

JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ STATISTIQUE DE PARIS

PAUL DAMIANI

HÉLÈNE MASSÉ

MAURICE AUBENQUE

Étude des distributions de consommation de tabac et d'alcool

Journal de la société statistique de Paris, tome 124, n° 2 (1983), p. 119-128

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1983__124_2_119_0

© Société de statistique de Paris, 1983, 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/>

ÉTUDE DES DISTRIBUTIONS DE CONSOMMATION DE TABAC ET D'ALCOOL

Paul DAMIANI (I.N.S.E.E.), Hélène MASSÉ (I.N.S.E.R.M.), Maurice AUBENQUE (I.N.S.E.E.) ⁽¹⁾

Dans cet article, les auteurs ont étudié les distributions départementales de la consommation de tabac et de la proportion de mortalité par alcoolisme suivant le sexe, pour le groupe d'âge 45-64 ans. Ils ont trouvé que ces distributions étaient la somme de deux distributions log-normales. Ils en ont déduit qu'on pouvait décomposer la population en deux groupes pour chacun desquels les distributions de la consommation de tabac et d'alcool étaient log-normales. Ils ont fait l'hypothèse qu'un de ces groupes correspondait à la consommation par habitude et l'autre à une prédisposition endogène.

In this paper, the authors analyse the distributions by French "département" of tobacco consumption and proportion of alcoholism in mortality according to sex and 45-64 years age-group. They find that they are sum of two log-normal distributions. They infer that population can be decomposed into two sets such that, for each of them, tobacco and alcohol consumption distributions are log-normal. They suppose that consumption is normal for one set and an endogenous predisposition for the other.

INTRODUCTION

A partir des statistiques générales dont on dispose, on peut évaluer les consommations de tabac et d'alcool par département. On a essayé, dans cette étude, d'analyser ces données en ajustant sur ces distributions départementales des lois de probabilité connues.

On en a déduit les distributions de la population suivant ces mêmes consommations.

On a tenté d'expliquer les résultats obtenus en faisant des hypothèses sur le comportement de la population vis-à-vis de la consommation de tabac et d'alcool.

DONNÉES DE BASE

1. Tabac

Les statistiques de base sont les ventes départementales de tabac suivant la catégorie en 1969, établies par le Service d'exploitation industrielle des tabacs et allumettes (S.E.I.T.A.) [1]. A partir de ces données, on a calculé, les ventes moyennes en hectogrammes par habitant, par département. On a assimilé ces ventes à la consommation du département correspondant, après avoir rectifié les données de certains départements pour tenir compte des ventes à des personnes de passage (touristes notamment). Ces rectifications sont faites en comparant les départements où les ventes sont anormalement élevées avec les départements de même composition urbaine et proches géographiquement.

Ces données fournissent la consommation générale d'ensemble par habitant.

⁽¹⁾ Institut national de la statistique et des études économiques (I.N.S.E.E.), 18, boulevard Pinard, 75675 Paris Cedex 14.
Institut national de la santé et de la recherche médicale (I.N.S.E.R.M.), 101, rue de Tolbiac, 75654 Paris Cedex 13.

On évalue les consommations de tabac par habitant suivant le sexe et l'âge, en utilisant les résultats d'une étude de P. Damiani et H. Massé [2] qui fournissent les consommations relatives par sexe et par âge par rapport à la consommation générale (voir annexe 1).

2. Alcool

Les données disponibles permettent seulement d'estimer la consommation annuelle d'alcool pur pour la France entière.

On peut évaluer la consommation d'alcool pur par département à partir des statistiques de mortalité par alcoolisme, en utilisant une méthode proposée par P. Damiani et H. Massé dans une autre étude [3].

Les données de base sont les statistiques des décès dus à l'alcoolisme et à la psychose alcoolique pour la période 1968-1970 (numéros 291 et 303 de la Classification internationale, révision 1965) [4]. On a utilisé les décès, par sexe, du groupe d'âge 45-64 ans, après avoir corrigé les statistiques pour tenir compte des causes de décès non spécifiées suivant une méthode inaugurée par Breil à l'I.N.S.E.E. [5], et exposée par Ledermann [6]. A partir des données ainsi rectifiées, on calcule la proportion des décès par alcoolisme par rapport à l'ensemble des décès, par département, suivant le sexe, pour le groupe d'âge considéré. On est amené à corriger les proportions de certains départements jugées aberrantes, par comparaison avec les valeurs d'autres départements de même composition urbaine et proches géographiquement.

On admet que pour un département j donné, par sexe et par groupe d'âge, le taux de mortalité par alcoolisme rapporté au nombre d'alcooliques est proportionnel au taux de mortalité générale (¹). On suppose, de plus, que le nombre d'alcooliques par habitant est proportionnel à la consommation cumulée d'alcool, c'est-à-dire à la somme des quantités d'alcool consommées avant l'âge considéré. On en déduit que la consommation d'alcool pur par habitant w_j est proportionnelle à la proportion x_j des décès par alcoolisme par rapport à l'ensemble des décès :

$$x_j = kw_j \quad (1)$$

où k est un coefficient dépendant du sexe et du groupe d'âge et indépendant du département.

La valeur de k se calcule à partir des données pour la France entière. On trouve, pour le groupe d'âge 45-64 ans, $k = 0,18$ quel que soit le sexe, quand la proportion de décès par alcoolisme est exprimée en pour cent et la consommation d'alcool en litres.

Les démonstrations de ces résultats figurent dans l'annexe 2.

AJUSTEMENT DES DISTRIBUTIONS DÉPARTEMENTALES

Méthode

On dispose pour 95 départements de données sur les trois variables suivantes : consommation de tabac par habitant, proportion des décès par alcoolisme, suivant le sexe, pour le groupe d'âge 45-64 ans.

L'ajustement de lois de probabilités simples sur les distributions de ces données n'est pas jugé satisfaisant.

1. Dans le modèle considéré, on n'a pas tenu compte de la mortalité par cirrhose du foie dont une partie importante est due à l'alcoolisme. La prise en compte de cette dernière mortalité nécessiterait la construction d'un autre modèle.

On obtient un meilleur résultat en considérant que chacune de ces distributions est la somme de deux distributions log-normales. Plus précisément, si on prend comme nouvelles variables les logarithmes des variables précédentes, les distributions observées sont la somme de deux distributions normales.

L'ajustement se fait par approximation successives (voir annexe 3).

Résultats

Les résultats obtenus figurent dans le tableau 1 pour la consommation de tabac et dans le tableau 2 pour la proportion des décès par alcoolisme suivant le sexe. Ces tableaux fournissent les fréquences de la distribution observée et des distributions ajustées ainsi que les valeurs de la moyenne et de l'écart-type (voir annexe 4).

La distribution ajustée est la somme de deux distributions log-normales D_1 et D_2 , de moyennes \bar{x}_1 et \bar{x}_2 (avec $\bar{x}_1 < \bar{x}_2$) et d'écart-types s_1 et s_2 .

Pour la consommation annuelle de tabac, les distributions D_1 et D_2 représentent chacune 50 % de l'ensemble. Les moyennes sont peu différentes :

$$\bar{x}_1 = 13,04, \bar{x}_2 = 13,75 \text{ hectogrammes par habitant.}$$

Pour les proportions de décès par alcoolisme, les distributions D_1 et D_2 représentent respectivement 30 et 70 % de l'ensemble pour le sexe masculin, alors que ces proportions sont de 70 et 30 % pour le sexe féminin. Les moyennes de ces distributions sont en pour cent :

— pour le sexe masculin : $\bar{x}_1 = 2,25, \bar{x}_2 = 2,96$

— pour le sexe féminin : $\bar{x}_1 = 1,17, \bar{x}_2 = 1,36$

TABLEAU 1

Distribution des fréquences des consommations annuelles départementales de tabac par habitant

Consommation annuelle de tabac par habitant en hg	Fréquences			
	Distribution observée	Distributions ajustées		
		D ₁	D ₂	Ensemble
Moins de 10	0,021	0,009	0,020	0,029
10-10,9	0,053	0,043	0,048	0,091
11-11,9	0,095	0,102	0,086	0,188
12-12,9	0,253	0,136	0,106	0,242
13-13,9	0,211	0,112	0,096	0,208
14-14,9	0,211	0,062	0,069	0,131
15-15,9	0,105	0,026	0,040	0,066
16-16,9	0,041	0,008	0,020	0,028
17 et plus	0,010	0,002	0,015	0,017
Ensemble	1,000	0,500	0,500	1,000
Moyenne	13,41	13,04	13,75	13,39
Écart-type	1,62	1,90	1,02	1,08

TABLEAU 2

Distribution des fréquences des proportions départementales de décès par alcoolisme suivant le sexe, pour le groupe d'âge 45-64 ans

Proportion de décès par alcoolisme (en pour cent)	Fréquences			
	Distribution observée	Distributions ajustées		
		D ₁	D ₂	Ensemble
<i>Sexe masculin</i>				
Moins de 1	0,011	0,005	0,001	0,006
1,0-1,4	0,053	0,045	0,018	0,063
1,5-1,9	0,189	0,081	0,085	0,166
2,0-2,4	0,189	0,074	0,149	0,223
2,5-2,9	0,210	0,047	0,154	0,201
3,0-3,4	0,137	0,025	0,120	0,145
3,5-3,9	0,137	0,012	0,078	0,090
4,0-4,4	0,053	0,006	0,045	0,051
4,5 et plus	0,021	0,005	0,050	0,055
Ensemble	1,000	0,300	0,700	1,000
Moyenne	2,69	2,25	2,96	2,72
Écart-type	0,88	0,82	0,98	0,92
<i>Sexe féminin</i>				
Moins de 0,4	0,032	0,013	0,001	0,014
0,4-0,7	0,221	0,182	0,040	0,222
0,8-1,1	0,316	0,236	0,097	0,333
1,2-1,5	0,211	0,144	0,080	0,224
1,6-1,9	0,126	0,069	0,045	0,114
2,0-2,3	0,042	0,031	0,021	0,052
2,4-2,7	0,032	0,014	0,008	0,022
2,8-3,1	0,010	0,006	0,006	0,012
3,2 et plus	0,010	0,005	0,002	0,007
Ensemble	1,000	0,700	0,300	1,000
Moyenne	1,22	1,17	1,36	1,22
Écart-type	0,60	0,57	0,58	0,57

En utilisant la relation (1), on obtient les distributions départementales de consommation d'alcool par sexe. Si on calcule les consommations annuelles moyennes d'alcool des deux distributions D_1 et D_2 , on trouve, en litres d'alcool pur :

— pour le sexe masculin : $\bar{w}_1 = 12,5$, $\bar{w}_2 = 16,4$

— pour le sexe féminin : $\bar{w}_1 = 6,5$, $\bar{w}_2 = 7,6$

Dans les graphiques 1 et 2, on a représenté les distributions D_1 et D_2 pour la consommation de tabac et les proportions de décès par alcoolisme suivant le sexe. On notera que pour les proportions de décès, l'échelle des fréquences correspond pour les deux sexes, à des intervalles de variation de proportion de mortalité égaux à 0,5 %.

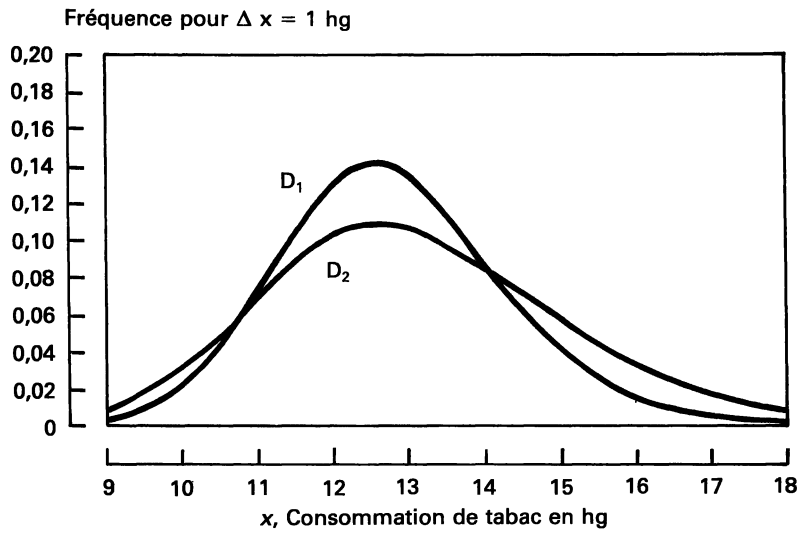
APPLICATIONS

1. Distribution de la consommation dans la population

Les valeurs départementales des logarithmes des consommations sont approximativement les moyennes des logarithmes des consommations des habitants du département. On a trouvé que la distribution de ces valeurs était la somme de deux lois normales. Il semble possible d'en déduire que la distribution des logarithmes des consommations des individus est également la somme de deux lois normales de même importance relative et de mêmes moyennes que celles trouvées pour les distributions départe-

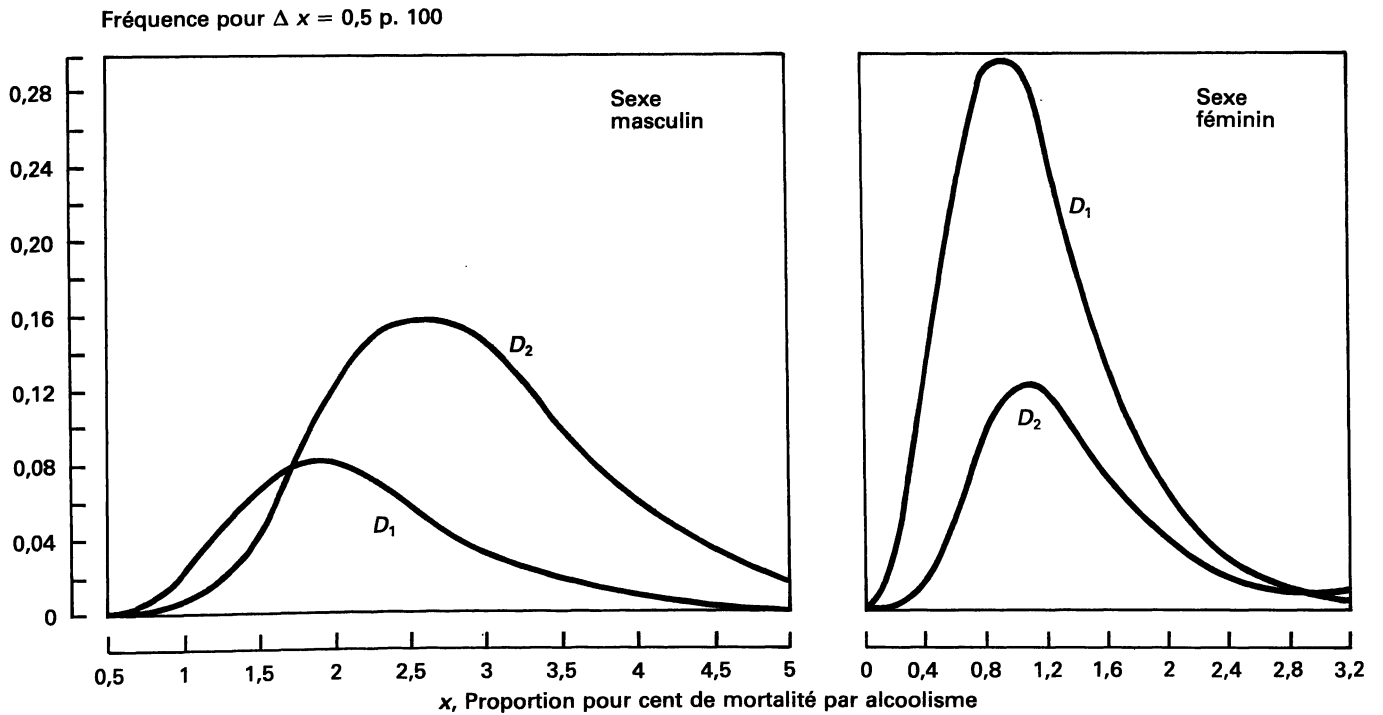
GRAPHIQUE 1

Distribution des consommations départementales annuelles de tabac par habitant



GRAPHIQUE 2

Distribution des proportions départementales de mortalité par alcoolisme, par sexe, pour le groupe d'âge 45-64 ans



mentales; on pourrait, de plus, en évaluer les écarts-type si les valeurs départementales étaient des variables indépendantes.

Autrement dit, on peut admettre que la population totale se décompose en deux populations P_1 et P_2 , pour chacune desquelles la distribution des consommations de tabac et d'alcool suit une loi log-normale. La répartition des effectifs de ces populations par rapport à la population totale, ainsi que les moyennes de ces distributions sont celles trouvées précédemment.

Comparaison avec les résultats d'une autre étude

Il convient de signaler que S. Ledermann, dans son ouvrage sur l'alcoolisme [7] avait ajusté une loi log-normale unique sur les données de consommation d'alcool provenant d'enquêtes réalisées en France et dans divers pays.

2. Distribution de la consommation par département et par région

Les variations de consommation moyenne par département et par région peuvent s'expliquer par des différences dans l'importance relative et dans les moyennes de consommation des deux populations qui composent la population totale du département ou de la région.

Pour évaluer ces caractéristiques, on admet qu'il existe une liaison entre l'importance relative des populations composantes et les consommations. Connaissant la consommation moyenne d'un département ou d'une région, on en déduit les valeurs des autres caractéristiques par extrapolation à partir des données disponibles pour la France entière (voir annexe 5).

On a appliqué cette méthode au cas de la consommation d'alcool pour la Bretagne et le Languedoc-Roussillon, qui sont deux régions où les consommations ont des valeurs extrêmes, respectivement supérieure et inférieure à la moyenne. On trouve les résultats suivants pour les proportions, par rapport à la population totale, des populations P_1 et P_2 :

- Bretagne : 5 et 95 % pour le sexe masculin, 30 et 70 % pour le sexe féminin;
- Languedoc-Roussillon : 55 et 45 % pour le sexe masculin, 95 et 5 % pour le sexe féminin.

Les consommations d'alcool par habitant des populations P_1 et P_2 s'obtiennent, pour ces régions, en multipliant les valeurs correspondantes de la France entière, par les coefficients suivants :

- Bretagne : 1,74 pour le sexe masculin; 2,20 pour le sexe féminin;
- Languedoc-Roussillon : 0,63 pour le sexe masculin, 0,62 pour le sexe féminin.

Compte tenu des incertitudes sur les données départementales et régionales et des approximations de la méthode, les résultats obtenus doivent être considérés comme des ordres de grandeur des vraies valeurs.

INTERPRÉTATION DES RÉSULTATS

On notera, tout d'abord, que M. Aubenque et P. Damiani avaient déjà rencontré une telle décomposition d'une distribution en deux lois dans une étude portant sur le poids des mort-nés de la région parisienne de 1961 à 1970 [8].

Ils avaient constaté que les « vrais mort-nés » se divisaient en deux populations, telles que la distribution des poids était normale pour l'une et log-normale pour l'autre; la population correspondant à la distribution log-normale avait un poids moyen supérieur et son importance dans la population totale croissait avec la durée de gestation. Ils avaient trouvé, également, que cette décomposition, se retrouvait pour les « faux mort-nés », c'est-à-dire les enfants nés vivants, mais morts avant la déclaration à l'état civil, mais cette fois la distribution log-normale avait un poids moyen inférieur et son importance décroissait quand la durée de gestation augmentait.

Ils avaient interprété ces résultats, en supposant que, pour les vrais et faux mort-nés, la population de loi log-normale correspondait aux enfants dont la mortalité est liée à l'accouchement.

On peut interpréter ainsi les résultats obtenus dans cette étude : on peut considérer que la distinction des deux fractions P_1 et P_2 selon lesquelles on a pu dissocier les populations de personnes usant de tabac et d'alcool correspond à deux types d'attitude. La population P_1 correspond à la tendance « consommation par habitude » consécutive aux circonstances, au milieu socio-culturel..., la population P_2 correspond à la tendance « prédisposition endogène ». Cette discrimination représente plutôt les composantes, plus ou moins prédominantes d'un ensemble déterminant l'alcoolisme ou le tabagisme, ces deux abus de consommation étant d'ailleurs très souvent coexistants chez la même personne.

CONCLUSION

Cette étude montre l'intérêt que peuvent présenter des statistiques générales étudiées à l'aide de modèles.

Elle a permis d'analyser la structure de la population vis-à-vis de la consommation de tabac ou d'alcool; elle a montré l'existence de deux populations pour chacune desquelles la distribution des consommations suit une loi log-normale. Une explication a ensuite été donnée sur les différences de comportement de ces deux populations. Si cette explication est acceptable, on a ainsi mesuré la part de « l'acquis exogène » et la part de la « prédisposition endogène » dans une population affectée d'une consommation excessive de tabac ou d'alcool.

ANNEXE

1. CONSOMMATION DE TABAC PAR SEXE ET PAR GROUPE D'ÂGE

D'après une étude de P. Damiani et H. Massé [2], les consommations relatives de tabac par sexe et par groupe d'âge rapportées à la consommation générale par habitant sont données dans le tableau suivant :

TABLEAU 4
*Consommation relative de tabac par habitant
suivant le sexe et l'âge en 1969*

Groupe d'âge en années	Sexe masculin	Sexe féminin
15-44	2,16	0,42
45-64	2,77	0,61
65-74	1,91	0,48
75 et plus	0,81	0,15

La consommation annuelle pour l'ensemble des âges et des sexes est de 13,4 hectogrammes par habitant.

2. LIAISON ENTRE LA MORTALITÉ PAR ALCOOLISME ET LA CONSOMMATION D'ALCOOL

On reprend la méthode proposée dans une étude de P. Damiani et H. Massé [3].

On définit les quantités suivantes, pour un sexe et un groupe d'âge donnés et pour le département j :

$m_j^{(1)}$, m_j taux de mortalité par alcoolisme et taux de mortalité générale,
 x_j , proportion des décès dus à l'alcoolisme par rapport au total des décès,

n_j , nombre d'alcooliques par habitant,

w_j, W_j consommation d'alcool par habitant annuelle et cumulée.

La consommation cumulée W_j représente la somme des quantités d'alcool consommées avant l'âge moyen du groupe d'âge considéré. On peut écrire :

$$W_j = w_j \Delta t$$

où Δt représente la période en années de consommation d'alcool, indépendante du département.

On suppose que le nombre d'alcooliques par habitant est proportionnel à la consommation cumulée d'alcool par habitant :

$$n_j = cW_j$$

On admet, de plus, que le taux de mortalité des alcooliques, qui a pour expression $m_j^{(1)}/n_j$ est proportionnel au taux de mortalité générale :

$$\frac{m_j^{(1)}}{n_j} = \gamma m_j$$

On en déduit la relation :

$$x_j = \frac{m_j^{(1)}}{m_j} = \gamma n_j = \gamma c \Delta t w_j$$

ou :

$$x_j = k w_j$$

On calcule k à partir des données pour la France entière.

D'après Malignac [9], la consommation annuelle d'alcool pur par habitant, pour l'ensemble de la population, est de 16 litres vers 1970.

D'après l'étude citée, les consommations relatives du groupe d'âge 45-64 ans par rapport à la consommation générale ont pour valeur : 0,93 pour le sexe masculin et 0,43 pour le sexe féminin.

On en déduit les valeurs de la consommation annuelle w de ce groupe d'âge par habitant, pour la France entière :

$$w = 16 \times 0,93 = 14,88 \text{ litres pour le sexe masculin,}$$

$$w = 16 \times 0,43 = 6,88 \text{ litres pour le sexe féminin.}$$

D'autre part, les valeurs de la proportion x , en pour cent, des décès par alcoolisme pour la France entière sont : $x = 2,69$ pour le sexe masculin et $x = 1,22$ pour le sexe féminin.

On trouve que les valeurs de k sont approximativement égales, quel que soit le sexe. On prend $k = 0,18$, en exprimant les proportions de décès par alcoolisme en pour cent et la consommation d'alcool en litres.

3. MÉTHODE D'AJUSTEMENT

Pour ajuster les distributions, on utilise la méthode de la droite de Henri, en fonction des logarithmes des variables étudiées.

On se donne l'effectif N_1 de la première distribution et on suppose que les effectifs des classes correspondant aux valeurs les plus faibles de x appartiennent à cette distribution. On construit la droite de Henri correspondante et on en déduit des estimations des fréquences des autres classes.

Par différence avec les fréquences de la distribution observée, on obtient des évaluations des fréquences de la deuxième distribution. Sur ces valeurs, on trace une deuxième droite de Henri à partir de laquelle on calcule les fréquences ajustées de cette distribution.

On compare par la méthode du chi deux, la distribution observée avec la somme des fréquences des deux distributions ajustées.

On essaie plusieurs valeurs de N_1 , on conserve celle pour laquelle la valeur du chi deux est minimale.

4. CALCUL DES CARACTÉRISTIQUES DE LA DISTRIBUTION LOG NORMALE

La variable aléatoire x suit une loi log-normale si la quantité :

$$z = a \operatorname{Log} (x - x_0) + b$$

suit une loi normale réduite.

Dans cette étude, $x_0 = 0$ et z s'écrit :

$$z = a \operatorname{Log} x + b = au + b$$

où a et b sont des paramètres et $u = \operatorname{Log} x$ représente le logarithme népérien de x .

Cette relation linéaire entre z et u représente l'équation de la droite de Henri. On peut écrire :

$$z = \frac{u - \bar{u}}{s_u}$$

d'où les valeurs de la moyenne et de l'écart type de u :

$$\bar{u} = -\frac{b}{a}, \quad s_u = \frac{1}{a}$$

On démontre que la moyenne et l'écart type de x ont pour expression :

$$\bar{x} = \exp \left\{ \frac{1}{2a^2} - \frac{b}{a} \right\}$$

$$s_x = \exp \left\{ \frac{1}{2a^2} - \frac{b}{a} + \frac{1}{2} \operatorname{Log} \left(e^{\frac{1}{a^2}} - 1 \right) \right\}$$

5. ÉVALUATION DES CARACTÉRISTIQUES DES DISTRIBUTIONS DÉPARTEMENTALES ET RÉGIONALES

On appelle u le logarithme népérien de la variable étudiée x , consommation de tabac ou proportion de la mortalité par alcoolisme. On adopte les notations suivantes, pour un sexe donné, pour la France entière :

$\bar{u}_1, \bar{u}_2, \bar{u}$ moyennes dans les populations P_1 et P_2 et dans l'ensemble; α_1, α_2 , proportions des populations P_1 et P_2 dans la population totale, avec : $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$

Pour le département ou la région j , on ajoute l'indice j , aux valeurs ci-dessus : $\bar{u}_{1j}, \bar{u}_{2j}, \bar{u}_j, \alpha_{1j}, \alpha_{2j}$, avec : $\alpha_{1j} + \alpha_{2j} = 1$

On a : $\bar{u} = \alpha_1 \bar{u}_1 + \alpha_2 \bar{u}_2$

$$\bar{u}_j = \alpha_{1j} \bar{u}_{1j} + \alpha_{2j} \bar{u}_{2j} \quad (1)$$

On admet qu'il existe une même liaison entre α_1 , par exemple, et \bar{u} , quel que soit le sexe. On suppose de plus qu'en première approximation cette liaison est linéaire. A partir des données, par sexe, pour la France entière, on peut construire la droite correspondante. Connaissant \bar{u}_j , on déduit de ce graphique une estimation de α_{1j} , pour le département ou la région j .

On admet qu'il existe également une liaison linéaire entre α_1 et chacune des moyennes \bar{u}_1 et \bar{u}_2 , quel que soit le sexe. Ayant déterminé α_{1j} précédemment, on en déduit des estimations de \bar{u}_{1j} et \bar{u}_{2j} . On ajuste les estimations ainsi faites pour que la relation (1) soit vérifiée.

RÉFÉRENCES

- [1] La consommation de tabac en France, 1969. SEITA, Paris.
- [2] DAMIANI Paul, MASSÉ Hélène. — Mortalité par cause et tabac : application d'un modèle de liaison et évaluation de la consommation de tabac par sexe et par âge. *Journal de la Société de statistique de Paris*, tome 121, n° 2, 1980, 81-89.
- [3] DAMIANI Paul, MASSÉ Hélène. — Mortalité par cause et alcool : application d'un modèle de liaison et évaluation de la consommation d'alcool par sexe et par âge. *Journal de la Société de statistique de Paris*, tome 122, n° 2, 1981, 99-106.
DAMIANI Paul, MASSÉ Hélène. — Liaison de la mortalité par cause avec l'ensemble des consommations de tabac et d'alcool. *Journal de la Société de statistique de Paris*, tome 122, n° 3, 1981, 174-181.
- [4] Statistique des causes médicales de décès. Volumes annuels. I.N.S.E.R.M.
- [5] BREIL Jean. — Statistique du mouvement de la population, 2° partie : les causes de décès. Année 1943, p. XI-XV, 1947.
- [6] LEDERMANN Sully. — La répartition des décès de cause indéterminée. *Revue de l'Institut International de Statistique*, 1-111, 1956, 47-57.
- [7] LEDERMANN Sully. — Alcool, alcoolisme, alcoolisation. *Travaux et documents*, n° 29, I.N.E.D., 1956.
- [8] AUBENQUE Maurice, DAMIANI Paul. — Données numériques sur la mortalité et le poids des mort-nés, *Biométrie humaine*. Paris, tome IX, 1974, 1-16.
- [9] MALIGNAC Georges. — L'alcoolisme. *Que sais-je?*, n° 634, 5° édition, 1975.