

PAUL DAMIANI

HÉLÈNE MASSÉ

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 statistique de Paris, tome 121, n° 2 (1980), p. 81-89

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1980__121_2_81_0

© Société de statistique de Paris, 1980, 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/>

MORTALITÉ PAR CAUSE ET TABAC :

application d'un modèle de liaison et évaluation de la consommation de tabac par sexe et par âge

Paul DAMIANI (I. N. S. E. E.) et Hélène MASSÉ (I. N. S. E. R. M.)

A partir de statistiques générales disponibles par région, on a appliqué un modèle de régression entre la mortalité par cause et la consommation de tabac. On a pu ainsi évaluer la consommation de tabac par âge et par sexe et mesurer l'importance de la liaison statistique existant entre la mortalité et cette consommation.

On the ground of the general statistics available for each region, a regression model between mortality by cause and tobacco consumption has been applied. It has thus been possible to evaluate tobacco consumption per age and per sex and to measure the importance of the statistical linkage between mortality and tobacco consumption.

Indem man von den allgemeinen Statistiken nach Regionen, die zur Verfügung stehen, ausgeht, hat man ein Regressionsmodell zwischen der Sterblichkeit nach Ursachen und der Konsumation von Tabak angewendet. Man konnte so die Konsumation des Tabaks nach Alter und Geschlecht abschätzen und so den Wert der statistischen Beziehung berechnen, die zwischen der Sterblichkeit und dem Tabakgebrauch besteht.

1 — INTRODUCTION

L'action néfaste du tabac sur la santé est bien connue et a été montrée de façon convaincante par des expériences de laboratoire ainsi que par des enquêtes dans les hôpitaux ou auprès de la population. On peut citer notamment, pour la France, les travaux de P. Denoix, A. Dufour, P. Freour, D. Schwartz, dans ce domaine.

Il est possible également de faire apparaître cette action à partir des statistiques générales sur la mortalité et sur la consommation de tabac. C'est l'objet de cette étude qui développe les résultats présentés dans des articles précédents : M. Aubenque (1960), P. Damiani (1965), Lucien Massé et autres (1974) [1].

On dispose, en France, de données régionales sur la mortalité par cause de décès suivant l'âge et le sexe ainsi que de données régionales sur la consommation générale de tabac. On suppose, qu'il existe, pour chaque cause et par sexe, un modèle général unique de régression entre la mortalité et la consommation de tabac par âge. On fait des hypothèses sur l'expression des coefficients de régression, en particulier pour le cancer de l'appareil respiratoire. On en déduit les consommations de tabac par sexe et par âge et on mesure l'intensité de ces liaisons et leurs conséquences sur la mortalité.

2 — DONNÉES DE BASE

2.1. *Mortalité par cause*

Les données de base sur la mortalité sont les statistiques des causes de décès par sexe et âge, pour la période 1968-1970, établies par l'Institut National de la Santé et de la Recherche Médicale (I. N. S. E. R. M.) [2]. On a utilisé les données régionales afin de pouvoir analyser des causes de décès pour lesquelles les décès sont peu nombreux à l'échelon départemental.

Les groupes d'âge étudiés sont les suivants : 15-44 ans, 45-64 ans, 65-74 ans, 75 ans et plus.

Les causes de décès retenues figurent dans le tableau 3. On n'a pas fait figurer les accidents et les suicides, causes pour lesquelles aucune liaison significative n'a été obtenue.

Enfin, on a étudié également la mortalité générale toutes causes.

Correction des données

Dans la statistique des causes de décès, il existe une proportion non négligeable de décès pour lesquels la cause n'est pas spécifiée : cause non déclarée, cause mal définie (mention de manifestations purement symptomatiques le plus souvent) et décès attribués à la sénilité (rubrique B 45 de la liste abrégée). Cette proportion atteint 8,2 % des décès en 1969 et varie d'une région à l'autre.

Pour corriger les statistiques des causes de décès des causes non spécifiées, on a utilisé une méthode inaugurée par Breil à l'I. N. S. E. E. et exposée par Ledermann [3]. On suppose que la proportion des décès d'une cause donnée dissimulés dans les décès de cause non spécifiée est constante quelle que soit la région, pour le groupe d'âge et le sexe considérés. Cette proportion est alors égale au coefficient de régression changé de signe de la proportion des décès observés de cette cause en fonction de la proportion des décès de cause non spécifiée, calculé à partir des données régionales. On rectifie les décès observés de la cause donnée en y ajoutant la proportion ainsi calculée des décès de cause non spécifiée attribuables à cette cause.

On calcule des taux régionaux de mortalité par cause, suivant le sexe et le groupe d'âge, en divisant les nombres corrigés de décès par la population correspondante. Ces taux sont calculés pour 100 000 habitants.

2.2. *Consommation de 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.) [4]. A partir de ces données, on a calculé les ventes moyennes en hectogrammes par habitant suivant la région. On a assimilé ces ventes à la consommation de la région correspondante, après avoir rectifié les données de certaines régions 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 des départements de même composition urbaine et proches géographiquement.

On notera qu'on ne dispose que de la consommation générale par habitant, pour l'ensemble des âges et des sexes.

3 — MÉTHODE

3.1. Notations

Les indices utilisés sont :

- s , pour le sexe ($s = 1$: sexe masculin, 2 : sexe féminin)
 i , pour le groupe d'âge ($i = 1$: 15-44 ans, 2 : 45-64 ans, 3 : 65-74 ans, 4 : 75 ans et plus)
 k , pour la cause de décès ($k = 0$ pour le cancer de l'appareil respiratoire; on ne met pas d'indice pour la mortalité générale).

Données générales

P_{st} , P , population du sexe s et du groupe d'âge i et population totale, en 1969,
 x_t , âge moyen en années du groupe d'âge i ,
 Δt_t , période en années de consommation de tabac avant l'âge x_t . On prend :

$$\Delta t_t = x_t - 20 - g$$

où g représente les années de guerre et de restriction.

En première approximation :

$$\Delta t_t = c \exp. \{ \gamma x_t \}$$

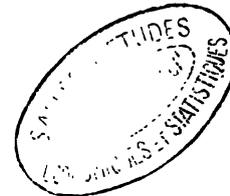
avec : $c = 3,5311$, $\gamma = 0,0347$

Mortalité

m_{st} , $m_{st}^{(k)}$, taux de mortalité générale et de la cause k pour 100 000, pour le sexe s et le groupe d'âge i (moyenne 1968-1970),

$y_{st}^{(k)}$, logarithme népérien du taux de mortalité :

$$y_{st}^{(k)} = \text{Log } m_{st}^{(k)}$$

*Consommation de tabac*

u_{st} , u , consommation annuelle de tabac, pour le sexe s et le groupe d'âge i et pour l'ensemble, en hg par habitant, en 1969.

$\theta_{st} = \frac{u_{st}}{u}$, consommation relative de tabac pour le sexe s et le groupe d'âge i .

On a la relation :

$$\sum_{s,i} \frac{P_{st}}{P} \theta_{st} = 1 \quad (1)$$

z_{st} , somme des quantités de tabac consommées ou consommation cumulée avant l'âge x_t , en hg par habitant.

On pose :

$$z_{st} = \Delta t_t u_{st} = \Delta t_t \theta_{st} u \quad (2)$$

3.2. *Modèle**Modèles simples de régression*

On constate qu'il est possible, pour la cause de décès k , d'établir un modèle simple de régression linéaire, par sexe et par groupe d'âge, entre $y_{st}^{(k)}$ et u :

$$y_{st}^{(k)} = a_{st}^{(k)} + b_{st}^{(k)} u \quad (3)$$

— Cancer de l'appareil respiratoire.

On admet que, dans le cas du cancer de l'appareil respiratoire, il existe un modèle unique de régression, indépendant du sexe et de l'âge, entre le logarithme du taux de mortalité $y_{st}^{(o)}$ et la consommation cumulée de tabac z_{st} :

$$y_{st}^{(o)} = a_{st}^{(o)} + b^{(o)} z_{st} \quad (4)$$

Compte tenu de (2), il vient :

$$y_{st}^{(o)} = a_{st}^{(o)} + b^{(o)} \Delta t_i \theta_{st} u$$

En comparant avec l'équation (3), on trouve :

$$b_{st}^{(o)} = b^{(o)} \Delta t_i \theta_{st} \quad (5)$$

— Autres causes de décès :

On constate que, pour une cause de décès k autre que le cancer de l'appareil respiratoire et pour un sexe donné, le rapport du coefficient de régression $b_{st}^{(k)}$ au coefficient relatif du cancer de l'appareil respiratoire $b_{st}^{(o)}$ suit une loi exponentielle, d'exposant négatif indépendant du sexe.

On a donc :

$$\frac{b_{st}^{(k)}}{b_{st}^{(o)}} = \frac{b_s^{(k)}}{b_s^{(o)}} \exp \{ -\lambda_k x_t \} \quad (6)$$

d'où :

$$b_{st}^{(k)} = b_s^{(k)} \exp \{ -\lambda_k x_t \} \Delta t_i \theta_{st} \quad (7)$$

Modèle général

On obtient, pour toutes les causes de décès, le modèle général suivant :

$$y_{st}^{(k)} = a_{st}^{(k)} + b_s^{(k)} \exp \{ -\lambda_k x_t \} z_{st} \quad (8)$$

Pour le cancer de l'appareil respiratoire, on a, en particulier :

$$b_s^{(o)} = b^{(o)} \quad \text{et} \quad \lambda_0 = 0$$

D'après ce modèle, le coefficient de régression entre le logarithme du taux de mortalité et la consommation cumulée de tabac par âge est constant pour le cancer de l'appareil respiratoire et décroît de façon exponentielle avec l'âge pour les autres causes. On peut expliquer cette différence de la façon suivante : pour le cancer de l'appareil respiratoire, la liaison avec la consommation de tabac est prépondérante, pour les autres causes elle coexiste avec d'autres facteurs dont la liaison plus importante croît avec l'âge.

3.3. Application

Si on différencie les formules (3) et (6), on obtient pour la cause k :

$$\Delta y_{st}^{(k)} = \frac{\Delta m_{st}^{(k)}}{m_{st}^{(k)}} = u \frac{b_{st}^{(k)}}{\theta_{st}} \Delta \theta_{st} + b_{st}^{(k)} \Delta u \quad (9)$$

Dans le cas où $\Delta \theta_{st} = 0$, il vient pour la cause k :

$$\Delta m_{st}^{(k)} = m_{st}^{(k)} b_{st}^{(k)} \Delta u = m_{st}^{(k)} \frac{b_{st}^{(k)}}{\theta_{st}} \Delta u_{st} \quad (10)$$

et pour l'ensemble des causes :

$$\Delta m_{st} = m_{st} b_{st} \Delta u = m_{st} \frac{b_{st}}{\theta_{st}} \Delta u_{st} \quad (11)$$

D'après la formule (10), on voit que, pour un sexe et un âge donnés, le rapport $b_{st}^{(k)}/\theta_{st}$ représente la variation relative du taux de mortalité correspondant à une variation de 1 hg de la consommation de tabac de la population considérée, en supposant la consommation relative constante.

Pour une consommation donnée de tabac différente de la consommation observée, la formule (11) permet de calculer quelle serait la mortalité fictive d'un individu d'âge x_t . Connaissant la table de mortalité de la population générale on en déduit l'âge fictif correspondant.

3.4. Calculs pratiques

On calcule d'abord les constantes $a_{st}^{(k)}$ et les coefficients de régression $b_{st}^{(k)}$, pour chaque cause de décès, par sexe et par groupe d'âge à partir des données régionales.

Les équations (4) relatives au cancer de l'appareil respiratoire avec la relation (1) permettent de déterminer $b^{(0)}$ ainsi que les consommations relatives θ_{st} .

On calcule ensuite les coefficients $b_{st}^{(k)}$ et λ_k grâce aux équations (5) par ajustement graphique.

4 — RÉSULTATS

Il convient de rappeler tout d'abord que les relations mesurées dans cette étude sont des liaisons statistiques qui n'impliquent pas de relations de cause à effet (1).

4.1. Validité des résultats

Les paramètres des régressions linéaires ayant été calculés sur des échantillons de 22 régions d'observation sont soumis à des erreurs d'échantillonnage. On peut déterminer, par exemple, la valeur absolue minimum que doit avoir un coefficient de corrélation pour être jugée significativement différente de zéro avec un risque donné, en admettant que les variables sont distribuées normalement et que les régressions sont indépendantes les unes des autres.

1. Les liaisons mesurées reflètent une réalité complexe. C'est ainsi, par exemple, que la consommation de tabac est très liée à celle de l'alcool; elle est également sous la dépendance de facteurs plus généraux exogènes (milieu, conditions de vie, conditionnement psycho-sociologique, ...) et aussi probablement endogènes (génétiques).

On trouve, par exemple, que les coefficients de corrélation supérieurs ou égaux à 0,422 en valeur absolue sont différents de zéro avec un risque d'erreur de 5 %; la limite est de 0,360 pour un risque de 10 % et devient égale à 0,258 pour un risque de 25 %.

D'autre part, malgré les corrections faites précédemment, il reste des erreurs d'observation qui peuvent être importantes. Pour les rectifier, on a calculé des coefficients de régression et de corrélation ajustés à partir de la relation (6).

Compte tenu de ces remarques, il convient de souligner que les résultats présentés ne doivent être considérés que comme des valeurs approchées.

4.2. Présentation des résultats

Consommations relatives

Le tableau 1 fournit les consommations relatives θ_{st} de tabac par sexe et groupe d'âge.

TABLEAU 1

Consommation relative de tabac par habitant suivant le sexe et l'âge, en 1969

$$\theta_{st} = u_{st}/u$$

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

Régressions simples entre y_{st} et u

On trouvera, dans le tableau 2, les coefficients de régression $b_{st}^{(k)}$ et les coefficients de corrélation $r_{st}^{(k)}$ des régressions entre le logarithme du taux de mortalité et la consommation générale de tabac. Ces coefficients ont été ajustés comme il a été précisé plus haut.

On note que ces coefficients sont positifs pour la presque totalité des causes. Dans le groupe d'âge 45-64 ans, les coefficients de corrélation les plus élevés se rapportent aux cancers de l'appareil respiratoire, des organes génito-urinaires et à la cirrhose du foie, pour le sexe masculin (coefficients supérieurs à 0,5).

Les coefficients sont négatifs pour les maladies cérébro-vasculaires et pour le cancer de l'appareil digestif, mais différents de zéro d'une manière peu significative (1).

Modèle général

Le tableau 3 fournit les coefficients $b_s^{(k)}$ et λ_k du modèle général de régression entre le logarithme du taux de mortalité et la consommation cumulée de tabac par sexe et âge.

On remarque que les coefficients $b_s^{(k)}$ relatifs au sexe féminin sont de 1,6 à 8,2 fois plus élevés que ceux du sexe masculin.

1. Ces corrélations négatives ne doivent pas être interprétées dans le sens d'une sorte d'effet préventif du tabac pour les affections correspondantes. Une explication plausible est que, sous l'influence du tabac et d'autres facteurs qui lui sont liés, la mortalité prématurée qui en résulte dispense de mourir pour certaines autres causes.

TABLEAU 2

Coefficients ajustés des régressions simples entre la mortalité et la consommation générale de tabac, par cause de décès, suivant le sexe et l'âge

$$y_{st}^{(k)} = a_{st}^{(k)} + b_{st}^{(k)} u$$

Causes de décès	Sexe	Coefficient de régression $b_{st}^{(k)}$				Coefficient de corrélation $r_{st}^{(k)}$			
		15-44 ans	45-64 ans	65-74 ans	75 ans et plus	15-44 ans	45-64 ans	65-74 ans	75 ans et plus
Tuberculose toutes formes	M	0,024	0,033	0,023	0,010	0,091	0,168	0,128	0,071
	F	0,038	0,063	0,050	0,018	0,158	0,276	0,199	0,081
Cancers toutes formes	M	0,017	0,026	0,020	0,025	0,180	0,314	0,252	0,126
	F	0,016	0,027	0,023	0,008	0,214	0,543	0,269	0,104
dont :									
cancer de la bouche et du pharynx .	M	0,027	0,052	0,046	0,024	0,189	0,308	0,377	0,222
	F	0,022	0,046	0,045	0,017	0,075	0,197	0,264	0,099
cancer de l'appareil digestif et du péritoine	M	-0,030	-0,042	-0,032	-0,015	-0,152	-0,316	-0,245	-0,118
	F	-0,012	-0,021	-0,017	-0,006	-0,078	-0,201	-0,172	-0,062
cancer de l'appareil respiratoire . .	M	0,034	0,102	0,118	0,083	0,219	0,770	0,781	0,640
	F	0,007	0,023	0,030	0,015	0,042	0,172	0,257	0,148
cancer du sein, des os, de la peau . .	M	0,023	0,030	0,021	0,009	0,089	0,143	0,193	0,067
	F	0,025	0,038	0,030	0,009	0,152	0,230	0,389	0,099
cancer des organes génito-urinaires .	M	0,041	0,048	0,031	0,013	0,235	0,537	0,455	0,118
	F	0,033	0,038	0,033	0,009	0,339	0,350	0,285	0,084
cancers de sièges autres ou non spécifiés	M	0,049	0,073	0,055	0,025	0,265	0,575	0,393	0,197
	F	0,042	0,075	0,064	0,020	0,121	0,708	0,618	0,195
cancer des tissus lymphatiques et hématopoïétiques	M	0,025	0,034	0,022	0,009	0,083	0,272	0,220	0,118
	F	0,024	0,034	0,027	0,006	0,153	0,336	0,246	0,049
Diabète	M	0,030	0,051	0,039	0,020	0,233	0,340	0,302	0,101
	F	0,034	0,068	0,064	0,023	0,100	0,267	0,196	0,120
Maladies du cœur	M	0,037	0,041	0,030	0,013	0,202	0,347	0,390	0,163
	F	0,037	0,052	0,039	0,011	0,200	0,418	0,315	0,178
dont :									
maladies ischémiques du cœur . . .	M	0,039	0,045	0,030	0,012	0,187	0,385	0,327	0,148
	F	0,034	0,047	0,036	0,010	0,093	0,360	0,293	0,113
Maladies cérébro-vasculaires	M	-0,044	-0,047	-0,030	-0,013	-0,186	-0,420	-0,297	-0,149
	F	-0,019	-0,024	-0,018	-0,005	-0,094	-0,218	-0,189	-0,068
Alcoolisme et psychose alcoolique . .	M	0,082	0,107	0,075	0,031	0,253	0,406	0,284	0,110
	F	0,091	0,133	0,108	0,032	0,309	0,449	0,484	0,206
Cirrhose du foie	M	0,104	0,128	0,082	0,032	0,269	0,672	0,444	0,211
	F	0,036	0,050	0,037	0,010	0,102	0,190	0,106	0,056
Pneumonie	M	0,064	0,079	0,056	0,023	0,186	0,258	0,224	0,130
	F	0,035	0,050	0,040	0,012	0,097	0,134	0,169	0,024
Bronchite	M	0,087	0,128	0,097	0,042	0,226	0,272	0,413	0,376
	F	0,078	0,131	0,108	0,038	0,153	0,207	0,505	0,435
Néphrite et néphrose	M	0,050	0,066	0,047	0,012	0,178	0,309	0,226	0,071
	F	0,046	0,066	0,055	0,017	0,124	0,346	0,287	0,104
Toutes causes	M	0,040	0,047	0,028	0,013	0,257	0,437	0,349	0,237
	F	0,023	0,033	0,024	0,007	0,200	0,254	0,322	0,083

Applications

On peut mesurer la variation relative de mortalité liée à une variation de la consommation de tabac.

On observe, par exemple, que le coefficient de régression relatif au cancer de l'appareil respiratoire, pour les hommes de 45 à 64 ans, est égal à 0,102; on en déduit que pour cette catégorie de population une augmentation de la consommation de tabac, de 1 cigarette par jour, soit 3,65 hg par an, correspond à une augmentation relative de la mortalité pour cette cause égale à :

$$\frac{b_{st}^{(k)}}{\theta_{st}} \Delta u_{st} = \frac{0,102}{2,77} \times 3,65 = 0,134$$

soit 13,4 %.

TABLEAU 3

Coefficients du modèle général de régression entre la mortalité et la consommation cumulée de tabac, par sexe et âge, suivant la cause de décès

Causes de décès	N° de la classification internationale (révision 1965) (1)	Coefficient $b_i^{(k)} \cdot 10^3$		Coefficient λ_i
		Sexe masculin	Sexe féminin	
Tuberculose toutes formes	B 5, B 6	0,809	6,669	0,082
Cancers toutes formes	B 19	0,532	2,555	0,028
dont :				
cancer de la cavité buccale et du pharynx	140-149	0,650	2,713	0,019
cancer de l'appareil digestif et du péritoine	150-159	-0,974	-2,027	0,030
cancer de l'appareil respiratoire	160-163	0,439	0,439	-
cancer du sein des os, de la peau	170-174	0,808	4,658	0,033
cancer des organes génito-urinaires	180-189	1,715	7,223	0,039
cancers de sièges autres ou non spécifiés (y compris les localisations secondaires d'origine non déclarée) (2)	190-199	1,504	6,371	0,029
cancer des tissus lymphatiques et hématopoïétiques	200-209	0,927	4,860	0,035
Diabète	B 21	0,834	4,624	0,025
Maladies du cœur	B 25-B 29	1,461	7,576	0,037
dont maladies ischémiques du cœur	B 27	1,599	7,066	0,038
Maladies cérébro-vasculaires	B 30	-1,783	-4,185	0,040
Alcoolisme et psychose alcoolique	201, 303	2,930	15,729	0,034
Cirrhose du foie	B 37	4,843	7,619	0,040
Pneumonie	B 32	2,369	6,773	0,035
Bronchite	B 33	2,724	12,915	0,029
Néphrite et névrose	B 38	1,777	8,318	0,033
Toutes causes		1,759	5,256	0,040

1. Liste B et certains numéros de la liste détaillée.
2. Cette rubrique comprend en particulier le cancer du cerveau et les cancers secondaires des appareils respiratoire et digestif.

TABLEAU 4

Age fictif lié à la consommation de tabac, suivant le sexe et l'âge observé (1)

Consommation de tabac en paquets de cigarettes par jour	Age observé en années		
	30	55	70
<i>Sexe masculin</i>			
1	38	61	78
2	45	69	85
<i>Sexe féminin</i>			
1	51	73	86
2	59	79	93

1. Age fictif : âge correspondant à la mortalité résultant d'une consommation de tabac donnée.

Le tableau 4 indique quel serait l'âge fictif correspondant à la mortalité générale résultant d'une consommation de tabac donnée. On a choisi, à titre d'indication, une consommation de 1 ou 2 paquets de cigarettes par jour (1 paquet = 20 g), pour les âges observés de 30, 55 et 70 ans.

Considérons, par exemple, le cas d'un homme de 55 ans fumant un paquet par jour,

soit 73 hg par an. La consommation générale de tabac par habitant en 1969 étant égale à 15,23 hg, on a :

$$\Delta u = \frac{73}{\theta_{st}} - 15,23 = \frac{73}{2,77} - 15,23 = 11,12$$

et

$$\frac{\Delta m_{st}}{m_{st}} = b_{st} \Delta u = 0,047 \times 11,12 = 0,52$$

On en tire le taux fictif de mortalité et graphiquement l'âge fictif correspondant : 61 ans.

5 — CONCLUSIONS

Cette étude montre qu'il est possible de tirer des renseignements intéressants à partir de statistiques générales malgré les incertitudes qui les affectent. A l'aide d'hypothèses simples et plausibles, on a évalué la consommation de tabac par habitant suivant le sexe et le groupe d'âge et on a estimé la liaison existant entre, d'une part, la mortalité générale et la mortalité par cause et, d'autre part, la consommation de tabac. Les résultats obtenus sont des indications qu'il serait nécessaire de confirmer par des expériences de laboratoires ou des enquêtes plus précises.

RÉFÉRENCES

- [1] AUBENQUE M. — La mortalité par cancer broncho-pulmonaire suivant les départements — Études statistiques, I. N. S. E. E., n° 3, 1960.
DAMIANI P. — La mortalité départementale attribuée au cancer broncho-pulmonaire et la consommation de tabac. Études et conjoncture, I. N. S. E. E., n° 12, 1965, 137-142.
MASSÉ L., DAMIANI P., MASSÉ H. — Le tabac et l'urbanisation, facteurs de mortalité — Bulletin de l'Académie nationale de médecine. Tome 158, n° 5, mai 1974, 354-361.
- [2] Statistique des causes médicales de décès. Volumes annuels. I. N. S. E. R. M.
- [3] BREIL J. — Statistique du mouvement de la population, 2^e partie : Les causes de décès. Année 1943, p. XI-XV. I. N. S. E. E. 1947.
LEDERMANN S. — La répartition des décès de cause indéterminée. Revue de l'Institut international de statistique, I-III, 47-57, 1956.
- [4] La consommation de tabac en France. 1969. S. E. I. T. A. Paris.