trajet de travail, où le facteur alcool intervient davantage qu'à l'intérieur d'une entreprise. Le résultat obtenu est donc partiel et relatif au risque "alcoolémique" à l'intérieur de l'entreprise, tel qu'il a été défini au début.

Un premier calcul reposant sur la simple comparaison des proportions des alcoolémies supérieures à 0,05 g parmi les accidentés et dans un groupe témoin, conduit à estimer à 10 % l'augmentation des accidents.

Un second calcul dont la technique a été présentée ici (rapports d'effectifs mis en régression pondérée sur variables d'état) conduit à une augmentation de 11 %. Cette seconde estimation tient compte des influences possibles de certains autres facteurs, influences ayant pu s'exercer simultanément dans la genèse des accidents, d'une façon non indépendante de celle du facteur alcoolémie.

La similitude des pourcentages obtenus montre que les influences des autres facteurs sur la distribution des alcoolémies dans les deux groupes étudiés se sont sensiblement annulées pour l'enquête considérée, et que la négligence de ces autres facteurs n'a pas introduit de biais dans l'estimation du pourcentage effectuée d'après la seule considération des proportions d'alcoolémies (1). Mais il peut ne pas en être toujours ainsi et la méthode indiquée pour la deuxième estimation doit conduire à un pourcentage plus approché.

Les premiers résultats d'enquête analogues menées dans d'autres entreprises paraissent donner des pourcentages d'augmentation plutôt supérieurs à 11 %. Les différences de résultat peuvent provenir d'une différence entre l'alcoolisation moyenne du personnel, laquelle peut varier selon la région notamment, et aussi des risques moyens encourus par ce personnel, variables d'une entreprise à l'autre. Pour aboutir à une estimation générale pour l'ensemble du pays, ces enquêtes doivent donc être multipliées.

Cette multiplication se justifie par le nombre élevé d'accidents du travail déclarés (2) 2 230 000 en 1957 (3), et par les dépenses correspondantes : pour le seul régime général de la Sécurité Sociale, 111 milliards de francs pour 1957 et 131 pour 1958. Même en faisant la part de frais vraiment fixes, qui resteraient, par définition, inchangés lors d'une réduction du nombre des accidents, l'incidence de l'alcoolisation excessive d'une fraction trop grande de la population sur le nombre des accidents et sur le budget de la Sécurité Sociale ne semble pas négligeable dans un compte économique national.

---

(1) Indiquons sans plus de détail qu'un facteur négligé ici pourrait fausser complètement les estimations, c'est l'heure du prélèvement sanguin. Les alcoolémies diminuent en effet, de 0,15 g en moyenne par heure écoulée. La distribution des heures doit donc être sensiblement la même dans le groupe témoin et dans le groupe des accidentés. S'il n'en est pas ainsi, une correction peut et doit être portée.

(2) L'enquête analysée ici comprend tous les accidents survenus, ayant ou non donné lieu à déclaration. Le calcul devra être repris pour les seuls accidents déclarés à la Sécurité Sociale, au cas où le pourcentage serait différent pour cette fraction des accidents.

(3) "Rapport sur l'application de la législation de la Sécurité Sociale" (Statistiques du 1er Janvier 1956 au 31 Décembre 1958) - J.O. du 24-12-1959, p. 140.